Evolutie van de uitgaven voor gezondheidszorg

KCE reports vol.15A

Federaal Kenniscentrum voor de Gezondheidszorg
Centre Fédéral d'Expertise des Soins de Santé
2005

Het Federaal Kenniscentrum voor de Gezondheidszorg

Voorstelling : Het Federaal Kenniscentrum voor de Gezondheidszorg is een parastatale, opgericht door de programma-wet van 24 december 2002 (artikelen 262 tot 266) die onder de bevoegdheid valt van de Minister van Volksgezondheid en Sociale Zaken. Het centrum is belast met het realiseren van beleidsondersteunende studies binnen de sector van de gezondheidszorg en de ziekteverzekering.

Raad van Bestuur

Effectieve leden : Gillet Pierre (Président), Cuypers Dirk (Vice-Président), Avontroodt Yolande, Beeckmans Jan, Bovy Laurence, De Cock Jo (Vice-Président), Demaeseneer Jan, Dercq Jean-Paul, Ferette Daniel, Gailly Jean-Paul, Goyens Floris, Keirse Manu, Kesteloot Katrien, Maes Jef, Mariage Olivier, Mertens Pascal, Mertens Raf, Moens Marc, Ponce Annick, Smiets Pierre, Van Ermen Lieve, Van Massenhove Frank, Vandermeeren Philippe, Verertbruggen Patrick, Vranckx Charles

Plaatsvervangers : Baland Brigitte, Boonen Carine, Cuypers Rita, De Ridder Henri, Decoster Christiaan, Deman Esther, Désir Daniel, Heyerick Paul, Kips Johan, Legrand Jean, Lemye Roland, Lombaerts Rita, Maes André, Palsterman Paul, Pirlot Viviane, Praet François, Praet Jean-Claude, Remacle Anne, Schoonjans Chris, Servotte Joseph, Van Emelen Jan, Vanderstappen Anne

Regeringscommissaris : Roger Yves

Directie

Algemeen Directeur : Dirk Ramaekers

Algemeen Directeur adjunct : Jean-Pierre Closon

Evolutie van de uitgaven voor gezondheidszorg

KCE reports vol.15A

KCE
IMA
CES - KUL
FPB

Federaal Kenniscentrum voor de Gezondheidszorg
Centre Fédéral d'Expertise des Soins de Santé
2005

KCE reports vol. 15A

Titel : Evolutie van de uitgaven voor gezondheidszorg

Auteurs : KCE: Ralph Crott , Dirk Van den Steen
Intermutualistisch Agentschap: Christian Léonard, Hervé Avalosse, Agnès Leclercq, Bernard Lange, Jean-Pierre Bronckaers
Centrum voor Economische Studiën - KULeuven: Erik Schokkaert, Carine Van de Voorde, Charlotte Verhelle
Federaal Planbureau: Peter Willemé, Windy Vandevyvere

Externe experten: Franz Régo

Externe validatoren : G d'Alcantara, P Kestens, R Douven

Conflict of interest : no conflicts of interest were declared

Layout: Dimitri Bogaerts

Brussel, 20 juli 2005 (1st print), 25 juli 2005 (2nd print)

MeSH : Health Expenditures, Government Regulation
NLM classification: W74
JEL classification: H51, I18.

Taal : Nederlands
Format : Adobe® PDF™ (A4)

Wettelijk depot : D/2005 /10.273/13

Elke gedeeltelijke reproductie van dit document is toegestaan mits bronvermelding.
Dit document is beschikbaar vanop de website van het Federaal Kenniscentrum voor de Gezondheidszorg.

Hoe refereren naar dit document?
KCE, IMA, CES - KUL, FPB Evolutie van de uitgaven voor gezondheidszorg. Report. Brussel: Federaal Kenniscentrum voor de Gezondheidszorg (KCE); 2005 juli. KCE reports 15 A. (D/2005/10.273/13)

Federaal Kenniscentrum voor de Gezondheidszorg - Centre Fédéral d'Expertise des Soins de Santé.

Résidence Palace (10de verdieping-10ème étage)
Wetstraat 155 Rue de la Loi
B-1040 Brussel-Bruxelles
Belgium

Tel: +32 [0]2 287 33 88
Fax: +32 [0]2 287 33 85

Email : info@kenniscentrum.fgov.be , info@centredexpertise.fgov.be
Web : http://www.kenniscentrum.fgov.be , http://www.centredexpertise.fgov.be

VOORWOORD

De omvang van de uitgaven voor gezondheidszorg wordt de laatste decennia met argusogen gevolgd. De toename ervan baart zowel de financierders van de sociale zekerheid als de beleidsverantwoordelijken de nodige zorgen. Welke uitgaven kan men verwachten binnen 6 maanden, binnen een jaar, binnen drie jaar, binnen twintig jaar? Welke uitgavencategorieën zullen versneld groeien? Welke zullen bijgevolg de behoeften zijn aan gezondheidswerkers, aantal bedden, gespecialiseerde instellingen,…?

Er staan grote belangen op het spel en men is het er unaniem over eens dat het fenomeen van de versneld toenemende uitgaven de laatste jaren alsnog niet gekeerd is. Daarom was het logisch dat het KCE het thema van de evolutie van de uitgaven in zijn studieprogramma opnam. Doelstelling hierbij was enerzijds het inzicht in de historisch waargenomen groei uit te diepen en anderzijds de haalbaarheid te bestuderen van voorspellende ramingstechnieken waarbij uitgegaan wordt van actiepunten die ingrijpen op budgettaire groeifactoren.

De onderzoeksgroep omvatte een universitair team, de studiediensten van de ziekenfondsen, het Federaal Planbureau en experts van het KCE. De samenwerking verliep constructief en was vruchtbaar. De onderzoeksvragen werden vanuit verschillende invalshoeken belicht, gaande van beschrijvende analyses tot meer gesofisticeerde econometrische modellen. De eerste resultaten zien er veelbelovend uit. Er is in België heel wat statistisch basismateriaal aanwezig dat nog te weinig beschikbaar gemaakt is en waarvan het nut bij het maken van voorspellingen nog te weinig onderzocht is.

Samen met deze eerste resultaten reikt het onderzoek ook een reeks van vragen aan, onder meer naar de domeinen of aandoeningen waar de ontwikkeling van alternatieve methodes voor de voorspelling van de evolutie van hun uitgaven het meest nuttig is. Niet alle onderzoekssporen kunnen echter tegelijk worden gevolgd. Op dit punt moet verder de dialoog gevoerd worden tussen het KCE en de instellingen waarvan het ten dienste staat, om prioritaire invalswegen te kiezen en het beleidsmatig nut van toekomstig onderzoekswerk te garanderen.

Jean-Pierre CLOSON
Adjunct Algemeen Directeur

Dirk RAMAEKERS
Algemeen Directeur

SAMENVATTING VAN HET RAPPORT

Probleemstelling

Het is voor de beleidsmakers van groot belang de toekomstige evolutie van de uitgaven voor gezondheidszorg zo correct mogelijk te voorspellen. Hoewel dit in alle landen belangrijk is, is het zeker essentieel in een land als België waar gewerkt wordt met een jaarlijks a priori vastgelegde begrotingsdoelstelling. Voor de evaluatie en de conceptie van het beleid is het overigens ook noodzakelijk de effecten van concrete maatregelen zo nauwkeurig mogelijk in te kunnen schatten en in de voorspellingen te integreren.

In België heeft het RIZIV ervaring met korte-termijnvoorspellingen. Hierbij worden de trends uit het verleden doorgetrokken naar de toekomst met gerichte correcties voor specifieke beleidsmaatregelen. Er zijn ook, onder meer op het Federaal Planbureau, modellen beschikbaar voor de projecties op lange termijn, waarbij de klemtoon vooral ligt op de effecten van de vergrijzing. Er is echter tot nu toe weinig ervaring opgebouwd met voorspellingen op middellange termijn (twee tot vijf jaar). Vanuit beleidsstandpunt is dit nochtans een belangrijke vraagstelling. De effecten van specifieke beleidsmaatregelen en institutionele wijzigingen zullen immers vooral op die termijn moeten worden geëvalueerd, omdat dan de verschillende gedragseffecten tot uiting zullen zijn gekomen.

Voor dergelijke voorspellingen moet een nieuw instrumentarium worden ontwikkeld. Enerzijds is deze periode te lang om nog vertrouwen te hebben in mechanische extrapolaties. Anderzijds echter wijzigen de structurele factoren, zoals de leeftijdssamenstelling van de bevolking, waarop de lange-termijnmodellen zich vooral richten, aan een traag tempo en zullen de gevolgen van deze wijzigingen binnen een periode van twee tot vijf jaar relatief beperkt blijven. Een beter inzicht in de effecten op middellange termijn zou toelaten enerzijds de korte-termijnvoorspellingen uit te breiden en beter in te kaderen en anderzijds de lange-termijnvoorspellingen beter te relateren tot actuele beleidswijzigingen.

Idealiter zou hiervoor een statistisch onderbouwd model moeten worden uitgewerkt. Een dergelijk model zou overigens niet alleen voor voorspellingen kunnen gebruikt worden. Het zou vooral ook nuttig zijn voor de simulatie van de effecten van concrete beleidsmaatregelen, waarbij rekening wordt gehouden met mogelijke gedragseffecten. Het zou toelaten de verschillende effecten op een consistente wijze te evalueren en de transparantie van de beleidsdiscussies verhogen.

De uitwerking van een dergelijk model was vanzelfsprekend volledig onmogelijk binnen de tijdsspanne van één jaar. Dit rapport moet dan ook gezien worden als een eerste stap. We brengen enkele noodzakelijke bouwstenen aan voor de toekomstige uitbouw van een dergelijk voorspellingsmodel. We gaan dieper in op de in België beschikbare gegevens. We geven een inventaris van moeilijkheden en mogelijkheden en schetsen een mogelijke richting voor de toekomst.

Een eerste hoofdstuk vat de belangrijkste inzichten samen uit de wetenschappelijke literatuur over de groei van de uitgaven voor gezondheidszorg. Hierbij wordt vooral gewezen op de interactie tussen leeftijdseffecten en technische vooruitgang. Er wordt specifiek aandacht besteed aan de methodologische lessen die uit de literatuur kunnen worden getrokken voor de toepassing in België.

Vervolgens wordt er in hoofdstuk twee dieper ingegaan op de concrete evolutie in België in de periode 1995-2002. De groei van de uitgaven – geaggregeerd volgens de grote categorieën van de documenten C – wordt uitgesplitst in drie componenten (volume, prijs, aantal rechthebbenden). Om de geobserveerde evoluties beter te begrijpen worden ze geconfronteerd met een gedetailleerd overzicht van de beleidsmaatregelen die in dezelfde periode getroffen werden in een aantal sectoren. De effecten van het beleid worden hierbij meer diepgaand geanalyseerd voor een hele reeks van nomenclatuurcodes. Het materiaal in hoofdstuk twee brengt de noodzakelijke elementen aan voor een beschrijvende a posteriori-analyse. Om van daaruit over te gaan op een prospectief model is het echter noodzakelijk ook rekening te houden met gedragseffecten. De uitsplitsing in prijs- en hoeveelheidseffecten blijft in deze context natuurlijk van het grootste belang.

In hoofdstuk 3 worden daarom de theoretische voor- en nadelen en de praktische bruikbaarheid van verschillende prijs- en hoeveelheidsindices onderzocht en wordt er uiteindelijk geopteerd voor het gebruik van de Chained Fisher-index.

In de hoofdstukken 4 en 5 tenslotte worden de resultaten voorgesteld van twee verkennende econometrische analyses. Hierbij gaat de aandacht in de eerste plaats uit naar de gedragseffecten. De eerste analyse richt zich op het verloop van de uitgaven voor artsenhonoraria in de ambulante sector (meer specifiek code C1A), de tweede op de uitgaven in RVT's en ROB's (code C7). Er wordt tevens gesuggereerd op welke wijze dergelijke econometrische analyses kunnen geïntegreerd worden voor het maken van beter onderbouwde voorspellingen. De gegevens die gebruikt worden in hoofdstukken 4 en 5 geven een gedetailleerde uitsplitsing van uitgaven over verschillende leeftijdsgroepen en sociale categorieën. Het blijkt dat deze uitsplitsing essentieel is voor een beter begrip van de geobserveerde evoluties.

Tenslotte worden de belangrijkste bevindingen samengevat en worden de conclusies geformuleerd. Ook worden de volgende stappen beschreven om, vertrekkend vanuit dit rapport, vooruitgang te maken in de richting van een statistisch onderbouwd voorspellingsmodel van de Belgische gezondheidsuitgaven.

Inzichten uit de economische literatuur (hoofdstuk 1)

Er bestaat een zeer uitgebreide literatuur over de groei van de uitgaven in de gezondheidszorg. Een overzicht van deze literatuur wordt gegeven in hoofdstuk 1. Tot nu toe is het wetenschappelijk onderzoek vooral gericht geweest op de evolutie op langere termijn. Men zoekt een verklaring voor de trendmatige stijging van de uitgaven in de meeste ontwikkelde landen én voor de verschillen in het niveau en de evolutie van de uitgaven tussen verschillende landen. Wij beschrijven eerst de belangrijkste verklarende factoren die uit het internationale onderzoek naar voor komen. Vervolgens komen enkele belangrijke methodologische vragen aan bod, die relevant zijn voor toepassing in de Belgische context. Tenslotte vertalen we deze algemene problemen in concrete operationele vragen.

Een overzicht van de meest cruciale factoren

Interactie tussen leeftijdseffecten en technologische vooruitgang

In het publieke debat wordt veel aandacht geschonken aan de effecten van de vergrijzing op de groei van de uitgaven voor gezondheidszorg. Hoewel deze effecten door weinig auteurs worden ontkend, blijken ze toch veel meer beperkt te zijn dan veelal wordt aangenomen. Eenvoudige mechanische extrapolaties vormen een interessant vertrekpunt, maar dreigen het effect van de vergrijzing te overschatten. Er moet rekening worden gehouden met de veranderingen in het leeftijdsprofiel van de morbiditeit. Het is namelijk mogelijk dat de gezondheidstoestand van oudere mensen doorheen de tijd verbetert. Er moet ook gecontroleerd worden voor de stijging van de uitgaven in het laatste levensjaar (onafhankelijk van de leeftijd van overlijden) en rekening gehouden worden met het over de tijd verschuivend consumptieprofiel van de verschillende geboortecohortes (het generatie-effect).

In voorspellingen voor België wordt tevens een grote rol toebedeeld aan wijzigingen in het BBP of het nationaal inkomen. A priori lijkt het inderdaad evident dat stijgingen van het geaggregeerd inkomen een positief effect zullen hebben op de uitgaven voor gezondheidszorg. Maar ook hier is het internationale empirische onderzoek veel minder conclusief. In elk geval bestaat er absoluut geen consensus over de grootte van het inkomenseffect. Bovendien blijkt het essentieel inkomenseffecten op macro- en op microniveau van elkaar te onderscheiden.

De meeste gezondheidseconomen zijn het erover eens dat naast andere oorzaken de technologische vooruitgang een belangrijke drijvende kracht achter de uitgavengroei vormt. Er is meer onderzoek nodig naar de mechanismen die de omvang en de richting van deze technologische vooruitgang bepalen. Het is echter uiterst moeilijk deze technologische vooruitgang te operationaliseren en empirisch in kaart te brengen. Vaak beperkt men zich ertoe de "exogene trend" te interpreteren als een indicatie van technische vooruitgang. Maar dit is natuurlijk nogal primitief en bovendien zijn er verschillende andere variabelen (inclusief het inkomen) die ook een trendmatig verloop kennen. Waarschijnlijk kan er slechts vooruitgang geboekt worden door het meer intensief gebruik van microgegevens. Deze zouden het ook mogelijk maken dieper in te gaan op de interactie tussen de technische vooruitgang en de evolutie van het leeftijdsprofiel van de uitgaven over de tijd.

Beleidsmaatregelen in een specifieke institutionele context

Institutionele factoren zijn van cruciaal belang om een beter inzicht te krijgen in de verschillende evoluties in verschillende landen. Voor nationale beleidsmakers is het wellicht nog belangrijker de effecten van specifieke beleidsparameters in te schatten. De verschuiving in de richting van meer prospectieve financiering is hiervan een belangrijk voorbeeld. Hoewel internationaal vergelijkende studies ongetwijfeld zeer nuttig kunnen zijn, moeten ze in dit verband toch met uiterste voorzichtigheid worden behandeld. De effecten van identieke specifieke beleidsmaatregelen kunnen immers cruciaal afhangen van de concrete institutionele omgeving waarbinnen ze worden doorgevoerd. Vooral als het gaat om het gedrag van de verstrekkers mag de hele institutionele context (inclusief de gehanteerde vergoedingssystemen) niet uit het oog worden verloren. De resultaten voor het gedrag van de patiënten zijn wellicht meer robuust. In dit verband suggereert de literatuur dat de effecten van wijzigingen in de eigen bijdragen op het consumptiegedrag in het algemeen relatief beperkt zijn, hoewel ze voor verschillende sociale groepen kunnen verschillen.

Enkele cruciale methodologische lessen

De klemtoon op demografische en technologische factoren en op institutionele verschillen tussen de landen is goed te begrijpen vanuit het standpunt van een structurele analyse. Het is echter minder evident om deze inzichten uit de wetenschappelijke literatuur te implementeren voor het opstellen van een voorspellingsmodel op middellange termijn. In dit verband kunnen drie belangrijke methodologische vragen worden gesteld.

Lange termijn versus korte termijn

Voor de meest cruciale verklarende factoren kan men ervan uitgaan dat ze op korte termijn relatief constant blijven (de leeftijdssamenstelling) of in elk geval evolueren volgens een constant groeiritme (de technische vooruitgang). Men kan zich daarom afvragen of het voor korte-termijnvoorspellingen niet voldoende zou zijn om de bestaande trends gewoon door te trekken. De concrete en gedetailleerde analyse van de Belgische uitgavenevolutie in hoofdstuk 2 toont echter aan dat men slechts zelden stabiele trends waarneemt. Tegelijkertijd worden er ook voortdurend tal van specifieke beleidsmaatregelen genomen, waarvan minstens enig effect kan verwacht worden. Het is daarom noodzakelijk te onderzoeken in hoeverre de introductie van bijkomende verklarende variabelen de voorspellingen kan verbeteren in vergelijking met de veronderstelling van een constante trend. De uitbouw van een meer volledig model zou het bovendien mogelijk moeten maken om een beter inzicht op te bouwen in de oorzaken van de uitgavenevolutie.

Geaggregeerd versus gedesaggregeerd

Het grootste gedeelte van de analyses richt zich op een verklaring van de evolutie in de totale uitgaven voor gezondheidszorg. Verschillende deelcomponenten kunnen nochtans op een verschillende wijze reageren. In België wordt traditioneel overigens het globale budget uitgesplitst over verschillende deelbudgetten, ook bij het opstellen van de globale begrotingsdoelstelling. De voorbeelden uit de VS en uit Nederland, die in het literatuuroverzicht aan bod komen, illustreren op welke wijze een dergelijke meer gedesaggregeerde benadering tot diepere inzichten kan leiden. Een meer gedesaggregeerde analyse is zeker nodig wanneer men de effecten van punctuele beleidsmaatregelen wil evalueren. De literatuur biedt echter weinig houvast voor de bepaling van het optimale aggregatieniveau, omdat dit ongetwijfeld ook mede zal afhangen van concrete institutionele factoren. In de toekomst zal waarschijnlijk meer aandacht moeten gaan naar de integratie van informatie over specifieke morbiditeitsgroepen.

Macro versus micro

De economische literatuur wordt gedomineerd door macro-economische analyses, waarbij de evolutie van de nationale uitgaven wordt gevolgd doorheen de tijd of wordt vergeleken voor verschillende landen. Gezien de brede vraagstelling is dit ook normaal. Zoals in het literatuuroverzicht wordt geargumenteerd, zijn analyses op dit niveau echter onvoldoende om cruciale vragen (bv. over het evoluerende leeftijdsprofiel van de uitgaven of over de effecten van relatief beperkte beleidsmaatregelen) te evalueren. Bovendien kunnen de resultaten van het micro-onderzoek zonder probleem op een coherente wijze in de macro-analyse worden geïntegreerd. In de toekomst moet meer aandacht besteed worden aan de juiste samenhang tussen micro- en macroanalyses. Dit is ook voor België relevant in het licht van de toenemende beschikbaarheid van gegevens op individueel niveau.

Operationele vragen voor België

Voor de toepassing op de concrete Belgische situatie kunnen de voorgaande algemene problemen in enkele concrete operationele vragen worden vertaald.

Prijzen en hoeveelheden

De theorie van de uitgavengroei maakt een onderscheid tussen enerzijds prijsevoluties en anderzijds evoluties van de hoeveelheden en zoekt in de eerste plaats verklaringen voor de tweede component. De prijsevoluties worden vaak als exogeen beschouwd, omdat ze sterk door de beleidsmakers kunnen worden beïnvloed. De in België meest courant gebruikte gegevens zijn echter gesitueerd op het uitgavenniveau en het zijn uiteindelijk ook de uitgaven (of beter: de ZIV-terugbetalingen) die moeten voorspeld worden. De vraag rijst wat de meest aangewezen methode is om tot zinnige prijs- en hoeveelheidsindices te komen.

Trend versus bijkomende verklarende factoren

Voor korte termijn-voorspellingen bestaat de huidige praktijk erin om bestaande trends door te trekken met specifieke aanpassingen voor recente beleidsmaatregelen. De literatuur suggereert een hele reeks factoren die invloed kunnen uitoefenen op de evolutie op lange termijn. Demografische en technologische factoren zijn hierbij cruciaal. Er moet empirisch getoetst worden of de introductie van verklarende factoren en/of het gebruik van meer gesofistikeerde statistische methoden ook de kwaliteit van de voorspellingen op middellange termijn kan verbeteren.

Een overzicht van beleidsmaatregelen

In de Belgische institutionele structuur worden de ZIV-uitgaven in grote mate bepaald door wijzigingen in de nomenclatuur. Door de ingewikkeldheid van deze nomenclatuur is het niet altijd gemakkelijk om een samenhangend beeld te krijgen van de verschillende beleidswijzigingen. Om de effecten van het beleid in het verleden na te gaan, is het daarom essentieel eerst een gestructureerd overzicht van de nomenclatuurwijzigingen op te bouwen.

Op welk niveau aggregeren?

Juist omdat de nomenclatuur zo uitgebreid en gedetailleerd is, is het volstrekt onmogelijk op dat niveau een adequaat model uit te bouwen. Anderzijds echter is een analyse op het niveau van de globale uitgaven onvoldoende gedetailleerd om de effecten van specifieke beleidsmaatregelen te evalueren. De vraag rijst dan wat het optimale aggregatieniveau is voor de verklarende analyse en voor het voorspellingsmodel.

De bedoeling van het rapport bestaat er nu precies in om bouwstenen aan te brengen voor het beantwoorden van deze vier operationele vragen.

Een beschrijvende analyse van de Belgische uitgaven (hoofdstukken 2 en 3)

In de hoofdstukken 2 en 3 – die de kern van dit rapport vormen - wordt het essentiële materiaal samengebracht om op deze operationele vragen te kunnen antwoorden. De hoofddoelstelling is de verklaring van de evolutie van de uitgaven voor de overheid. In het algemeen is het mogelijk om deze uitgaven (of terugbetalingen) te splitsen in een prijs- en een volumecomponent:

(1) totale uitgaven = (terugbetalingstarief) x (gemiddelde hoeveelheid per rechthebbende) x (aantal rechthebbenden)

Deze uitdrukking suggereert onmiddellijk dat wijzigingen in de totale uitgaven kunnen teruggebracht worden op drie componenten:

1. wijzigingen in het terugbetalingstarief (prijseffect);
2. wijzigingen in de gemiddelde hoeveelheid per rechthebbende (een volumecomponent, samenhangend met de intensiteit van het verbruik);
3. wijzigingen in het totaal aantal rechthebbenden.

Deze uitsplitsing is zeer nuttig om het verloop van de uitgaven te begrijpen. De derde component kan relatief gemakkelijk voorspeld worden op geaggregeerd niveau op basis van demografische gegevens en is op korte termijn waarschijnlijk ook niet zeer variabel. De eerste component wordt tot op grote hoogte door het beleid beïnvloed. De tweede component echter – de gemiddelde hoeveelheid per rechthebbende - zal mede door het gedrag van de rechthebbenden en van de verstrekkers worden beïnvloed.

Prijzen en hoeveelheden

De bovenstaande uitdrukking (1) kan het gemakkelijkste worden geïnterpreteerd op het niveau van de individuele nomenclatuurcodes. In dat geval zijn terugbetalingstarieven en hoeveelheden duidelijk en ondubbelzinnig gedefinieerd. Het aantal individuele nomenclatuurcodes is echter zo uitgebreid dat elke analyse noodzakelijkerwijze tot een aggregatie zal moeten overgaan. In de Belgische context worden nomenclatuurcodes overigens reeds geaggregeerd in boekhoudcodes en deze op hun beurt in de grote rubrieken van de documenten C. Voor de beleidsmakers is dit op het eerste gezicht het meest voor de hand liggende analyseniveau.

Van zodra we overgaan tot aggregatie van verschillende nomenclatuurcodes (bv. tot het niveau van de boekhoudcodes) rijst er echter een indexprobleem. In hoofdstuk 2 wordt in dit verband een eerste, ruwe benadering toegepast. Voor verschillende nomenclatuurcodes wordt het aantal "gevallen" opgeteld om tot een totale hoeveelheid per boekhoudcode te komen. "Prijzen" worden dan gevonden door de totale uitgaven te delen door deze "hoeveelheids"indicator. Het spreekt vanzelf dat deze procedure enigszins problematisch is. Bij het opstellen van de hoeveelheidsindicator worden verschillende, eigenlijk niet optelbare, "gevallen" toch gewoon opgeteld. Prijs- en hoeveelheidsindicatoren moeten daarom met grote voorzichtigheid worden geïnterpreteerd.

Enkele tendensen qua uitgavengroei

Hoofdstuk 2 geeft een overzicht van de evolutie van de uitgaven op het niveau van de 9 grote budgettaire rubrieken in de documenten C (waarbij C1 verder wordt uitgesplitst) vertrekkend van gegevens over het totale aantal prestaties per jaar. Zoals reeds gezegd, wordt hierbij voor de uitsplitsing van uitgaven over prijzen en volumes uitgegaan van de eenvoudige sommatiemethode. Voor de meeste boekhoudcodes is er informatie bekend over het aantal "gevallen". Uitdrukking (1) kan dan concreet geschreven worden als:

(2) totale uitgaven = (gemiddelde kost per geval) x (gemiddelde aantal gevallen per rechthebbende) x (aantal rechthebbenden)

Hieruit volgt

(3) groeivoet uitgaven = groeivoet van de gemiddelde kost per geval + groeivoet van het gemiddelde aantal gevallen per rechthebbende + groeivoet van het aantal rechthebbenden

Deze uitsplitsing wordt in hoofdstuk 2 apart gegeven voor de algemene en de zelfstandigenregeling en voor rechthebbenden met en zonder voorkeurregeling. Er worden ook tabellen opgenomen met het relatieve belang van de verschillende factoren. Enkele bevindingen springen onmiddellijk in het oog. Het stijgingsritme van het totaal aantal rechthebbenden blijft over de hele periode redelijk constant en is gemakkelijk te voorspellen. Het relatieve belang van prijs- en volumewijzigingen is beter te begrijpen wanneer we teruggaan naar een lager niveau van aggregatie . Dit wordt in hoofdstuk 2 geïllustreerd aan de hand van een grafische voorstelling voor de voornaamste boekhoudcodes (C-codes). Het is meestal onmiddellijk duidelijk of de evolutie vooral "getrokken" wordt door prijs- dan wel door volumewijzigingen (aantal "gevallen").

Een meer gedetailleerde analyse wordt opgenomen voor de uitgavencategorieën C1A en C5 . De uitgaven voor categorie C1A (Consultaties en bezoeken geneesheren) worden vooral getrokken door de prijswijzigingen. Tegelijkertijd echter zijn de volume-effecten niet te verwaarlozen. Soms zijn die te verklaren door beleidswijzigingen, zoals de wijzigingen in de regels voor verzekerbaarheid in de periode 1997/1999 waarop we verder nog terugkomen. In andere gevallen echter zou het kunnen gaan om gedragseffecten. Zo worden de sterke prijsdalingen in 1997 (het gevolg van lineaire besparingsmaatregelen) gevolgd door een opvallende stijging van de volume-indicator in de jaren daarna. Is er een verband? Gelijkaardige vragen kunnen gesteld worden bij de evolutie van de uitgaven voor categorie C5 (Chirurgie en anesthesie). Hier wordt de evolutie gedreven door de evolutie van het aantal gevallen. Tegelijkertijd lijkt er echter een sterk negatief verband te zijn tussen de evolutie van het aantal gevallen en de gemiddelde kost. Zijn deze evoluties onafhankelijk?

De mechanische opsplitsing van de groeivoeten van de uitgaven in een prijs- en een volumecomponent is uitgesproken nuttig als een eerste stap. Ze biedt op zichzelf reeds belangrijke inzichten. Tegelijkertijd werpt ze een veel helderder licht op de overblijvende vragen. Dit wordt nog duidelijker geïllustreerd wanneer we de effecten van specifieke beleidsmaatregelen bekijken op het niveau van de nomenclatuurcode.

Analyse van de effecten van beleidsmaatregelen

Wanneer we de evoluties in het verleden willen begrijpen is het in de eerste plaats essentieel de verschillende beleidsmaatregelen en wijzigingen in de nomenclatuur gedetailleerd te beschrijven. Dit gebeurt in hoofdstuk 2 in detail voor de periode 1995-2002. Hierbij wordt een onderscheid gemaakt tussen twee soorten van maatregelen:

- Wijzigingen in de regels voor verzekerbaarheid. In 1997, 1999 en 2001 werd de voorkeurregeling geleidelijk aan tot steeds meer groepen uitgebreid, ook in het stelsel van de primaire uitkeringsgerechtigden. Bovendien werd in 1998 het residuair stelsel afgeschaft. Dit had vooral gevolgen voor het regime van de zelfstandigen: de gehandicapte zelfstandigen – met recht op terugbetaling voor kleine risico's – werden nu volledig opgenomen in het regime van de zelfstandigen (en verwijderd uit het residuair stelsel). Bovendien werden de regels voor erkenning als "gehandicapte" versoepeld.

Het aantal gehandicapte zelfstandigen nam daardoor sterk toe. Deze wijzigingen leiden vanzelfsprekend op een mechanische wijze tot veranderingen in de uitgaven. Zo stijgen in het regime van de zelfstandigen de uitgaven voor de kleine risico's in 1998 en 1999 met respectievelijk 29% en 26%. We wezen hoger reeds op de duidelijke effecten hiervan voor de uitgaven in categorie C1A. Deze wijzigingen – ook de uitbreiding van de voorkeurregeling - kunnen echter vanzelfsprekend ook gedragseffecten hebben. Om deze gedragseffecten te bepalen is een meer doorgedreven statistische analyse nodig.

- In de periode 1995-2002 is er ook een hele reeks wijzigingen doorgevoerd in de nomenclatuur. Een volledig overzicht van deze wijzigingen is opgenomen in de annex van hoofdstuk 2.

De effecten van deze wijzigingen in de nomenclatuur worden duidelijker wanneer we ook de uitgaven op het niveau van de nomenclatuur bekijken. Hoofdstuk 2 geeft daarvan talrijke voorbeelden. Hierbij worden de effecten uitgesplitst aan de hand van de eenvoudige uitdrukking (3), die we reeds hoger hebben gegeven. In elk van de gevallen is het noodzakelijk "mechanische" en "gedragseffecten" te onderscheiden. Zoals reeds gezegd, beperkt de analyse in hoofdstuk 2 zich tot de mechanische effecten. We geven hier enkele voorbeelden die tegelijkertijd de mogelijkheden en de beperkingen van deze mechanische analyse illustreren.

Om de verschillende verklaringselementen te structureren is het nuttig de eerste factor in (1) explicieter te schrijven:

(4) totale terugbetalingen = (honorarium of tarief – remgeld) x (gemiddelde hoeveelheid per rechthebbende) x (aantal rechthebbenden)

In hoofdstuk 2 wordt een analyse gemaakt voor 25 verschillende voorbeelden in diverse uitgavencategorieën. We vatten hier enkel de meest frappante bevindingen samen.

Indexering en opwaardering van tarieven/honoraria

Wanneer we de gegevens analyseren op het niveau van de nomenclatuurcode en we splitsen de uitgaven uit over prijzen en volumes, zullen over het algemeen wijzigingen in tarieven en honoraria direct gereflecteerd worden in de prijsevoluties. Dit wordt in hoofdstuk 2 duidelijk geïllustreerd voor verschillende voorbeelden: de eerste twee hebben betrekking op bezoeken van de huisarts (prestaties 103132 en 103515 – *voorbeeld 1*) en normale bevallingen (prestaties 423010, 434021, 424012 en 424023 – *voorbeeld 2*). Doordat de prijscomponent op deze wijze als het ware wordt geneutraliseerd, kunnen we op een veel klaardere wijze kijken naar de volume-effecten. Deze volume-effecten –de verandering van het aantal gevallen- blijkt vaak een zeer grote invloed uit te oefenen op de evolutie van de uitgaven. Wat meer is: die volume-effecten gaan, afhankelijk van voorbeeld tot voorbeeld, in zeer verschillende richtingen.

We geven enkele voorbeelden die aantonen dat om deze evoluties te begrijpen er moet gekeken worden zowel naar het gedrag van de artsen als naar het gedrag van de patiënten:

- Binnen boekhoudcode 373 (*voorbeeld 6*) werd prestatie 667634 (kunstoog in plastiek) opgewaardeerd in 1998, prestaties 669012 en 669115 (brilglazen) werden opgewaardeerd in 2001. In het eerste geval is er naast de prijsstijging in 1998 onmiddellijk ook een positief volume-effect (overigens gevolgd door

verschillende jaren met dalingen van de hoeveelheid). In het tweede geval wordt er geen duidelijk effect op de volumes gevonden.

- Binnen boekhoudcode 375 (*voorbeeld 5*) werden vanaf januari 2001 de hoorapparaten voor kinderen jonger dan 12 jaar (prestatie 679195) beter terugbetaald. Bijna onmiddellijk is er een sterke stijging van het aantal gevallen.

Interessante resultaten worden ook gevonden voor prestatie 301033 (boekhoudcode 122 – *voorbeeld 7*), consultaties van een tandarts op vraag van de behandelende geneesheer. In dit geval volgt de evolutie van de prijzen, zoals die uit de gegevens kan worden afgeleid, slechts zeer gedeeltelijk de evolutie die op basis van de indexaties had kunnen verwacht worden. Bovendien toont deze code een zeer opvallend fenomeen. In 2001 werd de benaming van de prestatie gewijzigd, zonder dat er verder grote veranderingen in het systeem of grote tariefwijzigingen werden doorgevoerd. Deze eenvoudige wijziging in de benaming ging gepaard met een sterke stijging van het aantal gevallen. Overigens heeft boekhoudcode 122 nog een ander interessant kenmerk. Omdat ze slechts één nomenclatuurcode omvat, is het mogelijk de gegevens van het document C (die voor deze oefening per prestatiejaar werden geleverd) te vergelijken met de gegevens op het niveau van de nomenclatuur (per boekhoudjaar). De verschillen zijn frappant. Het is duidelijk van essentieel belang om de gegevens te analyseren per prestatiejaar.

Tariefdalingen

Ook tariefreducties worden in de geanalyseerde voorbeelden over het algemeen gereflecteerd in de prijscomponent van de uitgavenevolutie. Opnieuw echter blijken de volume-effecten van essentieel belang. Een opvallend voorbeeld wordt geboden door prestaties 232820, 232853 en 232864 (neurostimulator) in boekhoudcode 512 (*voorbeeld 8*). In 1998 werden voor deze prestaties sterke tariefreducties (-45 en -33%) doorgevoerd. Die komen onmiddellijk tot uiting in een daling van de gemiddelde kost. In de volgende jaren (1999 en 2000) echter is er een zeer sterke stijging van de hoeveelheden, die de initiële tariefreductie op het niveau van de uitgaven volledig compenseert. Dit suggereert dat de eenvoudige mechanische voorspelling van de gevolgen van tariefwijzigingen tot zeer verkeerde conclusies kan leiden.

Verhoging en verlaging van de remgelden

We hebben hoger reeds gewezen op de gevolgen van de uitbreiding van de voorkeurregeling vanaf 1997. Een ander interessant voorbeeld van remgeldverlagingen wordt geboden door de geleidelijke invoering van het globaal medisch dossier, dat immers gepaard ging met remgeldverlagingen van 30%. Voor het beheer van het globaal medisch dossier werd een specifieke nomenclatuurcode (N102771 – *voorbeeld 13*) ingevoerd. Deze invoering creëert voor de hand liggende volume-effecten die relatief gemakkelijk kunnen worden voorspeld. De effecten van de remgeldverlagingen zouden wellicht kunnen blijken uit de evolutie van de consultaties van de huisarts (N10107 – *voorbeeld 14*). Er zijn inderdaad sporen van hoeveelheidsaanpassingen te vinden. Zo neemt het aantal gevallen toe in 2001 na de uitbreiding van het globaal medisch dossier voor +50-ers. In 2002 wordt datzelfde effect nochtans niet gevonden bij uitbreiding naar de hele bevolking. Deze hoeveelheidsaanpassingen zijn vanzelfsprekend de resultante van twee mogelijke effecten. Enerzijds kan de verlaging van de remgelden het aantal consultaties doen stijgen, omwille van het "moral hazard"-fenomeen of omdat er bij sommige groepen vóór de remgeldverlaging onderconsumptie was. Anderzijds echter kan de invoering van het globaal medisch dossier op zichzelf tot een daling van het aantal consultaties leiden wegens de vermindering van het fenomeen van "medical shopping". Vermits beide maatregelen perfect synchroon werden doorgevoerd, kan het

relatieve belang ervan niet uit de gegevens worden afgeleid. Deze vraag wordt verder behandeld in hoofdstuk 4.

Nieuwe nomenclatuurcodes

Institutionele wijzigingen en technische vooruitgang leiden tot de voortdurende invoering van nieuwe nomenclatuurcodes. Soms gaat het gewoon om herschikkingen van bestaande prestaties. Wanneer het gaat om volledig nieuwe nomenclatuurcodes is het niet steeds gemakkelijk de hoeveelheidsaanpassingen a priori te voorspellen. De vorm en snelheid van de diffusieprocessen van nieuwe medische technieken kunnen inderdaad sterk verschillen. Zo observeren we in het geval van prestaties 432681 (vaginale hysterectomie met laparoscopie – *voorbeeld 11*), 249211 (kwantitatieve computerperimetrie – *voorbeeld 12*) en 249233 (binoculaire biomicoscopie van het voorste segment – *voorbeeld 12*) onmiddellijk een sterke toename van het aantal gevallen die echter zeer snel afzwakt. In het geval van prestatie 655690 (kniestuk uit driedimensioneel breiwerk – *voorbeeld 16*) echter komt vanaf de invoering in 1999 een tragere maar gestage groei tot 2002 op gang.

Meer fundamentele wijziging in financieringssysteem

Om de invoering van meer fundamentele wijzigingen in het financieringssysteem te onderzoeken, moeten de resultaten voor verschillende nomenclatuurcodes met elkaar worden gecombineerd. Een eerste voorbeeld daarvan vormt de invoering van de referentieprijzen voor geneesmiddelen in 2001 (*voorbeelden 19 tot 25*). Men kan veronderstellen dat de invoering van deze referentieprijzen tot een besparing voor het systeem van ziekteverzekering heeft geleid, maar tegelijkertijd ook een verschuiving van de lasten naar de patiënt heeft veroorzaakt. De omvang van deze verschuiving hangt af van het voorschrijfgedrag van de artsen, het gedrag van de patiënten en de prijszettingspolitiek door de ondernemingen. Deze effecten worden voor een reeks specifieke geneesmiddelen geanalyseerd aan de hand van gegevens van de Socialistische Mutualiteiten voor de periode 2001-begin 2004. Hieruit komen opvallende verschillen in prijsbeleid en in de evolutie van verbruik van generische geneesmiddelen naar voor. Vergelijk bijvoorbeeld de evoluties voor gliclazide en metformine in de behandeling van diabetes (*voorbeeld 20*). In het eerste geval werd de prijs van het merkproduct niet gewijzigd, in het tweede geval wel. De gevolgen voor het verbruik (en voor de omvang van de verschuiving naar het generische geneesmiddel) zijn evident. Ook andere situaties komen voor. In het geval van fluoxetine (Prozac – *voorbeeld 23*), ligt het referentieterugbetalingsbedrag duidelijk hoger dan de prijs van het generisch geneesmiddel. Dit heeft tot gevolg dat de remgelden voor de patiënt niet zeer verschillend zijn, ondanks het feit dat het generisch geneesmiddel voor de ziekteverzekering veel goedkoper uitvalt. In deze omstandigheden observeren we dan ook (niet verrassend) slechts kleine wijzigingen in de samenstelling van het verbruik. Gegevens zoals die in de voorbeelden 19 tot 25 bieden ideaal basismateriaal voor een meer doorgedreven analyse van de gevolgen van de invoering van de referentieprijzen.

Hoofdstuk 2 bevat ook een meer grondige analyse van enkele wijzigingen in het financieringssysteem die betrekking hadden op meerdere nomenclatuurcodes tegelijkertijd. In 1997 werd een fundamentele wijziging doorgevoerd in de financiering van de thuisverpleging voor de niet-afhankelijke personen. Hierdoor was er automatisch een sterke stijging van het aantal technische prestaties (boekhoudcodes 116 en 118). Bovendien werden de verplaatsingskosten (C119) in 1997 beperkt tot de supplementaire kosten in landelijke gemeenten – de rest werd verschoven naar de basisprestatie. De interpretatie van de code wordt daardoor bemoeilijkt. Het is duidelijk dat dergelijke substituties leiden tot een breuk in de gegevensreeksen en slechts kunnen worden begrepen wanneer ze samen worden bekeken, in dit geval op het niveau "thuisverpleging". Overigens zijn de belangrijkste fenomenen in deze sector de zeer sterke stijging van het aantal forfaits en de opwaardering van de C-forfaits. Deze

fenomenen veroorzaken een duidelijke stijging in de gemiddelde kost en vragen om een meer diepgaande verklaring.

Een ander voorbeeld van een grondige wijziging is de enveloppefinanciering van ROB's en RVT's. Tegelijkertijd heeft er een reconversie van ROB naar RVT-bedden plaatsgevonden en zijn er aanpassingen geweest in de status van gehandicapten (zie hoger) en in de voorwaarden die recht geven op hogere forfaits. Een analyse op het niveau van de pseudo-nomenclatuurcodes toont inderdaad een opvallende verschuiving, waarbij het relatieve belang van niet-afhankelijke patiënten (categorie O) sterk afneemt en dat van de meest afhankelijke patiënten (categorie C) sterk toeneemt. Een proeve tot meer grondige analyse van deze verschillende evoluties komt aan bod in hoofdstuk 5.

Van nomenclatuur naar C-code

Hoofdstuk 2 maakt duidelijk dat een gedetailleerde analyse van concrete beleidsmaatregelen in vele gevallen slechts relevant is op het niveau van de nomenclatuurcode. Het zou echter absurd zijn om op dat zeer gedetailleerde niveau een model voor toekomstige uitgavenramingen te construeren. In dat geval zouden gedetailleerde wijzigingen in de nomenclatuur zich onmiddellijk moeten weerspiegelen in een wijziging in het verklarend model. Er zijn niet alleen veel te veel codes, soms gaat het ook om eenvoudige herdefinities of herschikkingen. Hiervan worden in hoofdstuk 2 talrijke voorbeelden gegeven. Kijk bijvoorbeeld naar de voortdurende verschuivingen die hebben plaats gevonden voor tandsteenverwijdering (boekhoudcode 127 - *voorbeeld 17*), of de opvallende verschuiving voor individueel aangepaste steunzolen van verstrekkingen door bandagisten (N604575 / -15%) naar verstrekkingen door orthopedisten (N653983 / +12%) in het jaar 1999 (*voorbeeld 4*).

Ook wanneer het niet gaat om eenvoudige herdefinities, hangen verschillende prestaties toch vaak zeer sterk met elkaar samen. Voor een interpretatie van wijzigingen in het verleden –en dus ook voor voorspellingen- is het bijna steeds noodzakelijk verschillende nomenclatuurcodes met elkaar te combineren. Om écht te interpreteren is aggregatie dus onvermijdelijk. Het is echter niet evident om het optimale aggregatieniveau voor voorspellingen te bepalen en dat optimale aggregatieniveau kan wisselen doorheen de tijd. Vanuit principieel standpunt zou er wellicht moeten gestreefd worden naar aggregatie op het niveau van pathologiegroepen. Ook in het literatuuroverzicht (hoofdstuk 1) wordt dit voorgesteld als de meest aantrekkelijke optie op lange termijn. Om pragmatische redenen echter lijkt het in de huidige Belgische situatie aangewezen om op het niveau van de boekhoudcodes (C-codes) en verdere aggregatie van boekhoudcodes te werken. Deze benadering sluit aan bij de heersende praktijk van het RIZIV en er werd in het verleden reeds heel wat ervaring mee opgebouwd.

Het spreekt vanzelf dat de uitsplitsing van de uitgaven over prijzen en volumes nog minder evident is van zodra men tot aggregatie van nomenclatuurcodes overgaat. De problematiek van de bepaling van de optimale prijs- en hoeveelheidsindices wordt dan bijzonder relevant. De meest voor de hand liggende benadering bestaat erin te vertrekken van de theorie over prijsindices. In hoofdstuk 3 wordt onderzocht in hoeverre de inzichten uit deze theorie bruikbaar zijn voor de bepaling van prijsindices voor de documenten C.

De belangrijkste vraag betreft de keuze van de gewichten die moeten gebruikt worden om de individuele prijzen (op nomenclatuurniveau) te aggregeren. Een Laspeyres-index gebruikt daarvoor informatie van een basisjaar, een Paasche-index gebruikt informatie van het jaar zelf. Uit een vergelijking van verschillende benaderingen wordt in hoofdstuk3 afgeleid dat de Chained Fisher-index (een soort gemiddelde van Laspeyres-

en Paasche-index) de meest aantrekkelijke eigenschappen heeft. Deze eigenschappen worden geïllustreerd voor de uitgaven voor dialyse en palliatieve zorgen.

Deze benadering is ongetwijfeld een verbetering in vergelijking met de simpele mechanische sommatieprocedure. De berekening van prijsindices laat toe het probleem te omzeilen dat institutionele wijzigingen kunnen leiden tot verschuivingen doorheen de tijd in de inhoud die gegeven wordt aan het aantal "gevallen". Dit betekent echter niet dat hiermee alle theoretische problemen zijn opgelost (zie ook hoofdstuk 1). Het belangrijkste probleem ligt in de technologische wijzigingen. Deze kunnen leiden tot kwaliteitsverbeteringen binnen één nomenclatuurcode of, meer gebruikelijk, tot de invoering van nieuwe nomenclatuurcodes en de verdwijning van oude codes. Het ligt niet voor de hand om deze wijzigingen op een adequate wijze in de definitie van de prijs- en hoeveelheidsindices op te nemen.

De evoluties in de prijsindices zullen dan ook gedeeltelijk wijzigingen in de samenstelling van het aggregaat weerspiegelen. Soms zullen de effecten van specifieke prijswijzigingen die gesitueerd zijn op het niveau van de prestatie, overigens nauwelijks merkbaar zijn op het niveau van het aggregaat. Vermits dit fenomeen erop wijst dat het relatieve gewicht van deze prestaties in het aggregaat minimaal is, vormt het geen enkel probleem wanneer men in de eerste plaats geïnteresseerd is in een voorspelling van de totale globale uitgaven. Het kan natuurlijk wel een probleem zijn wanneer beleidsmakers, bv. om gezondheidspolitieke redenen, echt geïnteresseerd zijn in de evolutie van meer specifieke prestaties of kleine groepen van homogene prestaties.

Verkennende analyses voor een voorspellingsmodel (hoofdstukken 4 en 5)

De voorbeelden in hoofdstuk 2 en hoofdstuk 3 tonen aan dat de splitsing van de uitgavenevolutie in een prijs- en een hoeveelheidsevolutie van groot belang is. Deze splitsing laat toe de mechanische effecten van beleidsmaatregelen duidelijk te onderscheiden van de mogelijke geïnduceerde gedragseffecten. Ze maakt het dan ook mogelijk voorspellingen te maken in de veronderstelling van gelijkblijvend gedrag. Om de gedragseffecten *zelf* te bepalen is echter een meer doorgedreven statistische analyse noodzakelijk. Twee voorbeelden daarvan worden gegeven in de hoofdstukken 4 en 5. De eerste pilootstudie analyseert de evoluties voor code C1A (honoraria van artsen), de tweede die voor code C7 (uitgaven in ROB en RVT). Beide studies maken gebruik van een gedetailleerde uitsplitsing van de uitgaven op basis van leeftijd, geslacht en sociale groep, die door IMA voor de periode 1996-2003 werd ter beschikking gesteld. Deze IMA-gegevens werden geleverd op het niveau van de boekhoudcodes.

Hoofdstuk 4: Uitgaven voor raadplegingen en bezoeken van geneesheren (Document C1A)

De eerste pilootstudie analyseert de uitgaven voor artsenhonoraria in de ambulante sector (document C1A). Hieronder valt een hele reeks nomenclatuurcodes. Vanuit beleidsstandpunt zijn de mogelijke substituties tussen huisartsen en specialisten enerzijds en tussen bezoeken en consultaties anderzijds ongetwijfeld relevant. Om die reden richt de studie zich op vier samenhangende en relatief homogene boekhoudcodes: 101 (raadplegingen van geneesheren), 102 (bezoeken van geneesheren), 103 (bezoeken tegen verhoogd tarief) en 104 (raadplegingen van een specialist). In elk van deze vier gevallen gaat het om kleine risico's en om prestaties waarvoor een remgeld van de patiënten wordt gevraagd. De uitgaven voor deze codes werden beïnvloed door hoger beschreven beleidsmaatregelen, zoals de uitbreiding van de verzekerbaarheid en de invoering van het globaal medisch dossier gepaard gaande met een remgeldverlaging.

De analyse is gebaseerd op de uitgesplitste IMA-gegevens. Opvallend voor de laatste jaren is de dalende trend voor bezoeken en de stijgende trend voor consultaties. Er wordt verondersteld dat de bevolkingsgroei en de wijzigingen in de samenstelling van de bevolking als exogeen kunnen worden beschouwd. Deze exogeniteitsveronderstelling geldt ook voor de prijsevolutie, die immers in belangrijke mate door de beleidsmakers kan worden gecontroleerd. De inspanning tot verklaring van gedragseffecten concentreert zich dan ook op het volume-effect, d.w.z. de wijzigingen in het aantal gevallen. De cijfers suggereren onmiddellijk dat de veronderstelling van een constante trend niet klopt met de feiten. Om de effecten van de verschillende beleidsmaatregelen te identificeren wordt gebruik gemaakt van twee vormen van variatie in de gegevens: (a) de variatie over de tijd; (b) de cross-sectionele variatie op basis van verschillen in geslacht, leeftijd en sociale groep. De analysemogelijkheden worden natuurlijk beperkt door de relatief korte tijdreeks, waardoor het zeer moeilijk wordt om het relatieve belang van verschillende tijdsafhankelijke variabelen te bepalen. Bovendien blijft ook de cross-sectionele variatie relatief beperkt.

De regressieanalyses over de periode 1996-2003 leveren toch interessante resultaten op. Het leeftijdsprofiel van de uitgaven is niet voor alle codes monotoon. Voor de consultaties is er een omgekeerd U-vormig verloop, waarbij de piek wordt bereikt rond 75 jaar. Bovendien zijn er ook aanwijzingen voor een wijzigend leeftijdsprofiel doorheen de tijd. Een gedeelte daarvan kan toegeschreven worden aan de gefaseerde invoering van het globaal medisch dossier. Uit de schattingen blijkt dat de verlaging van de remgelden waarschijnlijk tot een stijging van het verbruik heeft geleid, die bij de oudere leeftijdsgroepen niet gecompenseerd werd door een vermindering van het medisch shoppen. De prijselasticiteiten die uit de schattingen kunnen worden afgeleid zijn aan de hoge kant, maar er zijn goede redenen om aan te nemen dat de gebruikte methode leidt tot een overschatting van deze effecten.

Om het model te valideren wordt het gesimuleerd over de periode 1996-2003. Vermits er geen dynamische factoren in de schattingen zitten en de fit van de regressies zeer behoorlijk is sluiten deze referentiesimulaties goed aan bij de geobserveerde uitgaven. Een meer veeleisende test is de voorspelling van de uitgaven voor 2003 op basis van een model dat geschat werd voor de periode 1996-2002. Ook deze resultaten zijn zeer behoorlijk. Hierbij moet er wel rekening mee worden gehouden dat de evolutie van de uitgaven sterk bepaald wordt door de prijsevolutie, die in deze analyse als exogeen wordt beschouwd.

Bijkomende inzichten worden verworven door een reeks van hypothetische simulaties over het verleden. In een eerste hypothetisch scenario worden de prijzen constant gehouden op het niveau van 1996. Dit heeft zeer belangrijke gevolgen voor de uitgavenevolutie. Het wordt nog eens bevestigd dat deze laatste (tenminste voor deze boekhoudcodes) in zeer belangrijke mate door de evolutie van de honoraria wordt bepaald. Bij voorspellingen op lange termijn vormt de verklaring van deze honoraria dan ook een grote uitdaging. Het belang van de prijsevolutie is des te frappanter wanneer we ook de resultaten bekijken van een tweede hypothetisch scenario, waarin de leeftijdssamenstelling van de bevolking constant gehouden wordt op het niveau van 1996. Hieruit blijkt dat de wijzigende leeftijdssamenstelling van de bevolking tussen 1996 en 2003 een verwaarloosbaar effect heeft gehad op de uitgaven voor raadplegingen. Dit is vanzelfsprekend niet verrassend in het licht van het niet-monotone verband tussen leeftijd en verbruik. Ook voor de bezoeken echter blijven de zuivere leeftijdseffecten redelijk beperkt.

Hypothetische simulaties maken het ook mogelijk de effecten van beleidsmaatregelen beter in te schatten. De effecten van de remgeldverlaging zijn substantieel. Naast de geschatte gedragseffecten is er immers ook een mechanisch effect dat speelt via de verhoging van de terugbetalingstarieven. Dergelijke globale wijzigingen hebben veel

meer uitgesproken effecten op de uitgaven dan de uitbreiding van de regels voor verzekerbaarheid die slechts gevolgen heeft voor specifieke groepen. De uitgesplitste IMA-gegevens maken het mogelijk redelijk nauwkeurig de gevolgen te schatten van de uitbreiding van het recht op verhoogde tegemoetkoming in de algemene regeling, van de opname van het residuair stelsel binnen de algemene regeling en van de toename van het aantal zelfstandige gehandicapten.

Ondanks de voor de hand liggende beperkingen, illustreert deze eerste pilootstudie dat er interessante inzichten kunnen worden afgeleid uit de analyse van gegevens, uitgesplitst over geslacht, leeftijd en sociale groep. Grondige analyse van de boordtabel maakt het mogelijk de effecten van beleidsmaatregelen voor het verleden nauwkeuriger te bepalen en daardoor ook de voorspellingen voor de toekomst te verbeteren. De simulatie van hypothetische scenario's voor het verleden vormt hierbij een interessant werkinstrument.

Hoofdstuk 5: Uitgaven voor ouderenzorg (Document C7)

De tweede pilootstudie analyseert de uitgaven voor ouderenzorg. Ook hier wordt voor de uitgaven beroep gedaan op de gedetailleerde IMA-gegevens voor de periode 1996-2003. Omdat de uitgaven voor thuiszorg niet uit de gegevens op het niveau van de boekhoudcode kunnen worden afgezonderd, concentreert de analyse van de uitgaven zich vooral op de residentiële zorg in ROB's en RVT's (rubrieken 750 en 753). Voor deze pilootstudie worden de IMA-gegevens over de uitgaven verder aangevuld met patiëntengegevens, die voor dezelfde periode ter beschikking gesteld werden door het RIZIV. Deze gegevens maken een uitsplitsing van de patiënten over de verschillende zorgcategorieën mogelijk, zowel in de thuiszorg als in ROB's en RVT's.

Ook in deze sector zijn er in de periode 1996-2003 ingrijpende beleidsmaatregelen getroffen. We hebben hoger reeds gewezen op het beleid om ROB-bedden in RVT-bedden om te zetten en op de wijzigingen in de regels om patiënten in de verschillende zorgcategorieën onder te brengen. Bovendien zijn de omkaderingsnormen aangepast, waarbij de resulterende kostenstijgingen moesten worden opgevangen door wijzigingen in het niveau van de forfaits.

Een gedetailleerde analyse van de gegevens brengt interessante interacties aan het licht tussen de leeftijd van de patiënten en de zorgcategorie waarin ze zijn ingedeeld. Bovendien blijkt ook het geslacht van de patiënten van groot belang, vooral omwille van de hogere leeftijdsverwachting van vrouwen. De ROB-uitgaven zijn relatief constant gebleven tijdens de voorbije jaren. De RVT-uitgaven echter zijn op 8 jaar tijd bijna verdrievoudigd. Deze uitgavenstijging is het gevolg van verschillende factoren. In de eerste plaats leiden de veroudering van de bevolking en de reconversie van ROB- naar RVT-bedden tot een volume-effect: het aantal verblijfsdagen in RVT's stijgt sterk. Bovendien is er echter ook een verschuiving binnen de patiëntengroep, waarbij het relatieve belang van de meest zorgbehoevende categorieën sterk toeneemt. Opvallend hierbij is de stijging van het aantal demente patiënten. Tenslotte leiden ook de stijgingen van de bedragen van de forfaits, samenhangend met de verbeterde omkadering, tot automatische stijgingen van de ZIV-uitgaven.

Om deze fenomenen te verklaren en het relatieve belang van deze verschillende factoren te bepalen, wordt een eerste aanzet gegeven tot de bouw van een structureel model. Het spreekt vanzelf dat gegevensbeperkingen ertoe hebben genoopt de vergelijkingen van het model relatief eenvoudig te houden. Zoals bij de eerste pilootstudie is het ook hier moeilijk om alle theoretisch verwachte effecten nauwkeurig te identificeren. De leeftijd wordt gebruikt als een proxy voor zorgbehoevendheid en

speelt een cruciale rol in het hele model. Daarnaast worden echter ook bijkomende verklarende factoren geïntroduceerd.

Binnen het structurele model worden verschillende "beslissingsniveaus" onderscheiden:

- Niveau 1 beschrijft de kans dat een persoon van een bepaalde leeftijdsgroep en geslacht beroep doet op formele zorg (thuis of in een instelling). Als bijkomende verklarende factor wordt hier de gezinssituatie geïntroduceerd, geoperationaliseerd als de kans dat een gehuwd persoon in een bepaald jaar zijn of haar partner verliest. Deze variabele werd geconstrueerd op basis van de NIS-bevolkingsstatistieken.
- Niveau 2a beschrijft de kans dat een zorgbehoevende persoon in een instelling verblijft. Ook deze keuze hangt af van leeftijd en gezinssituatie. Daarnaast wordt ook de gemiddelde door de patiënt te betalen dagprijs opgenomen.
- Niveau 2b beschrijft de kans dat een niet-zorgbehoevend persoon in een ROB verblijft. Opnieuw speelt de gezinssituatie een significante rol.
- Niveau 3a beschrijft de kansverdeling van de patiënten in de thuiszorg over de zorgcategorieën (T, A, B en C).
- Niveau 3b beschrijft de kansverdeling van de residentiële patiënten over de zorgcategorieën (A, B, C, D) en de bedtypes (ROB of RVT). Hier blijkt de proportie van het aantal ROB-bedden in het totaal aantal bedden een bijkomend element te zijn in de verklaring.

Het model wordt vervolledigd met een link tussen de patiënten en de vergoede forfaits per zorgcategorie (niveau 4a), vergelijkingen voor de evolutie van de forfaits (niveau 4b), en de berekening van de totale uitgaven (niveau 4c). De moeilijkheden op niveau 4a worden in de eerste plaats verklaard door onvolkomenheden in de gegevensbronnen. De evolutie van de forfaits (niveau 4b) wordt verklaard als de resultante van aanpassingen aan de levensduurte, van koopkrachtverhogingen in uitvoering van sectorale sociale akkoorden, van verhogingen als gevolg van aanpassingen van de omkaderingsnomen en van verlagingen als gevolg van budgetbeperkende maatregelen.

De kansen worden gespecifieerd als een logitmodel en geschat met gewone kleinste kwadraten. Over het algemeen zijn de schattingsresultaten bevredigend. Zoals in de eerste pilootstudie wordt hier ook een referentiesimulatie getoond voor de periode 1996-2003. Ook deze referentiesimulatie is zeer behoorlijk, voor een gedeelte om dezelfde redenen. Er zitten geen dynamische elementen in het structurele model, zodat de simulatie uiteindelijk de goede fit van de geschatte vergelijkingen weerspiegelt. Vermits de uitgaven voor ouderenzorg sterk worden bepaald door de leeftijdssamenstelling van de bevolking, wordt het model ook gebruikt voor een simulatie over de periode 2003-2010. Hierbij wordt voor de economische en demografische projecties gebruik gemaakt van gegevens van het Federaal Planbureau. Er wordt verondersteld dat er in de simulatieperiode geen normverhogingen of budgetmaatregelen worden doorgevoerd, zodat de prijzen uitsluitend stijgen als gevolg van indexaanpassingen en sociale akkoorden. De simulaties vertonen een opvallende knik in de RVT-uitgaven over de simulatiehorizon. Zoals bij de eerste pilootstudie blijken ook hier de prijswijzigingen van primordiaal belang te zijn voor de verklaring van de uitgavenevolutie.

Ook deze tweede pilootstudie illustreert het potentieel belang van het gebruik van gegevens uitgesplitst over geslacht, leeftijd en sociale groep. Leeftijd kan tot op zekere hoogte als indicator voor pathologie worden gebruikt. Tegelijkertijd wordt echter ook duidelijk dat bijkomende informatie noodzakelijk is voor de bouw van een adequaat

structureel model. De eerste stappen die werden gezet, bijvoorbeeld met de proxy voor gezinssituatie, zijn veelbelovend.

Algemene besluiten

De afgelopen jaren werden gekenmerkt door een verhoogd groeiritme van de uitgaven en door regelmatige overschrijdingen van het voorziene budget. Dit toont de noodzaak aan van een beter inzicht in historische evoluties, met de bedoeling om oordeelkundig te anticiperen op toekomstige evoluties aan de hand van beschikbare gegevens.

Enkele besluiten kunnen nu al uit deze studie getrokken worden, zowel wat betreft de beschikbare gegevens als wat betreft hun verwerking met het oog op een beter inzicht en anticipatievermogen.

- Gegevens
  - De huidige gegevens over de terugbetalingen, afkomstig van het IMA, zijn bruikbaar gebleken om de opsplitsing per geslacht, leeftijd en sociaal statuut van de uitgaven door te voeren en deze te aggregeren in de desbetreffende strata per C-code.
  - De totale populatie van verzekerden (en hun statuut) kon ook worden afgeleid op basis van de jaarlijkse ledentelling doorgevoerd door de VI's.
  - Gedetailleerde historische prijzenreeksen op nomenclatuurnummer en de bijbehorende lijst van genomen maatregelen waren echter niet direct voorhanden. Voor een aantal sectoren werden deze laatste voor deze oefening manueel geconstrueerd. Omwille van het gebrek aan toegankelijke historische prijzenreeksen op nomenclatuurbasis werd echter als tweede beste oplossing gekozen om gemiddelde jaarlijkse prijzen te hanteren.
- A posteriori verklaringen van uitgaven
  - Het is mogelijk om de groeivoeten van uitgaven op eenvoudige wijze uit te splitsen in drie onderliggende componenten – prijs, volume en populatie- om beter het verloop der uitgaven te begrijpen. Omdat deze methode steunt op het gebruik van het aantal "gevallen" per budgettaire code, kan ze slechts met grote voorzichtigheid toegepast worden op een meer geaggregeerd niveau met heterogene prestaties.
  - Voor decompositie van uitgaven in prijs en volume-effecten op geaggregeerd niveau moet daarom de voorkeur gegeven worden aan een prijsindex-methode om het intrinsieke probleem van aggregatie van nomenclatuurprestatie naar C-Code niveau en hoger op een meer aanvaardbare wijze te behandelen.
  - Door de decompositie van de groeivoeten en de prijs- en volume-evoluties te confronteren met de genomen beleidsmaatregelen, is het mogelijk om een beter, weliswaar beschrijvend, inzicht te krijgen in de evolutie van de uitgaven.
  - Het gebruik van gegevens, opgesplitst naar leeftijd, geslacht en sociaal statuut, maakt het mogelijk nuttige statistische modellen uit te bouwen die een beter inzicht geven in de oorzaken van de uitgavenevolutie.
- Prospectieve ramingen van uitgaven.

- De meeste vergelijkbare buitenlandse oefeningen werken op het niveau van de globale gezondheidsuitgaven. Het is echter relevanter op een lager aggregatie-niveau per sector in de gezondheidszorg of per pathologiegroep te werken, hoewel dit meer complex en meer tijdrovend is.
- Alhoewel de decompositie van de groeivoeten van uitgaven in componenten een nuttige stap is, blijven mechanische voorspellingen op basis van recente groeivoeten zeer beperkt voor voorspellingen op middellange termijn. Hierbij moet immers ook rekening worden gehouden met wijzigingen in de algemene maatschappelijke context en met specifieke institutionele maatregelen.
- De econometrische modellen die werden uitgewerkt op het niveau van de boekhoudcode leveren interessante inzichten op over het relatieve belang van verschillende verklarende factoren. De simulatieresultaten die met dergelijke modellen verkregen worden, kunnen een interessant vertrekpunt vormen voor prognoses op middellange termijn.

Aanbevelingen van het KCE

Dit project moet gezien worden als een pilootproject, waarin de mogelijkheden verkend worden voor de uitbouw van een middellange termijn-voorspellingsmodel van de Belgische uitgaven voor gezondheidszorg. Hierbij werd dieper ingegaan op de beschikbare gegevens en op de mogelijkheden tot meer verfijnde econometrische modellering. Ondanks de beperkingen en de overblijvende vraagtekens, zijn de resultaten veelbelovend en nuttig en worden belangrijke bouwstenen voor de uitbouw van een dergelijk model aangereikt.

Voor de concrete verdere stappen moet nu zorgvuldig worden nagedacht over de plaats van een mogelijk voorspellingsmodel binnen de huidige Belgische beslissingsstructuren. Het heeft immers geen enkele zin om een model te bouwen dat verder niet onderhouden en slechts minimaal gebruikt zou worden. Concrete beslissingen (over het aggregatieniveau en over de mate van complexiteit in de modellering) kunnen slechts genomen worden op basis van een grondig inzicht in de concrete noden van de toekomstige gebruikers. Hiervoor is in de nabije toekomst verder nauw overleg noodzakelijk, in de eerste plaats met het RIZIV.

Op langere termijn kan gedacht worden aan de integratie in de voorspellingsmodellen van informatie op het niveau van de pathologiegroepen. Indien deze piste bewandeld wordt, moet in de eerste plaats werk gemaakt worden van een uitsplitsing van de beschikbare uitgavengegevens in functie van verschillende ziektebeelden. Het zou nuttig zijn de mogelijkheden van de Belgische gegevens in dit verband grondig te exploreren voor een aantal weloverwogen pathologiegroepen zoals voorzien in het KCE project voor de FOD Sociale Zekerheid.

Inhoudstafel

SAMENVATTING VAN HET RAPPORT II

HOOFDSTUK I: DE GROEI VAN DE UITGAVEN IN DE GEZONDHEIDSZORG: EEN OVERZICHT VAN DE LITERATUUR 2

1. INLEIDING 3

2. EEN THEORETISCH DENKKADER 4

2.1. VRAAG EN AANBOD IN DE GEZONDHEIDSSECTOR 4

2.2. VERKLARENDE VARIABELEN IN HET MACRO-ECONOMISCHE ONDERZOEK 5
2.2.1. Sociodemografische determinanten 6
2.2.2. Economische determinanten 6
2.2.3. Institutionele determinanten 6
2.2.4. "Supplier Induced Demand" 8
2.2.5. Technologische determinanten 9

2.3. DE SAMENHANG TUSSEN MICRO- EN MACROSTUDIES 10
2.3.1. De aggregatie van stabiele microrelaties 10
2.3.2. De microrelaties wijzigen doorheen de tijd 12
2.3.3. Endogenisering van de tijdsafhankelijkheid 13

3. STATISTISCH-ECONOMETRISCHE PROBLEMEN IN HET EMPIRISCH ONDERZOEK 16

3.1. UITSPLITSING VAN PRIJZEN EN HOEVEELHEDEN 16
3.1.1. Medische uitgaven in de consumentenprijsindex 17
3.1.2. Het probleem van kwaliteitsverandering door technologische vooruitgang 17

3.2. HET GEBRUIK VAN MACROGEGEVENS 19
3.2.1. Nationale tijdreeksgegevens 19
3.2.2. Internationale doorsnedegegevens 20
3.2.3. Panelgegevens 21

3.3. DE COMPLEMENTARITEIT VAN MICRO- EN MACRO-ECONOMISCHE ANALYSES 22

4. DE VERKLARING VAN DE GROEI VAN DE GLOBALE UITGAVEN VOOR GEZONDHEIDSZORG 25

4.1. DEMOGRAFISCHE FACTOREN EN MORBIDITEIT 25
4.1.1. Een paradox? 25
4.1.2. Uitgaven voor gezondheidszorg in het laatste levensjaar 27
4.1.3. Directe en indirecte effecten van de vergrijzing 30
4.1.4. Samenvatting 35

4.2. ECONOMISCHE DETERMINANTEN 35
4.2.1. Inkomenseffecten 37
4.2.2. Prijseffecten 39

4.3. INSTITUTIONELE FACTOREN 41

4.4. SUPPLY-INDUCED DEMAND 42

4.5. TECHNOLOGISCHE VOORUITGANG 43

4.6. SOCIAAL-CULTURELE FACTOREN 51

5. GEDESAGGREGEERDE MODELLEN 52

5.1. GEDESAGGREGEERDE MODELLEN VAN DE UITGAVEN 52
5.1.1. Het "National Health Expenditures" model (CMS, 2004) 52
5.1.2. Het model van Carrin en van Dael (1991) 53
5.1.3. Het CPB-model (1999) 56

5.2. EPIDEMIOLOGISCHE ONTWIKKELINGEN EN PATHOLOGIEGROEPEN 60

6. BESLUIT 62

6.1. BIBLIOGRAFIE 64

CHAPITRE II: ANALYSE DES COMPOSANTES DE LA CROISSANCE DES DEPENSES PUBLIQUES DE SANTE DE 1995 A 2002 79

7. INTRODUCTION 80

7.1. BUT DE L'ANALYSE 80

7.2. DONNÉES ET MÉTHODE UTILISÉES 80

7.3. RÉSULTATS 80

7.4. TABLEAU DE BORD 81

8. PARTIE I. DECOMPOSITION DE LA VARIATION DES DEPENSES DE SOINS DE SANTE AU COURS DE LA PERIODE 1995 A 2002 83

8.1. MÉTHODE UTILISÉE 83
8.1.1. Méthode 1 - Variable 'cas' est disponible 83
8.1.2. Méthode 2 - Variables 'cas' et 'jours' sont disponibles 84

8.2. REMARQUES QUANT A L'INTERPRETATION DES RESULTATS NUMERIQUES 85

8.3. LES INFORMATIONS UTILISÉES 88

8.4. RÉSULTATS GÉNÉRÉS 93
8.4.1. Résultats globaux 93
8.4.2. Résultats par code comptable 93

8.5. QUELQUES COMMENTAIRES SUR LA METHODE DE DECOMPOSITION DES DEPENSES DE SOINS DE SANTE SELON DIVERS FACTEURS DE CROISSANCE 94

9. PARTIE II. MODIFICATIONS LEGISLATIVES AYANT UN IMPACT SUR LES DEPENSES DE SOINS DE SANTE AU COURS DE LA PERIODE 1995 A 2002 112

9.1. AU NIVEAU DE L'ASSURABILITE 112

9.2. AU NIVEAU DE LA NOMENCLATURE DE SOINS DE SANTE 116

10. PARTIE III. EXEMPLES DE MODIFICATIONS DE LA NOMENCLATURE ET IMPACT SUR LA CROISSANCE DES DEPENSES 117

HOOFDSTUK III: OPDELING VAN UITGAVEN NAAR PRIJS EN VOLUME 120

11. INLEIDING 121

12. STRATIFIERING VAN UITGAVEN 122

13. METHODOLOGIE 124

13.1. GEGEVENSINZAMELING EN VALIDERING VAN GESTRATIFIEERDE DATA VAN HET IMA 124
13.1.1. De gebruikte gegevens 124
13.1.2. Validering van de gegevens 124

13.2. PRIJSINDICES: OPBOUW EN KEUZE VAN DEFLATOR 124
13.2.1. De definitie van een prijs 125
13.2.2. De keuze van goederen/diensten 125
13.2.3. De keuze van producenten 125
13.2.4. De keuze van prijsindex 125
13.2.5. De keuze van gewichten 127
13.2.6. Nieuwe producten/diensten 127

14. BESCHRIJVING EN EIGENSCHAPPEN VAN DE BEREKENDE INDICES 130

14.1. FORMULES EN EIGENSCHAPPEN VAN PRIJSINDICES 130

14.2. IMPLICIETE HYPOTHESEN BIJ BEREKENING PRIJSINDICES 132

15. CASE STUDIES 134

15.1. GEBRUIKTE GEGEVENS 134
15.1.1. Gegevensbronnen (zie bijlage 3 hoofdstuk III in appendix) 134
15.1.2. Gegevenselementen 134

15.2. CASE-STUDY DIALYSE 134
15.2.1. Beschrijving gegevens 134
15.2.2. Verwerking gegevens en berekening prijsindices voor Dialyseuitgaven 143

15.3. PALLIATIEVE ZORGEN 147
15.3.1. Beschrijving gegevens 147
15.3.2. Verwerking gegevens en berekening prijsindices voor Palliatieve Zorg 150

16. UITBREIDING METHODE EN GEGEVENSBEHOEFTEN NAAR NOMENCLATUUR 154

16.1. AFTOETSING HYPOTHESEN 154
16.1.1. Relatie Budgettaire Rubrieken – N-Codes 154
16.1.2. Fysieke Hoeveelheidsindicatoren 155
16.1.3. Basisjaren: keuze 157

17. GEGEVENSBEHOEFTE EN OPVOLGING IN DE TOEKOMST 158

17.1.1. Gegevens naar prestatiejaar 158
17.1.2. Historiek van samenstelling rubrieken en C-Codes 158
17.1.3. Additionele fysieke Hoeveelheidsindicatoren 158
17.1.4. Vergelijking tussen de Chain Fisher en de Logaritmische decompositie. 159

18. CONCLUSIES HOOFDSTUK III 163

18.1. GEGEVENSBRONNEN 163

18.2. METHODOLOGIE 163

18.3. UITBREIDING BEREKENINGEN 163

18.4. VOORSTEL BOORDTABEL 164

18.5. REFERENTIES 165

HOOFDSTUK IV: DE EVOLUTIE VAN DE UITGAVEN VOOR RAADPLEGINGEN EN BEZOEKEN VAN GENEESHEREN: EEN ECONOMETRISCHE ANALYSE 168

19. INLEIDING 169

20. UITGANGSPUNTEN: BESCHRIJVING VAN DE GEGEVENS 170

20.1. BESCHRIJVING VAN DE RELEVANTE BOEKHOUDCODES EN BELEIDSMAATREGELEN 170

20.2. BESCHRIJVING VAN DE GEGEVENS 172
20.2.1. Observatieniveau 172
20.2.2. Uitsplitsing prijzen en hoeveelheden: een test 173

20.3. OPTIES VOOR DE ANALYSE 180

21. DE EVOLUTIE VAN HET AANTAL GEVALLEN: ENKELE EENVOUDIGE SCHATTINGEN 182

21.1. KAN VERONDERSTELD WORDEN DAT ER EEN CONSTANTE TREND IS? 188

21.2. EVOLUTIES IN HET LEEFTIJDSPROFIEL VAN DE GEZONDHEIDSZORG 190

21.3. GEDRAGSEFFECTEN VAN BELEIDSMAATREGELEN: DE INVOERING VAN HET GLOBAAL MEDISCH DOSSIER EN DE VERLAGING VAN DE REMGELDEN 196

21.3.1. Invoering van het globaal medisch dossier en verlaging van de remgelden voor consultaties 196
21.3.2. Invoering van het globaal medisch dossier en verlaging van de remgelden voor bezoeken 201
21.3.3. Een relativerende noot 207

22. DE EVOLUTIE VAN DE UITGAVEN: SIMULATIE-OEFENINGEN 208

22.1. HET BELANG VAN DE PRIJSEVOLUTIE 213

22.2. DE GEVOLGEN VAN DE VEROUDERING VAN DE BEVOLKING 215

22.3. DE EFFECTEN VAN DE REMGELDVERLAGING 219

22.4. DE UITBREIDING VAN DE VERZEKERBAARHEID 222
22.4.1. De uitbreiding van het recht op verhoogde tegemoetkoming in de algemene regeling 222
22.4.2. De opname van het residuair stelsel binnen de algemene regeling 223
22.4.3. De toename van het aantal zelfstandige gehandicapten 223

23. VOORSPELLINGEN BUITEN DE STEEKPROEF: 2003 225

24. BESLUIT 229

25. REFERENTIES 231

HOOFDSTUK V: DE MODELLERING VAN DE UITGAVEN VOOR OUDERENZORG: EEN PILOOTSTUDIE 234

26. BESCHRIJVENDE ANALYSE VAN DE GEGEVENS 236

26.1. INLEIDING 236
26.1.1. De thuiszorg 236
26.1.2. De transmurale zorg 237
26.1.3. De residentiële zorg 238

26.2. GEGEVENSBRONNEN 241
26.2.1. De residentiële zorg 241
26.2.2. De thuiszorg 242

26.3. DE EVOLUTIE VAN DE UITGAVEN EN HET AANTAL DAGFORFAITS 242
26.3.1. Algemeen 242
26.3.2. Het leeftijdsprofiel van de uitgaven 246
26.3.3. Het leeftijdsprofiel van de uitgaven naar geslacht 249

26.4. DE EVOLUTIE VAN HET AANTAL PATIËNTEN NAAR LEEFTIJD EN GESLACHT 250
26.4.1. De patiënten in de thuiszorg 250
26.4.2. De patiënten in de residentiële zorg 254

27. MODELSTRUCTUUR EN SCHATTINGSRESULTATEN 264

27.1. DE GLOBALE STRUCTUUR VAN HET MODEL "OUDERENZORG" 264

27.2. DE SPECIFICATIE VAN DE VERGELIJKINGEN EN DE SCHATTINGSRESULTATEN 268
27.2.1. Niveau 1: De kans op het gebruik van formele zorg 268
27.2.2. Niveau 2a: De kans op verblijf in een rusthuis (zorgpatiënten) 269
27.2.3. Niveau 2b: De kans op verblijf in een rusthuis (niet-zorgpatiënten) 270
27.2.4. Niveau 3a: De verdeling van de patiënten over de zorgcategorieën in de thuiszorg 271
27.2.5. Niveau 3b: De verdeling van de patiënten over de zorgcategorieën in de residentiële zorg 273
27.2.6. Niveau 4a: De relatie tussen het aantal patiënten en het aantal vergoede forfaits 275
27.2.7. Niveau 4b: De evolutie van forfaits 279

28. RESULTATEN VAN ENKELE SIMULATIE-OEFENINGEN 282

28.1. SIMULATIE OVER DE OBSERVATIEPERIODE 1996-2003 282

28.2. SIMULATIE OVER DE PERIODE 2003-2010 284

29. CONCLUSIES 286

29.1. ALGEMENE CONCLUSIES BETREFFENDE DE RESULTATEN VAN DE PILOOTSTUDIE ... 286

29.2. GEGEVENSBEPERKINGEN EN METHODOLOGISCHE PROBLEMEN 287

29.3. SUGGESTIES VOOR VERDER ONDERZOEK 288

30. APPENDIX: DE SPECIFICATIE VAN DE VERGELIJKINGEN VAN HET MODEL OUDERENZORG 289

HOOFDSTUK I: EVOLUTIE VAN DE UITGAVEN VOOR GEZONDHEIDSZORG: OVERZICHT VAN DE LITERATUUR

FEDERAAL PLANBUREAU : PETER WILLEMÉ, WINDY VANDEVYVERE
CENTRUM VOOR ECONOMISCHE STUDIËN - KUL: ERIK SCHOKKAERT, CARINE VAN DE VOORDE, CHARLOTTE VERHELLE

Federaal Kenniscentrum voor de Gezondheidszorg
Centre Fédéral d'Expertise des Soins de Santé

HOOFDSTUK I: DE GROEI VAN DE UITGAVEN IN DE GEZONDHEIDSZORG: EEN OVERZICHT VAN DE LITERATUUR

1. INLEIDING

De stijging van de uitgaven aan gezondheidszorg over de voorbije decennia, zowel absoluut als in procentueel aandeel van het BBP, is een feit in nagenoeg alle geïndustrialiseerde landen (Tabellen 1 en 2). Deze evolutie wordt door vele beleidsverantwoordelijken als zorgwekkend beschouwd, omdat gevreesd wordt dat als de trend zich voortzet, de budgettaire druk van de gezondheidszorg onhoudbaar zal worden, en de betaalbaarheid van goede medische zorgen voor alle lagen van de bevolking in het gedrang zou kunnen komen. Meer en meer wordt de noodzaak duidelijk van een wetenschappelijk onderbouwde studie van de determinanten van de gezondheidsuitgaven, die moet toelaten de toekomstige evolutie ervan te ramen, en het mogelijke effect van kostenbeperkende beleidsmaatregelen te evalueren.

Tabellen 1 en 2

Wanneer we de evolutie van de globale groei in de uitgaven willen verklaren, ligt het voor de hand een macro-economische aanpak te volgen. In de macro-economische modellen die gezondheidszorguitgaven verklaren of voorspellen, worden veelal dezelfde verklarende variabelen opgenomen: inkomen, demografie (bevolkingsgroei en vergrijzing), medische technologie, prijzen en institutionele factoren. Hoewel er dus min of meer eensgezindheid bestaat over de cruciale variabelen die hebben bijgedragen tot de uitgavenstijging in de gezondheidszorg gedurende de laatste decennia, is men het allerminst eens over het relatieve belang van elk van de factoren. De resultaten van het empirische onderzoek blijken immers sterk af te hangen van de wiskundige specificatie van het gehanteerde model, van de definitie van de verklarende factoren en van de gebruikte econometrische methodologie.

Eén van de oorzaken van de uiteenlopende en soms tegenstrijdige resultaten is het gebrek aan theoretische onderbouwing van vele empirische modellen. In afdeling 2 geven we daarom een bondig overzicht van de verschillende theoretische overwegingen die als leidraad kunnen dienen voor de specificatie van een adequaat verklarend model. Vervolgens bespreken we in afdeling 3 de methodologische uitdagingen waarmee men geconfronteerd wordt bij de econometrische schatting van deze modellen. Afdeling 4 vormt de kern van deze tekst. Hier geven we een overzicht van het relatieve belang van de verschillende variabelen voor een verklaring van de evolutie van de globale uitgaven in de gezondheidszorg. In afdeling 5 vatten we de resultaten samen van gedesaggregeerde benaderingen, waarbij de globale uitgaven voor gezondheidszorg worden opgesplitst in verschillende deelcomponenten. We benadrukken het potentieel belang van epidemiologische factoren. Afdeling 6 is een besluit.

Doorheen de tekst zullen we erop wijzen dat louter macro-economische benaderingen onvoldoende zijn om een bevredigend inzicht op te bouwen in de concrete maatschappelijke mechanismen die de groei van de uitgaven veroorzaken. Deze macro-economische benaderingen moeten worden aangevuld met meer gedetailleerde microstudies. Hoewel de klemtoon ligt op de macroanalyse, besteden we toch relatief veel aandacht aan de relatie tussen micro- en macroanalyses en zoeken we naar interessante wegen om micro-economische resultaten te integreren in macro-economische modellen. We richten ons in de eerste plaats op de wetenschappelijke literatuur en gaan niet in op concrete uitgavenramingen en op de praktische aspecten van het gebruik van voorspellingsmodellen in verschillende landen.

2. EEN THEORETISCH DENKKADER

Om het empirisch onderzoek naar causale variabelen op een zinnige wijze te kunnen structureren is er nood aan een theoretisch referentiekader. De consumptie van gezondheidszorg is immers een complex proces dat door een brede waaier van factoren beïnvloed wordt. Hierbij moet rekening worden gehouden met de specifieke kenmerken van de gezondheidssector. Enkele van deze specifieke kenmerken komen aan bod in afdeling 2.1. Voor een verklaring van de groei van de uitgaven ligt het voor de hand om de analyse te richten op het macroniveau. In afdeling 2.2 geven wij daarom een bondig overzicht van de belangrijkste variabelen die opgenomen werden in macro-economische studies. Het geaggregeerde resultaat op nationaal niveau wordt nochtans medebepaald door beslissingen op een lager niveau zowel langs aanbod- als langs vraagzijde (patiënten, gezinnen, dokters, ziekenhuizen…). Een coherente microfundering voor het model van de uitgaven voor gezondheidszorg dat op macroniveau gevonden wordt, kan daarom helpen om duidelijkheid te scheppen in de selectie en definitie van relevante verklarende factoren. De samenhang tussen micro- en macrostudies wordt verder uitgewerkt in afdeling 2.3.

De overgrote meerderheid van de macrostudies richt zich op een verklaring van de globale uitgaven voor gezondheidszorg. Het spreekt voor zichzelf dat meer verfijnde inzichten worden verworven wanneer de globale uitgaven worden uitgesplitst in verschillende deelelementen. Dergelijke meer gedesaggregeerde modellen zullen we behandelen in afdeling 5.

2.1. VRAAG EN AANBOD IN DE GEZONDHEIDSSECTOR

Hoewel medische zorgen gevraagd worden door "consumenten" (patiënten), en aangeboden door "producenten" (zorgverstrekkers), onderscheidt de medische "markt" zich toch in aanzienlijke mate van conventionele markten. Enkele van de belangrijkste verschillen zijn:

- In traditionele vraaganalyses worden uitgaven verklaard door voorkeuren enerzijds, economische variabelen (prijzen en inkomen) anderzijds. Aan de evolutie van de subjectieve voorkeuren wordt over het algemeen weinig aandacht besteed. In het geval van medische uitgaven zijn die voorkeuren vaak beter objectiveerbaar, omdat ze samenhangen met morbiditeit. Morbiditeitgerelateerde variabelen spelen dan ook een essentiële rol in de verklaring van de uitgaven voor gezondheidszorg.
- Het grootste deel van de kost van medische verzorging wordt gedragen door de ziekteverzekering (eventueel aangevuld met vrijwillige private verzekering). Het feit dat de patiënt slechts een fractie van de prijs zelf (rechtstreeks) betaalt, leidt, als gevolg van "moral hazard"[1], mogelijk tot een hogere consumptie (zie Zweifel en Manning, 2000). In het algemeen wordt daardoor ook de relatie tussen consumptie en de traditionele economische budgetfactoren (inkomen en prijzen) minder evident dan bij traditionele consumptieanalyse.
- De marktprijzen komen gewoonlijk niet tot stand door de gebruikelijke interactie tussen vraag en aanbod, maar wel (hoofdzakelijk) door overleg tussen (vertegenwoordigers van) de aanbieders (artsen), de kopers (de mutualiteiten als vertegenwoordigers van de patiënten) en de overheid. Zowel aanbieders als kopers hebben marktmacht (Berndt et al., 2000). De aanbieders beschikken over specifieke vaardigheden (bv. sommige specialisten), verenigen zich in feitelijke kartels (zoals de artsenverenigingen), of hebben tijdelijke monopolies (zoals door octrooien beschermde geneesmiddelen van de farmaceutische industrie). De kopers hebben

[1] In de literatuur onderscheidt men "ex ante" van "ex post" moral hazard: ex ante moral hazard verwijst naar de mogelijkheid dat men, wetende dat men toch verzekerd is tegen het risico om ziek te worden, minder geneigd zal zijn alle mogelijke voorzorgen te nemen om ziekte te voorkomen; ex post moral hazard verwijst naar de mogelijkheid dat men, eens men ziek is, geneigd zal zijn medische zorg te overconsumeren, aangezien de kost daarvan toch hoofdzakelijk door de ziekteverzekering wordt gedragen (Zweifel en Manning, 2000).

onderhandelingsmacht bij de prijsvorming omdat zij georganiseerd zijn in mutualiteiten (in de Verenigde Staten vooral sinds de opkomst van de "Health Maintenance" en "Managed Care Organizations"). Institutionele factoren verschillen sterk van land tot land en kunnen ook wijzigen over de tijd.

- Er bestaat aanzienlijke informatie-asymmetrie tussen verkopers en kopers met betrekking tot de aard van het verhandelde product (in casu: de toe te passen behandeling). Dit leidt tot typische "principal-agent" problemen, waarbij de belangen van de "agent" (de zorgverstrekker) niet parallel lopen met die van de "principal" (de patiënt). Dergelijke informatie-asymmetrie kan aanleiding geven tot "supplier-induced demand", waarvan het belang in diverse studies wordt benadrukt (zie o.m. Newhouse, 1992).
- De sector van de gezondheidszorg wordt gekenmerkt door snelle technologische vooruitgang. Omwille van de interactie met de overige, reeds aangehaalde, factoren is het vaak moeilijk de richting en de effecten van deze technische vooruitgang correct in te schatten.

Een volledige theoretisch verantwoorde modellering van deze verschillende effecten en van hun effecten op de globale uitgaven voor gezondheidszorg is vooralsnog niet mogelijk. Vooral het modelleren van de aanbodzijde blijft problematisch. Daarom worden in de meeste macrostudies, zowel nationaal als internationaal, "gereduceerde vorm" modellen gebruikt. We gaan nu bondig in op de variabelen die in deze gereduceerde vorm-schattingen worden opgenomen.

2.2. VERKLARENDE VARIABELEN IN HET MACRO-ECONOMISCHE ONDERZOEK

Gereduceerde modellen, waarbij de reële uitgaven voor gezondheidszorg rechtstreeks worden gerelateerd aan de determinanten van de vraag en het aanbod en aan institutionele en technologische factoren, hebben de volgende algemene structuur:

(1) $HE = f(SD, EC, I, SID, T)$

waarbij

- HE : Uitgaven aan gezondheidszorg ("Health Expenditures"), gewoonlijk uitgedrukt in reële per capita eenheden, waardoor dus in principe de kwantiteit van de consumptie wordt gemeten;
- SD : Sociodemografische determinanten, zoals de samenstelling van de bevolking naar leeftijd;
- EC : Economische determinanten, zoals het reële inkomen en de relatieve prijs van de medische goederen en diensten;
- I : Institutionele determinanten, zoals de verzekerde fractie van de bevolking, de aard van de verzekerde risico's, het financieringssysteem ("fee-for-service", "capitation"), het publieke of private karakter van de verzekeraar, etc;
- SID : Proxy variabelen die het "supplier-induced demand"-effect meten (en/of capaciteitsbeperkingen);
- T: Technologische determinanten, zoals het gebruik van steeds meer gesofisticeerde (en bijgevolg dure) apparaten, die in vele gevallen kostenverhogend zijn.

De vertaling van deze theoretische determinanten naar praktisch bruikbare variabelen in empirische modellen is in sommige gevallen een probleem op zich. Onderzoekers hebben vaak

noodgedwongen benaderende variabelen gebruikt in de plaats van de niet-observeerbare theoretische variabelen. De empirische resultaten zijn als gevolg daarvan geen ondubbelzinnige test van de theorie, maar tegelijk een test van de validiteit van de gekozen "proxy-variabelen".

2.2.1. Sociodemografische determinanten

Beschrijvende statistieken tonen aan dat de uitgaven voor gezondheidszorg aanzienlijk toenemen met de leeftijd van de patiënt. Uit een OESO-studie (1995) is gebleken dat de 65-plussers gemiddeld vier keer meer consumeren dan anderen, en dat ongeveer een vijfde van alle uitgaven worden gedaan voor patiënten in hun laatste levensjaar. Dit *leeftijdseffect* maakt het aannemelijk dat de vergrijzing, meestal gemeten door het aandeel 65-plussers in de totale bevolking, in de geïndustrialiseerde landen aanleiding zal geven tot een tendentiële stijging van de gezondheidsuitgaven. Deze hypothese wordt echter, in de meeste macro-economische studies, niet (overtuigend) bevestigd. In afdeling 4.1 zullen we uitgebreid ingaan op deze schijnbare paradox.

2.2.2. Economische determinanten

Op basis van standaard economische theorie kan men een positieve relatie vooropstellen tussen de consumptie van medische zorg en het (reëel) inkomen, en een negatieve relatie met de relatieve prijs van de gezondheidszorg. De vraag of gezondheidszorg een "normaal" goed is (met een inkomenselasticiteit kleiner dan 1) dan wel een "luxegoed" (met een inkomenselasticiteit groter dan 1), heeft onderzoekers gedurende drie decennia bezig gehouden. Het debat in de literatuur woedt overigens tot op vandaag en wordt verder gevoed door de tegenstrijdige resultaten van macro- en microstudies.

De prijsgevoeligheid van de medische consumptie blijkt een al even grote controverse te hebben veroorzaakt als de inkomensgevoeligheid. De specifieke organisatie van de gezondheidssector (met name het verzekeringsaspect ervan en de mogelijkheid van aanbodgeïnduceerde vraag) bemoeilijkt de keuze van een adequate prijsvariabele. De vraag rijst bijgevolg of een prijsdeflator van de totale uitgaven moet gebruikt worden, een deflator gebaseerd op het deel dat door de patiënt zelf gedragen wordt (de "out of pocket price"[2]), of een deflator die het door de verzekering terugbetaalde deel weerspiegelt (L'Horty et al., 1997). Van bijzonder belang is de impact van het *terugbetalingstarief*, vermits een stijging van dat laatste eigenlijk een prijsdaling betekent voor de patiënt. Aangezien medische zorg een basisbehoefte is, kan men a priori verwachten dat de micro-economische prijselasticiteit eerder gering is. Dit effect wordt nog versterkt door het feit dat de consument slechts een deel van de totale prijs rechtstreeks betaalt. Op macro-economisch niveau wordt evenwel de volledige prijs van de gezondheidszorg betaald, wat zou leiden tot een grotere "macro-prijselasticiteit". In afdeling 4.2 zullen we inderdaad aantonen dat een juist begrip van de samenhang tussen micro- en macro-economische analyses essentieel is om de resultaten met betrekking tot de economische determinanten correct te interpreteren.

2.2.3. Institutionele determinanten

Onder institutionele factoren verstaat men de factoren die de organisatie van de gezondheidszorg weergeven, en waarop de overheid kan ingrijpen. Ze bepalen wie onder welke

---

[2] De out-of-pocket prijs geeft het volledige bedrag weer dat de patiënt uit eigen zak betaalt. Vooreerst draagt de patiënt de kosten van geneeskundige verstrekkingen die (nog) niet (meer) gedekt zijn door de sociale zekerheid. Daarnaast draagt de verzekerde ook de supplementen die overeenstemmen met het verschil tussen het tarief dat hem door de zorgverstrekker wordt aangerekend en het bij overeenkomst vastgestelde tarief. Tenslotte worden voor een groot aantal prestaties in België soms hoge eigen bijdragen of remgelden betaald, en dan vooral voor geneesmiddelen.

voorwaarden een beroep kan doen op de ziekteverzekering, hoe de totale kost van de gezondheidszorg wordt verdeeld over patiënt en verzekeraar en hoe de zorgverlener betaald wordt. Uit deze omschrijving volgt meteen dat deze institutionele factoren in grote mate de totale uitgaven bepalen, zowel direct (door het vastleggen van budgetten), als indirect (door het beïnvloeden van de kost die rechtstreeks door de patiënt wordt gedragen, en het bepalen van wie recht heeft op welke behandeling).

1. Vooreerst kan men *gezondheidszorgsystemen* onderscheiden, naargelang de wijze waarop de zorgverlening en de financiering ervan georganiseerd zijn. Gerdtham et al. (1995) maken het volgende onderscheid: een geïntegreerd systeem waarin één (meestal overheids-) organisme voor zowel financiering als zorgverstrekking optreedt, een derdebetalerssysteem waarbij het verlenen van een medische prestatie nadien een betaling met zich meebrengt (de verzekeraar betaalt ofwel de zorgverstrekker terug, ofwel de patiënt (zoals in Frankrijk) die het bedrag moet voorschieten) en tot slot het contractsysteem waarbij een akkoord tussen de derdebetaler en de private zorgverstrekker alle clausules en voorwaarden vastlegt.

2. Een tweede institutionele variabele is de *dekkingsgraad*. Dit is het aandeel van de totale bevolking dat, in een publiek systeem, verzekerd is tegen ziekte. Dit aandeel is in nagenoeg alle geïndustrialiseerde landen toegenomen in de naoorlogse periode, en heeft in de meeste landen een quasi maximaal niveau bereikt. Ondanks deze bijna universele dekking, kunnen aanzienlijke verschillen bestaan in de omvang van het verzekerde risico, en in de grootte van de tussenkomst. Deze laatste bepaalt de effectieve rechtstreekse prijs die de verzekerde betaalt.

3. Het *terugbetalingstarief* is het percentage van de totale prijs van de medische zorgdienst of –product dat door de overheid terugbetaald wordt. Men spreekt van *co-insurance*. De rest wordt door de patiënt betaald en wordt remgeld genoemd. In het geval van *co-payment* daarentegen bedraagt de geldprijs een vast bedrag onafhankelijk van de feitelijke prijs van het product. Anderzijds kan ook sprake zijn van *franchise* of in het tegenovergestelde geval van een *vrijgesteld minimum*, wat de effectieve prijs voor de verzekerde zal beïnvloeden naargelang de franchise overschreden wordt, of de grens van het vrijgestelde minimum dichter bij komt.

4. Een vierde institutionele factor is het *vergoedingssysteem van de zorgverstrekkers*. De meest voorkomende financieringseenheden voor geneesheren zijn het "*item of service"* ("fee-for-service system"), het aantal *patiënten* ("capitation system") en de *periode van dienstverlening* ("salary system"). Voor de ziekenhuizen komen voornamelijk het aantal *ligdagen* ("per diem system"), de "*cases"*, of de *periode* ("budget system") voor.

Jegers et al. (2002) classificeren de vergoedingssystemen volgens verschillende dimensies (zie Figuur 1). In de eerste plaats onderscheiden ze *vaste en variabele systemen*, naargelang het al dan niet bestaan van een verband tussen het *inkomen* van de zorgverstrekker en zijn *activiteit*. Het onderscheid speelt zowel op micro- als op macroniveau, omdat afhankelijk daarvan het gedrag van de zorgverstrekker verschillend beïnvloed wordt. Op microniveau is het onderscheid gebaseerd op de extra inkomsten die de zorgverstrekker al dan niet heeft in functie van een eenheid meer activiteit (medische procedure, patiëntdag, ...). Het macroniveau refereert naar de zorgverstrekkers als groep. Dit niveau is met andere woorden het relevante niveau voor de betaler. Een vast financieringssysteem op macroniveau wordt een "*close-end"* systeem genoemd. Dit betekent dat het beleid een uitgavenplafond vastlegt dat gedurende een bepaalde periode niet overschreden mag worden. Een financieringssysteem zonder budgetlimieten is een "*open-end"* systeem.

Een volgende opdeling tussen *retrospectieve en prospectieve financiering* geeft informatie over het verband tussen de *activiteit* van een zorgverstrekker en de *kost* van zijn dienstverlening. Dit heeft betrekking op het al dan niet aanwezig zijn van een link tussen de vergoeding enerzijds en de kosten anderzijds. Bij retrospectieve betaling worden de kosten van de zorgverstrekker ex

post volledig of gedeeltelijk terugbetaald. Bij een prospectief (forfaitair) systeem daarentegen wordt ex ante een budget of percentage van kosten vastgelegd.

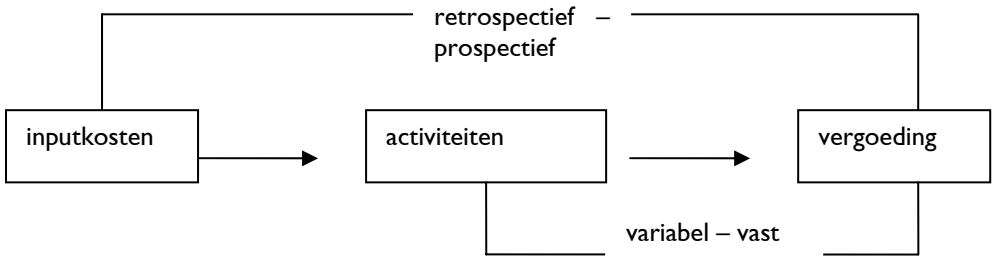
Tot slot beïnvloedt de gebruikte *eenheid van activiteit* of *financieringseenheid* de financiële prikkels. Ze geeft immers de intensiteit aan van de dimensie prospectief-retrospectief, d.w.z. van het verband tussen de *productiekosten* en de *inkomsten* van de zorgverstrekker. Prospectieve systemen zullen de zorgverstrekker eerder aansporen zijn kosten te verlagen; de financieringseenheid bepaalt de manier waarop de kostenverlaging gebeurt. Voorbeelden:

- *"prospective case"* financiering: het aantal/type diensten zal verlaagd worden gezien elke nieuwe dienst extra kosten meebrengt;
- *"prospective fee-for-service"*: het gebruikte materiaal of de arbeidstijd per dienst zal verlaagd worden.

In een variabel ("open-end") prospectief systeem is de geldwaarde van één vergoedingseenheid reeds ex ante bekend. Bij een vast ("close-end") prospectief systeem daarentegen hangt de monetaire waarde van een eenheid af van de totale productie van alle zorgverstrekkers. Bij retrospectieve systemen is de financieringseenheid irrelevant.

Het is wellicht geen sinecure dit typologisch kader modelmatig te kwantificeren. In elk geval is het belangrijk een onderscheid te maken tussen enerzijds wijzigingen in de institutionele structuur zelf (bv. de overschakeling van één vergoedingssysteem op een ander) en anderzijds wijzigingen in de parameters binnen een bepaalde institutionele structuur (bv. wijzigingen in het bedrag van de vergoeding voor een bepaalde prestatie of wijzigingen in de hoogte van het remgeld voor de patiënten). Het weze opgemerkt dat, hoewel het terugbetalingpercentage een institutionele variabele is, het vastgestelde effect ervan in wezen een prijseffect is.

Figuur 1. Een typologie van vergoedingssystemen (Bron: Jegers et al., 2002)



2.2.4. "Supplier Induced Demand"

Informatie-asymmetrie en "principal-agent"- problemen worden in de theoretische literatuur aangehaald als mogelijke oorzaken van het optreden van "supplier-induced demand", waarbij de zorgverstrekker de aard en/of de omvang van de vraag tracht te beïnvloeden. Pauly (1978) vertrekt daarbij van het gebruikelijke theoretische kader van *nutsmaximalisatie* door de aanbieders, en formuleert een nutsfunctie waarin naast het inkomen en de vrije tijd van de zorgverstrekker een "ethische" variabele opgenomen wordt: wanneer het aanbod volgt uit de voorkeur van de zorgverstrekker voor inkomen en vrije tijd, speelt de vraag van de patiënt niet door. Indien daarentegen ethische waarden doorwegen, laat het aanbod zich leiden door de ontwikkelingen in de vraag van de patiënt. In werkelijkheid valt het gedrag wellicht tussen deze twee extremen in. Andere auteurs gaan ervan uit dat de zorgverstrekker een *doelinkomen* nastreeft, en het volume van de verstrekte zorgen in functie daarvan aanpast (Evans, 1974).

De mogelijkheid om dergelijk gedrag te vertonen hangt echter in grote mate af van de institutionele kenmerken van het zorgsysteem, en in het bijzonder van het gebruikte

vergoedingssysteem voor de zorgverlener: betalingen per verstrekking ("fee-for-service"), en in het algemeen retrospectieve betalingssystemen, bieden zorgverstrekkers veel meer ruimte om hun output te vergroten dan systemen met vaste beloningen of "budget caps".

2.2.5. Technologische determinanten

Technologische vooruitgang kan zowel als een vraag- als aanbodfactor geïnterpreteerd worden. De snelheid waarmee nieuwe technologieën verspreid worden bij geneesheren en ziekenhuizen hangt af van de vraag van de patiënten voor zover de nieuwe technologie vroeger onbehandelbare pathologieën behandelbaar maakt. In dit geval kan men spreken van een *vraageffect*: de vraag naar medische zorg was dan reeds latent aanwezig, maar er kon niet aan voldaan worden. Anderzijds verloopt de concurrentie tussen de verstrekkers (de ziekenhuizen) veeleer via kwaliteitsinstrumenten dan via de prijs of het resultaat voor de patiënt, hetgeen evenzeer een verspreiding van technologie aanwakkert. Veel innovaties trekken immers het imago van een instelling op. De technologische evolutie speelt in dit geval eerder als *aanbodfactor*.

Het is niet altijd duidelijk of nieuwe technologieën de totale uitgaven doen toenemen. Hoewel een aantal innovaties kostenbesparend zijn, resulteren veel vernieuwingen in hogere uitgaven, bijvoorbeeld omwille van hun levensverlengend effect, of omdat ze de mogelijkheid bieden om voorheen ongeneeslijke aandoeningen te behandelen, waardoor tijdens de gewonnen levensjaren dikwijls een extra behoefte ontstaat aan medische zorg (bijv. bij het optreden van chronische niet-levensbedreigende aandoeningen waar nog geen genezende technieken voor beschikbaar zijn). Voor zover innovaties complementair gebruikt worden aan reeds bestaande interventies[3], stijgt het gemiddeld aantal diagnostische en therapeutische verstrekkingen per patiënt en lopen de kosten op (Polder et al., 1997). In dit verband maakt Weisbrod (1991) een onderscheid tussen twee types technologische vooruitgang. Enerzijds leidt een uitbreiding van het gamma (meer verzorging, behandelingen of geneesmiddelen ter beschikking van de patiënt) a priori tot hogere uitgaven. Anderzijds kan er echter ook sprake zijn van productiviteitsstijging bij gelijkblijvend gamma, bijvoorbeeld wanneer een bepaalde ingreep in veel kortere tijd kan worden gedaan of zelfs niet meer noodzakelijk is. In dit laatste geval is er sprake van zorgverlening tegen lagere kost; een technologische ontwikkeling die kostenreducerend of arbeidsbesparend werkt.

Weisbrod (1991) benadrukt het belang van de institutionele context. Een systeem van ruime dekking door de ziekteverzekering en retrospectieve financiering vertoont een groot absorptievermogen van nieuwe en dure medische technologie. Dit beïnvloedt op zijn beurt de research-sector, die niet bepaald geneigd zal zijn naar kostenbesparende innovaties te zoeken, gezien ze toch verzekerd is van een gegarandeerde afzet op de markt en bijgevolg een gering financieel risico loopt. Het gevolg is overcapaciteit, wat misschien opnieuw tot vraaginductie leidt. De invoering van een prospectief financieringssysteem kan deze institutionele prikkels wegnemen. Zo zorgt een budgettering van de zorguitgaven voor een selectievere investering in nieuwe technologie. Artsen zullen afwegingen moeten maken op het niveau van hun zorgeenheid: wanneer de nieuwe ingreep bij een patiënt meer kost dan de oude, dan gaat dat vanwege het beperkte budget vaak ten koste van de zorg bij andere patiënten. Wanneer technologische ontwikkelingen worden toegelaten die de kosten per capita opdrijven, vertaalt zich dat met andere woorden niet per se in hogere zorguitgaven. De overheid kan ook nog op andere wijzen ingrijpen in het proces van technologische vooruitgang. Zij kan strenger toekijken op kosten en baten van nieuwe technologieën en de ziekenhuizen verplichten een licentie voor te leggen bij de aanschaf van nieuwe toestellen of procedures. Ook de verspreiding van nieuwe dure geneesmiddelen kan enigszins tegengehouden worden door een opgelegde lijst van bij voorkeur voor te schrijven geneesmiddelen of door stimulansen in te bouwen bij de terugbetaling omtrent de keuze van een geneesmiddel (bijv. generische geneesmiddelen).

---

[3] Sommige kankers bijvoorbeeld, kunnen door middel van (een combinatie van) chirurgie, chemotherapie of conventionele radiologie behandeld worden.

Ondanks de moeilijke kwantificeerbaarheid van de (tegengestelde) effecten van technologische vooruitgang op de gezondheidszorguitgaven, is men het er in de meeste studies toch over eens dat de ontwikkeling van nieuwe technologie per saldo een opwaarts effect heeft op de totale uitgaven. Het opbouwen van een beter inzicht in de concrete mechanismen waarlangs deze technologische wijzigingen de uitgaven beïnvloeden is dan ook van groot belang.

2.3. DE SAMENHANG TUSSEN MICRO- EN MACROSTUDIES

Naast de macro-economische studies over de groei van de globale uitgaven, bestaat er ook een uitgebreide empirische literatuur over de vraag- en aanboddeterminanten van individuele uitgaven voor gezondheidszorg. De concrete keuze van determinanten in deze micro-economische modellen verschilt van land tot land, afhankelijk van de institutionele context en van de beschikbare gegevens. Zonder exhaustief te zijn, kunnen deze determinanten in volgende grote domeinen worden ondergebracht:

- demografische factoren: geslacht, leeftijd, gezinssamenstelling, nationaliteit;
- socio-economische factoren: opleidingsniveau, inkomen, arbeidsstatuut, werkloosheid, verzekeringsstatuut;
- gezondheidsvariabelen: mortaliteit, invaliditeit, arbeidsonbekwaamheid, chronische aandoeningen, subjectieve gezondheidstoestand, psychische gezondheid;
- socio-economische omgevingsfactoren: urbanisatie, huisvesting, medische densiteit (aantal dokters, ziekenhuisbedden), vaste huisarts.

Vaak sluiten deze micro-economische modellen dichter aan bij de theoretische overwegingen die in afdeling 2.1 werden geschetst. In de mate dat de uitgaven op macroniveau in de eerste plaats bepaald worden door beslissingen op microniveau, zou men verwachten dat er een duidelijk verband is tussen de micro- en de macrobenaderingen. In de empirische literatuur is dit echter niet altijd evident. Enerzijds blijken sommige factoren die op micro-economisch niveau meespelen, in macro-economische voorspellingsmodellen niet significant te zijn. Dit resultaat ligt wellicht in de lijn der verwachtingen als deze variabelen op macroniveau over de tijd stabiel zijn. Anderzijds worden microvariabelen die geaggregeerd op macroniveau wel variëren op korte of middellange termijn, toch niet altijd opgenomen in macro-economische modellen. Tenslotte is de grootte van de geschatte effecten soms zeer verschillend in micro- en macrostudies. In dit verband hebben we reeds gewezen op de verschillende effecten van prijzen en inkomens. De vraag rijst dan op welke wijze deze gedetailleerde micro-economische modellen kunnen bijdragen tot een beter inzicht in de vraag- en aanboddeterminanten van geaggregeerde uitgaven. Hierbij moet erop gewezen worden dat we ons in deze studie in de eerste plaats richten op de verklaring van de groei van de uitgaven. Factoren zoals urbanisatie kunnen zeker bijdragen tot een verklaring van verschillen tussen individuen op een bepaald moment in de tijd, maar blijven doorheen de tijd relatief stabiel. Op middellange termijn kunnen hun effecten zeker verwaarloosd worden.

Om deze relatie tussen micro- en macromodellen te duiden, bekijken we in deze afdeling expliciet het aggregatieprobleem. In afdeling 4 zal duidelijk worden dat dit ook noodzakelijk is om het (snel groeiende) aantal micro-econometrische studies over de relatie tussen groei van de uitgaven en leeftijdsprofiel van de bevolking beter te situeren. In afdeling 3.3 zullen we dieper ingaan op de statistische problemen die in deze context opduiken. In deze afdeling werken wij in de eerste plaats de vraagstelling over het wijzigende leeftijdsprofiel nader uit. Sommige studies vertrekken van relatief ingewikkelde niet-lineaire modellen. Alle basisinzichten kunnen echter ook uiteengezet worden met behulp van een eenvoudige lineaire specificatie. In deze afdeling zullen we ons daartoe ook beperken. We beginnen met het meest eenvoudige model met coëfficiënten die stabiel zijn over de tijd. Daarna zullen we dit model geleidelijk aan verder uitbreiden.

2.3.1. De aggregatie van stabiele microrelaties

Laat ons eerst veronderstellen dat de uitgaven U_i^t van individu i in periode t kunnen verklaard worden aan de hand van het volgende lineaire model:

$$(2)\ U_i^t = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j A_{ij}^t + \sum_l \beta_l X_{il}^t + \sum_k \gamma_k Z_k^t + \varepsilon_i^t$$

Hierin staat $X_{il}^t, l = 1,...,L$ voor een vector van L verklarende variabelen die verschillen tussen de individuen (vandaar het subscript "i"), $Z_k^t, k = 1,...,K$ voor een vector van verklarende variabelen op het geaggregeerde niveau en ε_i^t voor de storingsterm. Omdat de leeftijdseffecten in de literatuur zulk een grote rol spelen, onderscheiden we expliciet een vector van leeftijds- en geslachtsdummy's $A_{ij}^t, j = 1,...,J$. Hierbij geldt dat $A_{ij}^t = 1$ als individu i in jaar t tot groep j behoort en $A_{ij}^t = 0$ als dat niet het geval is. De te schatten coëfficiënten $\alpha_0, \alpha_j (j = 1,...,J), \beta_l (l = 1,...,L), \gamma_k (k = 1,...,K)$ worden stabiel over de tijd verondersteld. Noteer dat gegeven de interpretatie van de A-dummy's de coëfficiënten α_j het (in dit geval stabiele) leeftijdsprofiel weergeven. Noteer ook dat de coëfficiënten γ_k niet met individuele doorsnedegegevens kunnen geschat worden, omdat de Z-variabelen niet verschillen voor verschillende individuen en hun effect daarom in de constante zal verdwijnen. Institutionele variabelen vormen hier een typisch voorbeeld. We houden ze nochtans expliciet in de theoretische specificatie om de geaggregeerde relaties beter te kunnen interpreteren.

Wanneer we nu (2) aggregeren (dat betekent sommeren over alle individuen i) en dan delen door N^t (het aantal individuen in periode t) krijgen we onmiddellijk de volgende uitdrukking voor de gemiddelde uitgaven:

$$(3)\ \bar{U}^t = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \omega_j^t + \sum_l \beta_l \bar{X}_l^t + \sum_k \gamma_k Z_k^t + \varepsilon^t$$

waarbij de notatie $\bar{}$ staat voor het gemiddelde over de populatie[4]. Gezien de specificatie van de dummy's kan $\bar{A}_j^t$ onmiddellijk geïnterpreteerd worden als het *aandeel* van leeftijds/geslachtsgroep j in de totale bevolking. Om duidelijk te maken dat het om aandelen gaat voeren we de notatie ω_j^t in. In zekere zin kan model (3) vergeleken worden met de gereduceerde vorm die werd geïntroduceerd in (1).

Een gelijkaardig model geldt ook voor periode t+1:

$$(4)\ \bar{U}^{t+1} = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j \omega_j^{t+1} + \sum_l \beta_l \bar{X}_l^{t+1} + \sum_k \gamma_k Z_k^{t+1} + \varepsilon^{t+1}$$

[4] Wanneer het gemiddelde van de storingstermen in (2) gelijk is aan nul, zou men de storingsterm in (3) kunnen laten wegvallen. In de tekst verwijzen we soms echter naar de mogelijkheid om (3) rechtstreeks te schatten. Om verwarring te vermijden, is het dan beter ook in (3) expliciet een storingsterm op te nemen.

Vermits we in de eerste plaats geïnteresseerd zijn in de groei (en niet in het niveau) van de uitgaven leiden we hieruit de verandering over de tijd af door (3) van (4) af te trekken:

$$(5) \quad \Delta^t \overline{U} = \sum_j \alpha_j \Delta^t \omega_j + \sum_l \beta_l \Delta^t \overline{X}_l + \sum_k \gamma_k \Delta^t Z_k + \Delta^t \varepsilon$$

Hierbij staat de operator $\Delta^t X$ in het algemeen voor $(X^{t+1} - X^t)$. Uitdrukking (5) is een relatie die inzicht geeft in de groei van de geaggregeerde uitgaven. Ze illustreert de beperkingen en de voordelen van micro- versus macroschattingen:

- schatting van vergelijkingen (2) of (3) met doorsnedegegevens laat niet toe de coëfficiënten γ te schatten, omdat Z variabelen op het geaggregeerde niveau gemeten worden. Schatting van (5) met geaggregeerde tijdreeksgegevens maakt het wel mogelijk γ te schatten wanneer Z doorheen de tijd varieert. Wanneer men beschikt over panelgegevens, d.w.z. wanneer men een groep van individuen doorheen de tijd kan volgen, kan men vanzelfsprekend ook via (2) een schatting krijgen van de effecten van de Z-variabelen;
- wanneer we microgegevens gebruiken om (2) te schatten kunnen de geschatte coëfficiënten gebruikt worden om via (5) de uitgavengroei te voorspellen. Het is echter evident dat de geschatte coëfficiënten geen directe invloed uitoefenen op deze voorspellingen als de verklarende variabele niet wijzigt doorheen de tijd (wanneer $\Delta\omega_j = 0$ of $\Delta\overline{X}_l = 0$).
- de eerste term aan de rechterkant van (5) geeft het effect van de veroudering weer, d.w.z. het effect van veranderingen in de leeftijdsstructuur van de bevolking (de uitdrukkingen $\Delta\omega_j, j = 1,...,J$). Wanneer het uitgavenprofiel ($\alpha_1,...,\alpha_J$) stijgt met de leeftijd zal een verouderende bevolking automatisch leiden tot een stijging van de uitgaven.

Vele studies werken impliciet of expliciet met een model zoals (5). Dit kan gedeeltelijk verklaard worden door de beperkte beschikbaarheid van individuele panelgegevens. Om de effecten van wijzigingen in de leeftijdsstructuur te extrapoleren, wordt vaak een stabiel leeftijdsprofiel van de uitgaven gebruikt. In de recente literatuur wordt de realiteitswaarde van deze veronderstelling steeds meer in vraag gesteld. Wanneer van de veronderstelling van stabiele coëfficiënten wordt afgestapt verandert de hele redenering.

2.3.2. De microrelaties wijzigen doorheen de tijd

Natuurlijk kunnen de effecten van alle variabelen doorheen de tijd variëren. Zoals reeds gezegd werd er in de literatuur echter vooral aandacht besteed aan de leeftijdseffecten. Om de formules wat te vereenvoudigen zullen we ons daar dan ook toe beperken. Indien het leeftijdsprofiel van de uitgaven doorheen de tijd varieert moet (2) herschreven worden als volgt[5]:

$$(6) \quad U_i^t = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j^t A_{ij}^t + \sum_l \beta_l X_{il}^t + \sum_k \gamma_k Z_k^t + \varepsilon_i^t$$

[5] Specifieke leeftijdseffecten kunnen natuurlijk ook via de vector X worden opgevangen in plaats van via wijzigingen in de α -coëfficiënten. De interpretatie wordt nochtans gemakkelijker indien we ons rechtstreeks concentreren op wijzigingen in het leeftijdsprofiel.

Aggregatie van (6) levert dan onmiddellijk (7) op:

$$(7)\quad \overline{U}^t = \alpha_0 + \sum_j \alpha_j^t \omega_j^t + \sum_l \beta_l \overline{X}_l^t + \sum_k \gamma_k Z_k^t + \varepsilon^t$$

Een gelijkaardige uitdrukking kan natuurlijk afgeleid worden voor periode (t+1), zodat we de groei van de geaggregeerde uitgaven kunnen schrijven als:

$$(8)\quad \Delta^t \overline{U} = \sum_j (\alpha_j^{t+1} \Delta^t \omega_j + \omega_j^t \Delta^t \alpha_j) + \sum_l \beta_l \Delta^t \overline{X}_l + \sum_k \gamma_k \Delta^t Z_k + \Delta^t \varepsilon$$

We concentreren ons nu vooral op de termen tussen haakjes, die het (periode-specifieke) leeftijdseffect weergeven. De twee termen kunnen allebei gemakkelijk worden geïnterpreteerd:

- de eerste term is gelijkaardig aan wat ook uit (5) kon worden afgeleid. Hij geeft het effect op de gemiddelde uitgaven weer van wijzigingen in de leeftijdsstructuur van de bevolking. Dit wordt vaak het directe effect van de vergrijzing genoemd.
- de tweede term is nieuw. Hij weerspiegelt de idee dat het leeftijdsprofiel van de uitgaven (de vector $\alpha_j, j = 1,...,J$) doorheen de tijd wijzigt. Wij zullen in sectie 4.1 dieper ingaan op enkele studies die de (zeer uitgesproken) gevolgen hiervan verder onderzoeken. Deze term wordt het indirecte effect (of generatie-effect) van de vergrijzing genoemd.

Op dit ogenblik zijn we in de eerste plaats geïnteresseerd in de methodologische gevolgen. Het is dan onmiddellijk duidelijk dat de meest voor de hand liggende en minst restrictieve methode om de wijzigende coëfficiëntenvector $\alpha_j^t, j = 1,...,J, t = 1,...,T$ te bepalen erin bestaat in elke periode het micromodel (6) te schatten. Wanneer men geen gebruik maakt van microgegevens moeten zeer restrictieve veronderstellingen over het verloop van $\alpha_j^t, j = 1,...,J, t = 1,...,T$ worden opgelegd om dat patroon te identificeren. Noteer echter dat dit absoluut niet impliceert dat het gebruik van macrogegevens niet belangrijk zou zijn: de effecten γ van $\Delta Z_k, k = 1,...,K$ kunnen immers ook essentieel zijn en deze zijn slechts identificeerbaar door observatie van de evolutie van macrogrootheden doorheen de tijd.

Tot nu toe hebben we gewoon verondersteld dat het leeftijdsprofiel van de uitgaven doorheen de tijd varieerde. We hebben echter geen verklaring gezocht voor deze verschuiving. Bovendien bleef het effect hetzelfde voor verschillende individuen. Laat ons nu in een laatste stap deze veronderstellingen verlaten.

2.3.3. Endogenisering van de tijdsafhankelijkheid

Keren we terug naar het individuele model (6), maar laat ons nu de realistische veronderstelling maken dat het leeftijdsprofiel van de uitgaven kan verschillen van individu tot individu:

$$(9)\quad U_i^t = \alpha_0 + \sum_j \alpha_{ij}^t A_{ij}^t + \sum_k \gamma_k Z_k^t + \varepsilon_i^t$$

In vergelijking met (6) wordt er nu dus een subscript i aan de α-coëfficiënten toegevoegd. De vector X wordt niet meer expliciet opgenomen in (9) omdat we veronderstellen dat het precies deze variabelen zijn die het individu-specifieke leeftijdsprofiel kunnen verklaren. We zullen verder zien dat dit geen restrictieve veronderstelling is. Dat betekent dus dat we voor een individu i in leeftijdsgroep j zijn gemiddelde uitgaven schrijven als

$$(10)\quad \alpha_{ij}^{t} = \alpha_{j0} + \sum_{l} \beta_{lj} X_{ijl}^{t}$$

Hierbij is α_{j0} het "universele" (of gemiddelde) leeftijdseffect en worden de effecten van de individuele kenmerken X opgevangen in de coëfficiënten β. Deze laatste worden doorheen de tijd constant verondersteld, maar de tijdsafhankelijkheid van het leeftijdsprofiel wordt op een elegante wijze opgenomen in de tijdsvariatie van X. Deze vector bevat variabelen zoals de morbiditeit en de gezinssamenstelling. In de volgende sectie gaan we hierop dieper in. Wanneer we (10) invullen in (9) krijgen we

$$(11)\quad U_{i}^{t} = \alpha_{0} + \sum_{j} \alpha_{j0} A_{ij}^{t} + \sum_{j}\sum_{l} \beta_{lj} X_{ijl}^{t} A_{ij}^{t} + \sum_{k} \gamma_{k} Z_{k}^{t} + \varepsilon_{i}^{t}$$

Uitdrukking (11) levert voor de gemiddelde uitgaven op:

$$(12)\quad \overline{U}^{t} = \alpha_{0} + \sum_{j} (\alpha_{j0} + \sum_{l} \beta_{lj} \overline{X}_{l}^{(j)t}) \omega_{j}^{t} + \sum_{k} \gamma_{k} Z_{k}^{t} + \varepsilon^{t}$$

Hier staat $\overline{X}_{l}^{(j)t}$ voor *het gemiddelde van de variabele X_l over leeftijdsgroep j in periode t.* Om tot (12) te komen, werd opnieuw gebruik gemaakt van het feit dat de A-variabelen dummy's zijn die de waarde 1 of 0 aannemen, wat het mogelijk maakt de volgende gelijkheden af te leiden:

$$(13)\quad \left(\frac{1}{N^{t}}\right) \sum_{i} X_{ijl}^{t} A_{ij}^{t} = \overline{X}_{l}^{(j)t} \frac{N_{j}^{t}}{N^{t}} = \overline{X}_{l}^{(j)t} \omega_{j}^{t}$$

Vergelijk (12) en (7). Het is evident dat het essentieel om dezelfde uitdrukking gaat, maar waarbij de coëfficiënten α_{j}^{t} nu geschreven worden als een functie van verklarende variabelen. Hierdoor wordt de interpretatie van het indirecte effect $\sum_{j} \omega_{j}^{t} \Delta^{t} \alpha_{j}$ in (8) mogelijk. Immers,

$$(14)\quad \Delta^{t} \alpha_{j} = \sum_{l} \beta_{lj} (\overline{X}_{l}^{(j)(t+1)} - \overline{X}_{l}^{(j)t})$$

waardoor het veranderende leeftijdsprofiel wordt gerelateerd tot wijzigingen in de gemiddelde waarden van de X-variabelen (zoals bijvoorbeeld morbiditeit en gezinssamenstelling) over de verschillende groepen. De noodzaak van micro-economische gegevens komt hier weer zeer duidelijk naar voor: de coëfficiënten in (11) (en dus in (12)) kunnen slechts geschat worden

wanneer gebruik gemaakt wordt van een doorsnede van individuele gegevens voor elke periode t.

Keren we even terug tot de veronderstelling dat het effect van de X-variabelen in (9) uitsluitend speelt via (10). Zoals reeds gezegd is deze veronderstelling niet restrictief. Inderdaad, wanneer we aannemen dat het effect van X_l voor alle leeftijdsgroepen hetzelfde is, dit wil zeggen dat $\beta_{lj} = \beta_l, \forall j$, kan de relevante term in (12) vereenvoudigd worden als volgt:

$$(15)\quad \sum_j \sum_l \beta_{lj} \overline{X}_l^{(j)t} \omega_j^t = \sum_l \beta_l \sum_j \overline{X}_l^{(j)t} \omega_j^t = \sum_l \beta_l \overline{X}_l^t$$

Uitdrukking (7) wordt dus teruggevonden wanneer het effect van de X-variabelen niet varieert over de leeftijdsgroepen.

In deze afdeling hebben we aangetoond op welke wijze micro- en macrostudies complementaire inzichten kunnen opleveren voor een verklaring van de groei van de uitgaven in de gezondheidszorg. We hebben deze algemene methodologische inzichten vooral geïnterpreteerd vanuit het standpunt van de effecten van de vergrijzing. Dit probleem komt verder aan bod in afdeling 4.1. Alle variabelen die geïntroduceerd werden in afdeling 2.2 kunnen echter geïnterpreteerd worden als X_i - of Z-variabelen in het beschreven model. Meestal wordt in de macro-economische benadering een model gespecificeerd zoals (3). In dat geval wordt er dus geen rekening gehouden met de interactie met het leeftijdsprofiel: zoals aangetoond in (15) betekent dit dat impliciet wordt verondersteld dat de effecten van wijzigingen in die variabelen voor alle leeftijdsgroepen identiek zijn. Zodra men van deze veronderstelling afstapt komt men in de meer ingewikkelde modellen (11) en (12) terecht. We zullen in afdeling 4 aantonen dat deze verfijning in sommige gevallen zeer relevant kan zijn.

3. STATISTISCH-ECONOMETRISCHE PROBLEMEN IN HET EMPIRISCH ONDERZOEK

Modellen zoals beschreven in (1), (3) of (12) kunnen gezien worden als verklarende modellen, waarin de causale relaties tussen de doelvariabelen en hun determinanten expliciet beschreven worden met de bedoeling het effect van deze determinanten op de doelvariabelen te kwantificeren. Meestal worden deze effecten geschat met behulp van econometrische technieken. Een uitzondering op deze regel zijn de theoretische simulatiemodellen, waarin de gedragsparameters niet worden geschat uit regressievergelijkingen, maar waarbij hen "plausibele" waarden worden toegekend (gewoonlijk gebaseerd op ander onderzoek). Sommige modelparameters worden gevonden door het model te "kalibreren", op basis van de geobserveerde waarden van de belangrijkste variabelen in een bepaald jaar. Een voorbeeld hiervan is het werk van Jones (2002), dat bondig zal samengevat worden in afdeling 4.5. Een mengvorm van een econometrisch en een gekalibreerd model is het "Zorgmodel" van het Nederlandse Centraal Planbureau, waarin de gedragsparameters die via econometrische weg worden geschat, worden aangevuld met parameters uit internationaal empirisch onderzoek en met parameterwaarden die via kalibreren worden bekomen. Dit model wordt in meer detail besproken in paragraaf 5.1.3. We gaan in deze tekst niet verder in op de mogelijkheden en beperkingen van simulatiemodellen.

Evenmin gaan we in op eenvoudige projectiemodellen gebaseerd op trendextrapolatie (Miller, 1995; Brimacombe et al., 2001) of autoregressie (Getzen, 2000a). Deze modellen bieden als dusdanig geen verklaring voor de geobserveerde trends omdat er geen bijkomende verklarende variabelen worden opgenomen. Dit kan misschien verantwoord worden bij voorspellingen op heel korte termijn (Getzen, 2000a). De meeste van de hierboven beschreven verklarende factoren zullen dan immers weinig variëren. Voor de individuele patiënt, dokter of ziekenhuis kan een onverwachte wijziging in de gezondheidstoestand verregaande gevolgen hebben, maar op geaggregeerd niveau ontstaat hierdoor zelden meer dan een verschuiving van de middelen binnen de verschillende zorgsectoren, zonder dat de totale uitgaven substantieel veranderen. Volgens Getzen is de beste voorspeller voor de korte-termijn groei van de uitgaven daarom gewoon de groeivoet van het voorbije jaar. Hij is van oordeel dat variabelen zoals morbiditeit en mortaliteit best niet opgenomen worden in een korte-termijn model omdat de individuele veranderingen elkaar compenseren op een geaggregeerd niveau of eerder een gestage trend volgen. Dergelijke trendevolutie kan uit de evolutie van de uitgaven zelf worden afgeleid zonder dat daarvoor andere verklarende variabelen moeten worden geïntroduceerd. Bij voorspellingen op middellange en lange termijn kunnen echter meer variabelen afwijken van een gestage trend. Wij zullen ons in deze tekst hoofdzakelijk richten op deze evolutie op middellange en lange termijn. De vraag in hoeverre eenvoudige extrapolatie kan volstaan voor korte-termijn voorspellingen laten we open.

We hebben hoger reeds vermeld dat vele van de in de literatuur geteste empirische modellen vertrekken van een gereduceerde vorm benadering. Ze komen daardoor redelijk "ad hoc" over, en hun theoretische basis is soms nogal wankel. Als gevolg daarvan kan op basis van de resultaten zelden duidelijk gediscrimineerd worden tussen alternatieve a priori hypothesen. Het gebrek aan theoretische fundering moet volgens Roberts (1999) aanleiding geven tot een meer dan gebruikelijke zorgvuldigheid op methodologisch vlak (met name voor wat betreft de keuze van de modelspecificatie en van de gebruikte econometrische instrumenten). In deze afdeling gaan we daarom dieper in op deze technische aspecten. Eerst behandelen we in afdeling 3.1 de uitsplitsing van prijzen en hoeveelheden. Vervolgens bekijken we meer in detail de econometrische problemen die rijzen bij de schatting van macromodellen. Tenslotte komen we in afdeling 3.3 terug op de complementariteit van micro- en macrobenaderingen.

3.1. UITSPLITSING VAN PRIJZEN EN HOEVEELHEDEN

De meeste onderzoekers beschikken over gegevens over de evolutie van de uitgaven aan medische zorgen en zijn ook in de eerste plaats geïnteresseerd in een verklaring van de evolutie

in deze uitgaven. Om een beter inzicht te krijgen in de oorzaken van deze groei, is het nochtans wenselijk de uitgaven te splitsen in een kwantiteits- en een prijscomponent. Dit impliceert dat één van beide grootheden moet gemeten worden, terwijl de andere residueel wordt bepaald. De gebruikelijke werkwijze bestaat er in de prijscomponent te schatten, en het volume te meten als "uitgaven in constante prijzen". De omgekeerde werkwijze, waarbij de prijs wordt gedefinieerd als de uitgaven gedeeld door het aantal (geproduceerde of verhandelde) eenheden, wordt zelden gebruikt, hoofdzakelijk omdat fysische eenheden van verschillende producten zelden op een zinvolle manier kunnen geaggregeerd worden. In afdeling 3.1.1 schetsen we op welke wijze de uitgaven voor gezondheidszorg worden opgenomen in de consumentenprijsindex. Zeker ook in de medische sector is het niet evident om bij de constructie van deze index rekening te houden met kwaliteitsverbeteringen als gevolg van technologische vooruitgang. Dit probleem komt aan bod in afdeling 3.1.2.

3.1.1. Medische uitgaven in de consumentenprijsindex

Het bekendste voorbeeld van een prijsindex is zonder twijfel de index van de consumptieprijzen. Dit is een prijsindex van het *Laspeyres-type*, waarbij de huidige prijs van een korf van goederen wordt vergeleken met de prijs van dezelfde korf in de basisperiode. Het is wel bekend dat dit type index de prijsstijgingen overschat, omdat geen rekening wordt gehouden met de substituties die er het gevolg van zijn.

De consumptieprijsindex wordt in de landen van de Europese Unie op een vergelijkbare manier berekend. In België wordt het Indexcijfer der Consumptieprijzen berekend voor het totale representatieve[6] pakket van finale verbruiksgoederen en diensten, en voor 12 groepen van uitgaven die homogene klassen van de in totaal 481 producten vormen (zie: Ministerie van Economische Zaken, 1999). De prijsindex van de gezondheidsuitgaven (groep 6), met een gewicht van 39,62/1000 in de totale index, bestaat uit:

- Geneesmiddelen en andere farmaceutische producten
- Therapeutische apparaten en materialen
- Diensten van artsen, tandartsen, verpleging en andere medisch geschoolden
- Verpleging in ziekenhuis

De prijsindex van de farmaceutische specialiteiten wordt berekend op basis van een steekproef van 200 verpakkingen geselecteerd uit de terugbetalingscategorieën A, B, C, C_S, C_x, en D. Vervolgens worden indexcijfers per verbruikerscategorie opgesteld (gewone begunstigden, WIGW's en niet-verzekerden), die tenslotte worden samengevoegd tot een globaal maandelijks indexcijfer door weging met het relatief aandeel van de uitgaven van de drie verbruikerscategorieën. Deze berekeningswijze heeft tot doel de prijsevolutie van het door de consument betaalde deel van de kosten van het gebruik van geneesmiddelen te meten. Ze houdt dus enkel rekening met de remgelden, en is derhalve geen goede indicator van de maatschappelijke kosten van de gebruikte geneesmiddelen. Bovendien meet deze prijsindex evenmin de evolutie van de prijzen van alle "out-of-pocket" uitgaven, aangezien hij alleen berekend wordt op basis van de terugbetaalde specialiteiten. Een gelijkaardig probleem doet zich overigens ook voor met betrekking tot de andere medische uitgaven (honoraria, ziekenhuiskosten): de prijsindexen worden berekend op basis van het door de patiënt betaalde remgeld, en houden geen rekening met niet door het RIZIV terugbetaalde uitgaven.

3.1.2. Het probleem van kwaliteitsverandering door technologische vooruitgang

[6] De representativiteit wordt verzekerd door de gewichten van de items (hoofdzakelijk) te baseren op de resultaten van het huishoudbudgetonderzoek.

Prijsevoluties kunnen slechts op een correcte wijze worden ingeschat als op een adequate wijze kan gecorrigeerd worden voor kwaliteitsverbeteringen. Het probleem is bijzonder acuut in de gezondheidszorg omwille van de snelle technologische vooruitgang. Kwaliteitsverbetering als gevolg van medische technologische vooruitgang kan zich op twee manieren manifesteren: door een verbetering van het *resultaat* van de medische zorg (bij gelijk blijvende kost van de behandeling), of door een verhoging van de *efficiëntie* (een zelfde resultaat met inzet van minder middelen).

Vooral het eerste type van technologische vooruitgang ontsnapt nagenoeg geheel aan de conventionele meting van prijzen en hoeveelheden, als gevolg van het feit dat in essentie prijzen van inputs worden geregistreerd, en niet de waarde van de output. Outputverbeteringen worden gewoonlijk gemeten in termen van de toename van de levensverwachting en/of de levenskwaliteit als gevolg van de verbeterde medische zorg. In deze worden de medische kosten, die als outputmaatstaf worden gebruikt voor de berekening van de conventionele consumptieprijsindex, als inputs beschouwd in het productieproces van levensverwachting of –kwaliteit. De netto toegevoegde waarde van de gezondheidszorg wordt dan beschouwd als de waarde van de extra levensverwachting, verminderd met de kosten van de medische inputs. Een aanpassing van de reële per capita consumptie met een raming van deze netto toegevoegde waarde in de Verenigde Staten, leverde een toename op van de groei van de reële consumptie met 1,3 procentpunten per jaar over de periode 1970-1990 (Viscusi, 1993). Het weze benadrukt dat deze benadering haar eigen beperkingen heeft, onder meer omdat de waarde van extra levensjaren in monetaire termen moet geraamd worden (Nordhaus, 1998). Gelijkaardige oefeningen op het niveau van specifieke pathologieën leveren echter gelijkaardige resultaten op: Cutler, McClellan en Newhouse (1999) bijvoorbeeld, concluderen dat de "cost of living"-index van de behandeling van hartaanvallen in de VS voor de periode 1984-1991 in werkelijkheid is gedaald met 1,1 procent per jaar ten opzichte van de BBP-deflator, terwijl de gebruikelijke medische consumptieprijsindex met 3,4 procent per jaar toeneemt over dezelfde periode.

Technologische veranderingen die zich manifesteren door efficiëntieverbeteringen kunnen in principe gemakkelijker worden gemeten. Dit betekent echter niet dat ze ook steeds daadwerkelijk worden geregistreerd. Een voorbeeld uit de ziekenhuissector in de VS kan dit verduidelijken. Het Bureau of Labor Statistics berekent een *"producer price index"* (PPI) voor ziekenhuisdiensten sinds 1992, onder meer op basis van de ligdagprijs. Medische vooruitgang heeft er echter voor gezorgd dat, voor een aantal pathologieën, de gemiddelde verblijfsduur in het ziekenhuis scherp gedaald is. Pas sinds 1998 wordt hiermee rekening gehouden, en het is voorlopig de enige kwaliteitscorrectie die in de producentenprijsindex voor hospitalisatie is opgenomen (Berndt et al., 2000). Dezelfde medische vooruitgang zorgt bovendien ook voor anomalieën bij de berekening van subindexen van de *medische consumentenprijsindex* (MCPI). De substitutie van "inpatient" door "outpatient" hospitalisatie heeft ertoe geleid dat de corresponderende indexcijfers, die in de VS apart werden berekend, doorheen de tijd toenamen als gevolg van de toename van de gemiddelde ernst van de behandelde aandoeningen in beide categorieën. De schijnbare kostprijs van zowel klassieke hospitalisatie als daghospitalisatie nam daardoor toe, ondanks het feit dat de werkelijke totale kosten afnamen. Dit probleem is uiteindelijk opgelost door beide items vanaf 1998 opnieuw samen te voegen in één indexcijfer (Berndt et al., 2000).

De hier beschreven verandering in hospitalisatieregime is een voorbeeld van wat men met een algemene term *"inputsubstitutie"* kan noemen. Dergelijke inputsubstitutie is uitvoerig gedocumenteerd voor diverse pathologieën, zoals hartinfarcten (substitutie van hospitalisatie en zelfs chirurgie door farmaceutische producten, zie Cutler et al., 1999), acute depressie (substitutie van psychotherapie door medicatie, zie Frank et al., 1998), en zo meer. De kostenbesparing die er vaak mee gepaard gaat, wordt niet of onvoldoende gecapteerd in conventionele prijsindexen omdat die gebaseerd zijn op de prijzen van afzonderlijke medische inputs (zoals honoraria, ligdagen, ...). Een oplossing, die door steeds meer onderzoekers in het domein wordt gesuggereerd, zou er in bestaan prijsindexen te berekenen op basis van de totale kosten van de behandeling van een pathologie. Het voordeel van het berekenen van de "cost per episode of illness" – een benadering die al in 1967 werd voorgesteld door Scitovsky - is dat

kostenbesparende of –verhogende verschuivingen in behandelingen in de prijsindex worden weerspiegeld, en dat in principe ook beter kan rekening gehouden worden met de kwaliteit van de behandeling (Frank et al., 1999; Berndt et al., 2000).

De studie van prijzen van specifieke behandelingen vormt ook het uitgangspunt van de *"hedonische" methode*, die er in bestaat de prijs van een product (in dit geval een behandeling) te regresseren op een aantal kwaliteitsindicatoren, waardoor het effect van kwaliteitsverbetering op de prijs kan geïsoleerd worden. Deze methode werd onder meer toegepast door Trajtenberg (1990) in een studie over de prijsevolutie van CT-scans.

3.2. HET GEBRUIK VAN MACROGEGEVENS

Het ligt voor de hand om de evolutie van de uitgaven in de gezondheidszorg te analyseren op basis van voldoende lange tijdreeksen op nationaal niveau (afdeling 3.2.1). Institutionele factoren veranderen echter weinig doorheen de tijd en hun effecten kunnen beter geschat worden met internationale doorsnedegegevens (afdeling 3.2.2). Recent wordt meer en meer gebruik gemaakt van paneldata, die het mogelijk maken de sterke kanten van beide benaderingen te combineren (afdeling 3.2.3). Vaak dringen de beperkingen van het beschikbare gegevensmateriaal aan de onderzoekers het gebruik van een bepaalde methode op.

3.2.1. Nationale tijdreeksgegevens

Hoewel een analyse met tijdreeksgegevens zich opdringt, is het niet evident het *dynamische karakter* van de relatie tussen de gezondheidsuitgaven en hun determinanten op een correcte wijze te modelleren. De niet-stationariteit van de tijdreeksgegevens kan leiden tot een overschatting van de correlatie tussen de afhankelijke en verklarende variabelen (het probleem van "spurious correlation") en er moet rekening mee gehouden worden dat de lange termijn stabiele relatie tussen verschillende variabelen (voor zover er één bestaat) wordt verstoord door korte termijn aanpassingen aan onevenwichtssituaties.

In recentere studies wordt daarom gebruik gemaakt van "error correction models", die gebaseerd zijn op de veronderstelling dat er een lange termijn stabiele relatie bestaat tussen de afhankelijke en de onafhankelijke variabelen, maar bovendien toelaten dat er op korte termijn aanpassingen plaatsvinden als gevolg van tijdelijke onevenwichten (dus tijdelijke afwijkingen van de "optimale" lange termijn relatie) (zie bv. Roberts, 1999). De veronderstelling van een stabiele lange termijn relatie is nauw verbonden met de concepten van stationariteit en coïntegratie. Samenvattend kan gesteld worden dat niet-stationaire variabelen (tijdreeksen die een deterministische en/of stochastische trend vertonen) gecoïntegreerd zijn, wanneer er een lineaire combinatie van deze variabelen bestaat die wel stationair is. De geobserveerde gezondheidsuitgaven en hun determinanten blijken inderdaad niet stationair te zijn, hoewel de resultaten afhangen van de specifieke test. De meest aannemelijke hypothese is dat ze zijn geïntegreerd van de eerste orde[7]. Ook op de vraag of er een coïntegratievector bestaat, is het antwoord niet eenduidig. Sommige auteurs menen van wel (Blomqvist en Carter, 1997), andere van niet (Hansen en King, 1996). De tegenstrijdige resultaten reflecteren tot op grote hoogte het gebruik van verschillende testprocedures en modelspecificaties.

De mogelijke *endogeniteit* van de verklarende variabelen zorgt voor bijkomende moeilijkheden. We kunnen deze illustreren voor de inkomensvariabele. In de gebruikelijke formulering van de uitgavenmodellen gaat de modelbouwer er impliciet of expliciet van uit dat de causaliteit loopt van het inkomen naar de gezondheidsuitgaven, en dat het inkomen als exogeen kan beschouwd

[7] De orde van integratie van een stochastisch proces is het aantal keer dat de betrokken variabele moet gedifferentieerd worden om ze stationair te maken. De eerste verschillen van een variabele die van de eerste orde geïntegreerd is, zijn dus stationair. Formeel: als $x^t \sim I(1)$, dan $(x_t - x_{t-1}) \equiv \Delta^{t-1}x \sim I(0)$.

worden. Dit is echter niet noodzakelijk het geval. In de "human capital" - benadering van de gezondheidszorg, zoals oorspronkelijk geformuleerd door Grossman (1972), worden gezondheidsuitgaven immers beschouwd als investeringen in menselijk kapitaal, dat op zijn beurt een determinant is van de output (dus menselijk kapitaal als productiefactor). Voor zover deze redenering geldig is, ontstaat daardoor een omgekeerde causaliteit tussen gezondheidsuitgaven en inkomen, waarvan kan verwacht worden dat ze een vertekening veroorzaakt in de geschatte coëfficiënten van een traditionele gezondheidsuitgaven-functie. Gelijkaardige endogeniteitsproblemen kunnen zich ook bij andere variabelen voordoen.

Een laatste methodologische kwestie betreft de keuze van de *functionele vorm* van de te schatten relatie. De gebruikelijke specificaties (lineair, semi-logaritmisch, kwadratisch, dubbel-logaritmisch) worden in diverse studies gebruikt, en in sommige studies expliciet met elkaar vergeleken (bv. Gerdtham et al., 1992). Een algemene methode om de aard van de (eventuele) niet-lineariteit op te sporen is de Box-Cox transformatie, waarin de te schatten relatie wordt geherparameteriseerd op een manier die toelaat de transformatieparameters zelf te schatten samen met de andere modelparameters. Statistische testen op de transformatieparameters laten daarbij toe te discrimineren tussen de reeds genoemde functionele vormen. Uit Gerdtham's testen bleek de kwadratische vorm het best bij de data aan te sluiten, maar de resultaten waren gelijkaardig met de dubbel-logaritmische specificatie (die het voordeel heeft dat de geschatte coëfficiënten als constante elasticiteiten kunnen beschouwd worden).

3.2.2. Internationale doorsnedegegevens

Ondanks de stijging van de medische uitgaven in nagenoeg alle geïndustrialiseerde landen, bestaan er aanzienlijke verschillen in het aandeel van deze uitgaven in het BBP. Deze vaststelling heeft een aantal onderzoekers ertoe aangezet de geaggregeerde uitgaven voor gezondheidszorg te bestuderen aan de hand van doorsnedegegevens van (gewoonlijk) OESO-landen [8]. Deze benadering heeft het voordeel dat sommige verklarende variabelen meer variëren over verschillende landen dan doorheen de tijd.

Het is echter niet steeds evident de uitgavengegevens voor verschillende landen met elkaar te vergelijken. De uitgaven, gemeten in nationale munt, moeten geconverteerd worden naar een gemeenschappelijke rekeneenheid. De manier waarop dit gebeurt (door middel van wisselkoersen, algemene of specifieke PPP's) blijkt een aanzienlijke invloed te hebben op de empirische resultaten, en heeft dan ook aanleiding gegeven tot een levendig debat in de literatuur.

Bovendien moet rekening gehouden worden met de heterogeniteit tussen landen. Deze ontstaat als gevolg van verschillen in economische, sociale, politieke en culturele factoren, in verwachtingen betreffende de rol van de geneeskunde, en in het algemeen als gevolg van verschillende preferenties (langs de vraagzijde) en productiefuncties (langs de aanbodzijde) (Roberts, 1999). De meeste van deze factoren zijn niet rechtstreeks meetbaar, maar zijn wel gecorreleerd met een aantal verklarende variabelen die men gewoonlijk in de internationale modellen opneemt. Het gevaar is reëel dat dit aanleiding geeft tot vertekening van sommige geschatte coëfficiënten. Dit zal met name het geval zijn wanneer de modelspecificatie de vermoedelijke heterogeniteit niet tot uiting laat komen, zoals in de vroege cross-sectiemodellen van Newhouse (1997) en Leu (1986). In dergelijke modellen legt men (noodgedwongen) de impliciete restrictie op dat de intercepten en richtingscoëfficiënten gelijk zijn voor alle landen. De onrealistische veronderstelling van identieke parameters kan slechts afgezwakt worden wanneer men beschikt over een aantal observaties per land, d.w.z. wanneer men beschikt over panelgegevens.

[8] Een overzicht van deze studies wordt gegeven in Gerdtham and Jönsson (2000).

3.2.3. Panelgegevens

Met het ter beschikking komen van meer datamateriaal, is het onderzoek geëvolueerd naar het schatten van paneldata modellen (Gerdtham et al. (1992), Hitiris en Posnett (1992), Gerdtham et al. (1998), Roberts (1999)). De twee belangrijkste voordelen van deze aanpak, waarbij per land een tijdreeks van observaties over de uitgaven en hun determinanten wordt gebruikt, zijn de grotere omvang van de steekproef en de mogelijkheid om heterogeniteit tussen landen te modelleren.

De wijze waarop de heterogeniteit tussen de landen gemodelleerd wordt heeft echter aanzienlijke implicaties op de gevonden empirische resultaten. Het gebrek aan goede en volledige gegevens maakt de behandeling van dit probleem moeilijk. De meeste auteurs hebben zich beperkt tot modellen met heterogene intercepten maar identieke richtingscoëfficiënten. Dit zijn modellen waarin de storingsterm de volgende vorm aanneemt:

(16) $u_{i\,t} = \varepsilon_{i\,t} + \mu_i$

waarbij μ_i het land-specifieke effect voorstelt, en $\varepsilon_{i\,t}$ de gebruikelijke "white noise" term is. Wanneer men veronderstelt dat de μ_i constant en deterministisch zijn, dan spreekt men van een "fixed effects" model, dat met OLS wordt geschat door gebruik te maken van "landendummy's". Beschouwt men de μ_i als stochastisch (meer bepaald als onafhankelijke trekkingen uit een gemeenschappelijke kansverdeling), dan spreekt men van een "random effects" model. Diverse statistische tests laten toe te discrimineren tussen het gewone OLS-model (dus met homogene parameters), het "fixed-effects" en het "random-effects" model.

De heterogeniteit tussen landen kan zich natuurlijk ook manifesteren op het niveau van de richtingscoëfficiënten van de onafhankelijke variabelen. Dergelijke heterogeniteit kan op diverse manieren gemodelleerd worden, gaande van het schatten van afzonderlijke vergelijkingen per land (volledige heterogeniteit) tot het schatten van één uniforme vergelijking voor alle landen samen (volledige homogeniteit). De eerste methode heeft als nadeel dat de beschikbare tijdreeksen in het algemeen erg kort zijn. De tweede methode is te restrictief, voor zover er inderdaad systematische verschillen tussen landen bestaan.

Vaak is één van de bedoelingen van internationale modellen het schatten van gemiddelde effecten van de verklarende variabelen, en zijn de verschillen tussen de landen op zich niet het voorwerp van de studie. In dat geval zijn er in principe vier schattingsprocedures mogelijk om dit gemiddelde effect te schatten (Pesaran en Smith, 1995):

- de *gemiddelde groepsschatter*: het effect wordt berekend als het gemiddelde van de coëfficiënten van de afzonderlijke tijdreeksmodellen per land;
- de *"gepoolde" schatter*: dit is de richtingscoëfficiënt geschat op basis van het fixed effects model (dus met homogeniteitsrestrictie op de richtingscoëfficiënten);
- de *geaggregeerde tijdreeksschatter*: dit is de coëfficiënt geschat op basis van een tijdreeksmodel, na aggregatie over de landen;
- de *geaggregeerde cross-sectieschatter*: dit is de coëfficiënt geschat op basis van een cross-sectiemodel, na aggregatie over de tijd.

Deze vier methoden leveren consistente schattingen op van de gemiddelde effecten wanneer de richtingscoëfficiënten "random" verschillen vertonen (trekkingen uit een kansverdeling met gemiddelde nul en constante variantie) en op voorwaarde dat de relatie statisch is (waarbij alle regressoren strikt exogeen zijn en er dus geen vertraagd endogene variabelen in het rechterlid voorkomen). Wanneer aan deze voorwaarden niet voldaan is, geven alleen de eerste en de laatste methode consistente schattingen. Wat de geaggregeerde cross-sectieschatter betreft,

moeten er evenwel voldoende tijdreeksgegevens voorhanden zijn waarover het gemiddelde wordt berekend.

Panelstudies worden vanzelfsprekend ook geconfronteerd met het probleem van de keuze van de dynamische specificatie. In de eerste panelstudies werd het tijdsaspect opgevangen door de introductie van "tijdsdummy's" (als fixed of random effect), maar dit laat uiteraard niet toe de werkelijke dynamiek in de relatie te expliciteren. Meer recente studies maken gebruik van de meer gesofistikeerde tijdreeksmethoden die reeds in afdeling 3.2.1 werden geschetst.

3.3. DE COMPLEMENTARITEIT VAN MICRO- EN MACRO-ECONOMISCHE ANALYSES

Er bestaan relatief weinig studies die op basis van micromodellen relevante determinanten aanbieden voor macro-economische analyses. Een mogelijke verklaring is dat micro-economische analyses van vraag- en aanboddeterminanten cijfermateriaal op een lager aggregatieniveau en soms zelfs op individueel niveau vragen. In de meeste landen is informatie over de uitsplitsing van de uitgaven voor gezondheidszorg naar demografische, socio-economische en epidemiologische factoren op individueel niveau echter pas recent beschikbaar.

Bovendien stelt de analyse van individuele gegevens ook niet-triviale methodologische problemen. In de eerste plaats is het kenmerkend voor de individuele uitgaven in de gezondheidszorg dat een groot deel van de observaties een waarde gelijk aan nul hebben. Bij de analyse van de positieve uitgaven moet rekening worden gehouden met de mogelijkheid van een selectiebias omdat de groep van mensen met positieve uitgaven geen toevallige steekproef is uit de populatie. Er is immers een selectieve oververtegenwoordiging van ziekere mensen die gemiddeld genomen hogere uitgaven hebben. Een tweede typisch kenmerk van zorguitgaven is hun scheve verdeling. De uitgaven zijn niet gelijkmatig verdeeld over de bevolking, maar slechts een klein percentage personen veroorzaakt het leeuwenaandeel van de uitgaven. De gemakkelijkste aanpak van dit probleem bestaat erin om de uitgaven logaritmisch te transformeren, maar deze voor de hand liggende aanpak is niet altijd voldoende en soms is het noodzakelijk meer expliciet rekening te houden met de niet-normaliteit van de storingstermen. Gedurende de laatste jaren is het inzicht in deze problemen sterk toegenomen (Jones, 2000), maar het is toch nog steeds geen standaardpraktijk om de meer gesofisticeerde individuele modellen naar het macroniveau te aggregeren.

Naast deze praktische bezwaren worden er soms echter ook principiële redenen gegeven om de analyse tot het macroniveau te beperken. De onderstaande uitspraak is daarvoor illustratief (Cookson en Reilly, 1994):

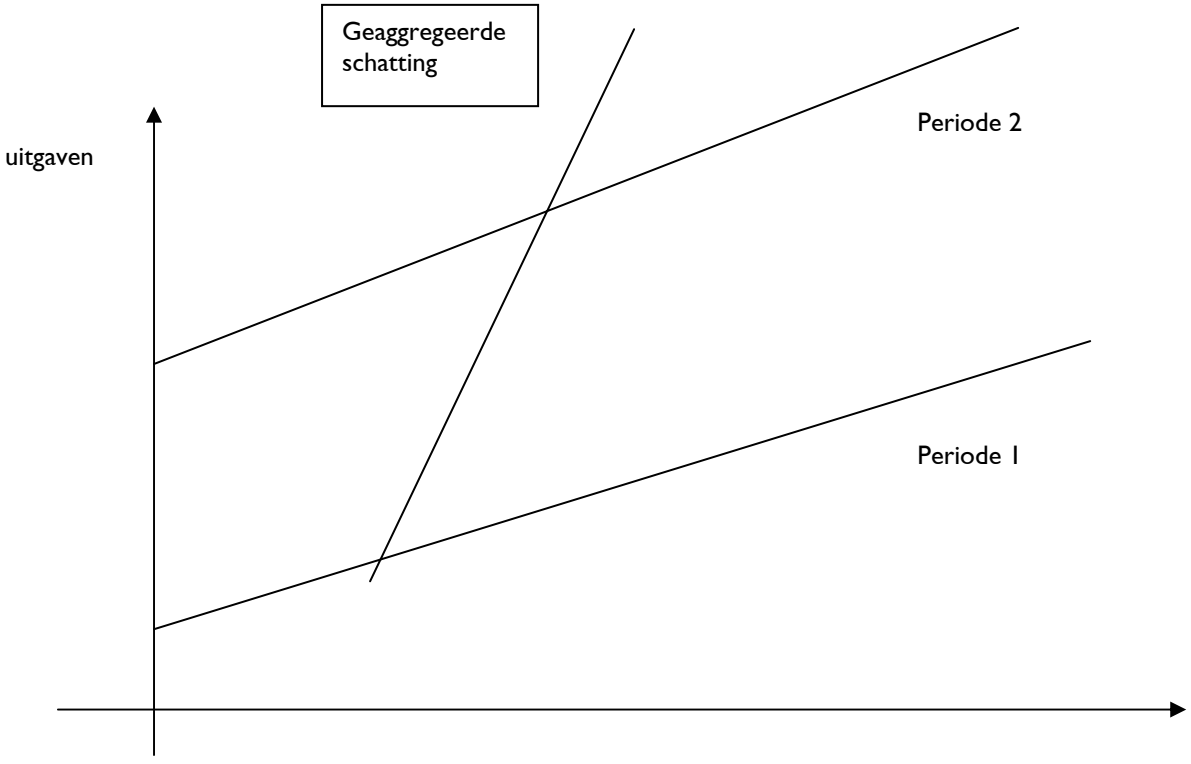
"Many of the factors normally considered to drive individual consumption are unimportant in pursuing a macroeconomic approach to model building. This is because the inherent volatility and unpredictability of individual health care consumption obscures the more stable nature of aggregate demand decisions. Microeconomic determinants of health care consumption that we did not consider are: health status of the individual, availability and scope of insurance, access to care, and actions of primary care physicians. When modelling consumption in aggregate, however, these factors apparently have little or no impact on changes in the rate of consumption of health care.…The set of variables we use to model consumption from a macroeconomic perspective will be proxies for supply and demand effects."

Deze op het eerste gezicht logische redenering is eenzijdig. Zoals werd geïllustreerd in afdeling 2.3, zijn verschillende vraag- en aanboddeterminanten in macromodellen een aggregaat van dezelfde variabelen op microniveau. Sommige van deze factoren die oorspronkelijk enkel de individuele consumptie beïnvloeden zijn weliswaar op korte termijn relatief stabiel, maar kunnen op langere termijn wel geaggregeerde effecten hebben. Wanneer daarmee geen rekening wordt gehouden, zijn de macro-economische relaties niet langer stabiel. Remgelden en epidemiologische factoren zijn typische voorbeelden van variabelen die de individuele vraag naar medische uitgaven mee bepalen, én die over de tijd kunnen wijzigen. Natuurlijk zou men hun effecten dan ook met

behulp van geaggregeerde tijdreeksen kunnen schatten. Toch leveren microgegevens vaak een rijkere basis voor de schatting van de relevante effecten. In dat verband is het enigszins misleidend de 'volatility and unpredictability of individual health care consumption' te vergelijken met de 'more stable nature of aggregate demand decisions'. Macro-economische verklaringsmodellen zijn gebaseerd op geaggregeerde gegevens. Het gebruik van geaggregeerde gegevens -meestal nationale gemiddelden- beperkt de toevalsvariantie van de te verklaren variabele waardoor de R^2 gemakkelijk een hoge waarde heeft. Indien bepaalde verklarende variabelen sterk gecorreleerd zijn, ontstaan echter multicollineariteitsproblemen waardoor de schattingen minder nauwkeurig worden. Ondanks de grote verklarende kracht van het totaal van de variabelen, worden de aparte effecten dan minder nauwkeurig geschat.

Er zijn ook goede theoretische redenen om in bepaalde gevallen de analyse op het microniveau te situeren. Vaak is de beste observatie-eenheid voor een correcte analyse de eenheid waarop de beslissingen genomen worden (Getzen, 2000b; Propper, 2001). Aangezien totale medische uitgaven –zowel het niveau als de groei- het resultaat vormen van beslissingen op verschillende niveaus, moeten dan ook die verschillende niveaus in de analyse aan bod komen. Dit kan geïllustreerd worden met behulp van het welbekende probleem van de "ecological fallacy"[9] (zie Figuur 2). Veronderstel dat het verband tussen een (individuele) variabele X en de (individuele) gezondheidszorguitgaven in periode 1 gegeven wordt door de onderste lijn in Figuur 2. Het verband in periode 2 wordt gegeven door de bovenste lijn. In beide gevallen is er dus een licht positief verband. Tegelijkertijd echter ligt de rechte voor periode 2 hoger dan voor periode 1, wellicht omdat er tegelijkertijd ook voor andere variabelen wijzigingen zijn opgetreden. Stel dat die andere variabelen niet geobserveerd worden en men het verband tussen de uitgaven en de variabele X probeert te bepalen met geaggregeerde gegevens. De gemiddelde waarden van X en van de uitgaven worden voor de twee perioden gegeven door respectievelijk A en B. De ("geaggregeerde") regressielijn door A en B suggereert een veel sterker effect van de variabele X dan wat zich in werkelijkheid voordoet en is dan ook zeer misleidend. We zullen verder in deze tekst concrete voorbeelden van dit fenomeen ontmoeten.

Figuur 2. De "ecological fallacy"



[9] Getzen (2000b) maakt een onderscheid tussen "ecological fallacy" en "fallacy of composition". De eerste term verwijst naar het afleiden van individueel gedrag uit geaggregeerde gegevens, de tweede term naar het afleiden van resultaten op een geaggregeerd niveau uit individuele observaties.

X

Dit betekent echter absoluut niet dat alle belangrijke effecten het beste kunnen geschat worden met behulp van microgegevens. Sommige geaggregeerde variabelen kunnen op een bepaald moment in de tijd voor alle individuen gelijk zijn (waardoor hun effect onmogelijk met doorsnedegegevens kan bepaald worden) maar doorheen de tijd wijzigen en een duidelijk effect hebben op de uitgaven. Institutionele factoren kunnen overigens een effect hebben op het niveau van de geaggregeerde uitgaven zonder dat ze de verdeling van die uitgaven beïnvloeden. Het spreekt vanzelf dat deze effecten slechts met geaggregeerde gegevens kunnen worden geschat. We zullen in afdeling 4.2 zien dat dit wellicht relevant is voor een beter begrip van het effect van inkomen. In het algemeen kan er weinig twijfel over bestaan dat micro- en macroanalyses als twee complementaire benaderingen moeten worden beschouwd.

4. DE VERKLARING VAN DE GROEI VAN DE GLOBALE UITGAVEN VOOR GEZONDHEIDSZORG

In deze afdeling gaan we meer in detail in op de empirische resultaten met betrekking tot de verschillende verklarende factoren die hoger werden geïntroduceerd. We volgen hierbij dezelfde structuur als in afdeling 2.2. Waar dit relevant is, wijzen we op belangrijke methodologische vragen of benadrukken we de complementariteit tussen de analyses op macro- en op microniveau.

4.1. DEMOGRAFISCHE FACTOREN EN MORBIDITEIT

De vergrijzing wordt in het publieke debat vaak beschouwd als de belangrijkste factor die de toekomstige betaalbaarheid van de gezondheidszorg bedreigt. De wetenschappelijke literatuur toont echter een ander beeld: daar groeit de overtuiging dat de vergrijzing op zich niet de drijvende factor is achter de toename van de uitgaven. Ondanks de duidelijke band tussen leeftijd en uitgaven voor gezondheidszorg, blijkt in macro-economische studies het zuivere effect van leeftijd op de groei van de uitgaven voor gezondheidszorg immers eerder beperkt te zijn. In afdeling 4.1.1 werken we deze paradox verder uit. Vervolgens gaan we in op de twee belangrijkste verklaringen voor de schijnbare paradox: het belang van de uitgaven in het laatste levensjaar (afdeling 4.1.2) en de verschuiving van het leeftijdsprofiel van de uitgaven doorheen de tijd (afdeling 4.1.3).

4.1.1. Een paradox?

Op het eerste gezicht is de samenhang tussen demografische factoren en de uitgaven voor gezondheidszorg evident. In elke periode hangt het totale zorgvolume zowel af van de omvang als van de leeftijdssamenstelling van de bevolking. Onafhankelijk van de leeftijdsverdeling zal een stijging van de totale bevolking de zorgvraag doen toenemen. Volgens de bevolkingsvooruitzichten van het NIS (NIS, Bevolkingsstatistieken) zal voor België de groei van de bevolking gedurende de volgende decennia aanhouden tot rond het jaar 2040. Daarna wordt een daling van de totale bevolkingsomvang verwacht, vooral bij de vrouwen. Belangrijker zijn de wijzigingen in de leeftijdssamenstelling van de bevolking. De grootste veranderingen worden voorspeld bij de oudste leeftijdsgroepen met een verdrievoudiging van het aantal 80-plussers. Het is bekend dat de vergrijzing van de bevolking in de Westerse landen het gevolg is van een combinatie van factoren. De babyboomers die geboren werden vlak na de Tweede Wereldoorlog bereiken rond 2010 de pensioengerechtigde leeftijd én vanaf halfweg de jaren zestig is het geboortecijfer permanent gedaald. Als gevolg hiervan stijgt de verhouding tussen het aantal ouderen en het aantal jongeren. Maar dit effect heeft slechts een tijdelijke impact. Immers, vanaf ongeveer 2030 zal de babyboomgeneratie grotendeels gestorven zijn. Een meer structurele oorzaak van de vergrijzing is de hogere levensverwachting –bij elke leeftijd- waardoor er ook na 2030 verhoudingsgewijs meer ouderen zullen zijn. De toegenomen levensverwachting ligt ook aan de basis van de dubbele vergrijzing: binnen de groep 65-plussers neemt het aandeel van de 85-plussers toe.

De vergrijzing is belangrijk voor de toekomstige uitgaven aan gezondheidszorg omdat de uitgaven per capita sterk samenhangen met de leeftijd. Met uitzondering van pasgeborenen, doen oudere mensen gemiddeld genomen meer beroep op de gezondheidszorg dan jongere leeftijdsgroepen. Bovendien nemen binnen de groep van de 65-plussers de uitgaven exponentieel toe. Het U-vormig verloop van de totale gezondheidszorguitgaven in functie van leeftijd is een constante in alle onderzoeken. Avalosse (2004) geeft enkele cijfers voor België[10]. In 2002 werd ongeveer 20.5% van de totale uitgaven voor geneeskundige verzorging veroorzaakt door de 80-plussers, die slechts 4.5% van de totale bevolking vertegenwoordigen. Voor de 65-plussers zijn deze cijfers

[10] Alleen voor de leden van de Christelijke Mutualiteiten.

respectievelijk 50.4% en 18.2%. De uitgaven voor een 65-jarige lagen 4.2 keer hoger dan die van een 20-jarige. Voor wie 80 jaar oud is liep deze verhouding op tot 9.2.

De combinatie van bovenstaande demografische verwachtingen en cijfers over de uitgaven per leeftijd maakt het op het eerste gezicht zeer aannemelijk dat de verwachte vergrijzing van de bevolking een opwaartse druk op de gezondheidsuitgaven zal uitoefenen. Verschillende studies werken deze idee uit door de toename van de uitgaven te berekenen als gevolg van de veranderende leeftijdssamenstelling van de bevolking, onder de hypothese van constante uitgaven per leeftijdsgroep[11]. Het blijkt echter dat dit zuiver demografische effect slechts een klein gedeelte van de uitgavengroei in het verleden kan verklaren. Newhouse (1992) bijvoorbeeld, stelt dat de demografische factor hooguit 15% van de toename van de gezondheidsuitgaven in de VS kan verklaren over de voorbije vijftig jaar, terwijl deze uitgaven vervijfvoudigd zijn over deze periode. Hourriez (1993) komt tot de gelijkaardige conclusie dat de veroudering slechts 3% van de toename van de uitgaven in Frankrijk gedurende de periode 1970-1990 verklaart.

De econometrische studies bevestigen in grote mate deze sceptische conclusies. Verscheidene auteurs vertrekken van de a priori veronderstelling dat de demografische impact te verwaarlozen is, en nemen helemaal geen demografische verklarende variabelen in hun model op. Dit is onder meer het geval voor Murillo et al. (1993), Okunade en Karakus (2001), Mahieu (2000) en CMS (2004). Blomqvist en Carter (1997) baseren zich op de resultaten van een cross-sectiemodel om de demografische variabele uit hun tijdreeksmodel weg te laten.

De studies waarin wel een demografische indicator wordt opgenomen, geven uiteenlopende resultaten. Herwartz en Theilen (2003) bijvoorbeeld, rapporteren elasticiteiten tussen –2.9 voor België en +3 voor de Verenigde Staten. Het sterke positieve effect voor de VS wordt bevestigd door Murthy en Ukpolo (1994), die een nog grotere elasticiteit vinden (+5). Hansen en King (1996) nemen zowel een variabele op die de fractie ouderen (POP65) als één die de fractie jongeren (POP15) in de populatie weerspiegelt, maar rapporteren geen resultaten omdat de residuen van hun geschatte vergelijking niet stationair zijn (en de coëfficiënten dus niet als coïntegratievector kunnen beschouwd worden). Voor Frankrijk vinden L'Horty et al. (1997) geen effect voor de demografische variabelen (de fractie 65-plussers en de afhankelijkheidsratio, gedefinieerd als de verhouding van jongeren beneden de 20 jaar en 65-plussers ten opzichte van de overige leeftijdscategorieën).

De vraag rijst dan natuurlijk waarom het verwachte effect van de vergrijzing op de uitgaven niet of nauwelijks tot uiting komt in de econometrische modellen. Voor een gedeelte kunnen daarvoor specifieke econometrisch-technische verklaringen worden aangehaald.

Een eerste verklaring houdt verband met de stringente bezuinigingspolitiek die de laatste jaren in de meeste Westerse landen gevoerd werd. Om de uitgaven voor gezondheidszorg beter te beheersen hebben verschillende landen een 'fee for service'-financieringssysteem vervangen door macrobudgetten. Hierdoor worden ieder jaar het totale budget en de groei van de uitgaven vastgelegd. Verschillende landen hebben bij deze oefening onvoldoende rekening gehouden met het aantal 65-plussers, met als gevolg het ontstaan of uitbreiden van wachtlijsten en een bezuiniging op andere zorguitgaven. In landen die voor dergelijk financieringssysteem geopteerd hebben, kan de correlatie op macroniveau tussen de variatie in het aantal 65-plussers en de variatie in de uitgaven dus een vertekend beeld geven (CPB, 2001).

Een tweede verklaring wijst op het positieve verband tussen de stijgende welvaart en het aandeel ouderen: landen waar het welvaartsniveau toeneemt, kennen ook een toename van het aandeel

[11] Dit is ook essentieel de methode die gevolgd wordt door de Belgische Studiecommissie voor de Vergrijzing (2004).

ouderen. Indien in een macromodel gecorrigeerd wordt voor het effect van het BBP per capita, dan verdwijnt de correlatie tussen veranderingen in het aandeel 65-plussers en het percentage van het BNP dat aan gezondheidszorg gespendeerd wordt.

Ten derde kan het causale verband tussen uitgaven en leeftijd in beide richtingen lopen: leeftijd beïnvloedt het niveau of de groei van de uitgaven, maar het lijkt aannemelijk om te stellen dat de uitgaven op hun beurt het aandeel 65-plussers in een samenleving beïnvloeden door een verbetering van de gezondheidstoestand die ze bewerkstelligen. Indien met dit probleem van endogeniteit van de verklarende variabelen onvoldoende rekening wordt gehouden, krijgen we inconsistente schattingsresultaten die vertekend zijn naar nul (Mahal en Berman, 2001).

Deze statistische overwegingen verklaren wellicht gedeeltelijk het zwakke verband tussen demografische factoren en de uitgaven voor gezondheidszorg. Er zijn echter ook meer fundamentele theoretische verklaringen. Een eerste belangrijke factor is het belang van het tijdstip van overlijden. Voor een stuk zijn de uitgaven voor de ouderen zo hoog omdat in deze leeftijdsgroep relatief veel mensen overlijden en de uitgaven zich vooral in de laatste levensjaren situeren. Het is echter niet omdat mensen langer leven dat de periode van ziekte en afhankelijkheid noodzakelijkerwijze ook langer duurt. Indien de laatste levensjaren enkel uitgesteld worden, dan zal de vergrijzing op zich een veel kleiner effect op de uitgaven hebben dan zou kunnen verwacht worden op basis van het leeftijdsspecifieke verloop van de uitgaven. Op deze specifieke factor komen we uitgebreid terug in afdeling 4.1.2.

In de tweede plaats hebben we reeds in afdeling 2.3 gewezen op het belang van het indirecte of generatie-effect van de vergrijzing, d.w.z. op het fenomeen dat het leeftijdsprofiel van de uitgaven voor gezondheidszorg varieert over de tijd. Voor België wordt dit fenomeen overtuigend aangetoond door Avalosse en Léonard (2005). Het indirecte effect kan minstens twee tendensen capteren. Enerzijds kan de gezondheidstoestand van de verschillende leeftijdsgroepen wijzigen doorheen de tijd: als oudere mensen nu gezonder zijn dan vroeger, zullen de demografische effecten worden afgezwakt. Anderzijds is het echter ook mogelijk dat technische vooruitgang of wijzigingen in de praktijkvoering verschillende effecten hebben voor verschillende leeftijdsgroepen, bv. indien nieuwe therapeutische technologie op de hoogste leeftijdsklassen wordt geconcentreerd. Het is dan ook noodzakelijk het indirecte effect van de vergrijzing zo nauwkeurig mogelijk te analyseren. We bespreken dit probleem in afdeling 4.1.3.

4.1.2. Uitgaven voor gezondheidszorg in het laatste levensjaar

Sinds het einde van de jaren negentig zijn verschillende artikelen verschenen die het effect van de vergrijzing van de bevolking op de stijging van de uitgaven voor gezondheidszorg relativeren door ook de nabijheid van overlijden [12] als verklarende factor in de analyse op te nemen. De achterliggende idee is dat uitgaven voor gezondheidszorg toenemen met de leeftijd omdat de uitgaven sterk geconcentreerd zijn in het laatste levensjaar. De relatie tussen uitgaven en leeftijd is dan vooral een artefact van het verband tussen nabijheid van overlijden en uitgaven (Seshamani en Gray, 2004). We vatten eerst de evidentie samen die voor dit effect werd aangebracht. Vervolgens bespreken we op welke wijze deze evidentie in econometrische studies werd hard gemaakt.

a) Beschrijvende studies

Momenteel is voor verschillende landen gedetailleerde informatie beschikbaar over de uitgaven voor gezondheidszorg in het laatste levensjaar. Een recente Canadese studie (Menec et al., 2004) berekende dat de uitgaven die door alle volwassen overledenen (n=9.436) in de provincie

[12] In de Engelstalige literatuur staat dit effect bekend als 'cost-of-dying effect' of 'proximity to death effect'.

Manitoba gemaakt waren gedurende de laatste zes maanden voor hun overlijden iets meer dan 21% uitmaakten van de totale uitgaven van de volledige bevolking gedurende een periode van zes maanden. Hun aandeel in de totale volwassen bevolking bedroeg nochtans slechts 1%. Er waren niet alleen grote verschillen tussen de uitgaven van overledenen en overlevenden, maar ook de uitgaven naar leeftijd waren niet gelijkmatig verdeeld. Terwijl de uitgaven in de laatste zes maanden voor overlijden gemiddeld 21% uitmaken van de totale uitgaven, is dit percentage sterk verschillend afhankelijk van de leeftijd waarop iemand sterft. Voor de 19- tot 44-jarige overledenen was dit aandeel gelijk aan 3.3% van de totale uitgaven voor die leeftijdsgroep, voor de 85-plussers liep dit op tot 37.5%. Met andere woorden, hoe hoger de leeftijd waarop iemand sterft, hoe groter het aandeel van de uitgaven die hij de laatste zes maanden veroorzaakt in de totale uitgaven. Om de determinanten van de uitgaven in de laatste zes maanden voor overlijden te achterhalen, werden per leeftijdsgroep (19-44, 45-64 en >65 jaar) aparte regressieanalyses uitgevoerd. De plaats waar iemand sterft (thuis, in een ziekenhuis of in een verzorgingsinstelling) bleek de belangrijkste verklarende variabele te zijn. Ook de doodsoorzaak had een significant effect op de uitgaven: sterven als gevolg van cardiovasculaire en respiratoire aandoeningen kost minder dan sterven aan kanker. De grootte van de coëfficiënten verschilde aanzienlijk tussen de leeftijdsgroepen.

Bovenstaande resultaten zijn representatief voor de meeste studies die in detail de uitgaven voor overlijden analyseren of verklaren. De uitgaven van mensen in hun laatste levensjaar vertegenwoordigen ongeveer 25% van de totale gezondheidsuitgaven in een jaar. Typisch voor mensen in hun laatste levensjaar is dat ze veel kosten omdat ze lijden aan meerdere zware aandoeningen en omdat ze meestal in verzorgingstehuizen verblijven. Hun gemiddelde uitgaven zijn een veelvoud van de uitgaven van mensen die niet in hun laatste levensjaar zijn.

Hoewel de verschillende onderzoeken tot gelijkaardige resultaten komen, zijn er ook verschillen. De Canadese studie vindt een permanente stijging met leeftijd in de uitgaven gedurende de laatste zes maanden voor overlijden. In de meeste andere studies nemen die uitgaven wel toe met de leeftijd, maar wordt er een uitzondering gemaakt voor de oudste leeftijdsgroepen. Levinsky et al. (2001) vinden dat de Medicare uitgaven in het laatste levensjaar gestaag afnemen vanaf de leeftijd van 65 jaar, zelfs indien gecontroleerd wordt voor geslacht, ras, doodsoorzaak, plaats van overlijden en co-morbiditeit. Nader onderzoek leerde dat deze daling in uitgaven naar leeftijd van overlijden voor een groot stuk kon verklaard worden door een lagere opnamefrequentie in een ziekenhuis in het algemeen en meer specifiek op de afdeling intensieve zorgen. Bovendien was het aantal zware medische interventies (zoals dialyse) bij de oudsten aanzienlijk lager dan bij de 65- tot 74-jarigen. Voor Nederland (Polder et al., 2003) is berekend dat voor mensen die vóór hun 75ste overlijden, de gemiddelde kosten in het laatste levensjaar ongeveer gelijk zijn voor alle leeftijdsgroepen. Maar vanaf 75 jaar dalen de uitgaven naarmate men op oudere leeftijd sterft. De verklaringen zijn gelijklopend met die van Levinsky et al. voor de Medicare uitgaven: de oudsten veroorzaken lagere ziekenhuiskosten en men gaat bij deze groep mensen minder snel over tot het toedienen van curatieve zorgen. Voor de mensen in hun laatste levensjaar kunnen we dus concluderen dat hun uitgaven voor alle leeftijden hoger zijn dan die van de rest van de bevolking. Wanneer we echter alleen de uitgaven van de overledenen bekijken, vinden de meeste studies een daling van de uitgaven naarmate mensen op oudere leeftijd overlijden.

Het fenomeen werd ook voor België onderzocht (Avalosse, 2004; Avalosse en Léonard, 2005)[13]. Voor ongeveer 232.000 personen die tussen 1997 en 2002 gestorven waren, werden de uitgaven in de laatste vier kalenderjaren onderzocht. Dezelfde tendensen als bij de buitenlandse studies komen naar voor. De uitgaven nemen vooral tijdens de laatste twee kalenderjaren heel sterk toe. In vergelijking met de overlevenden liggen de uitgaven van de overledenen negen tot tien keer hoger. Een uitsplitsing van de uitgaven tijdens de laatste jaren voor overlijden toont ook hier dat het niet de oudsten zijn die de hoogste uitgaven voor overlijden hebben.

[13] Alleen voor leden van de Christelijke Mutualiteiten.

Al deze evidentie suggereert dat het effect van de vergrijzing op de uitgaven gevoelig moet worden afgezwakt. Hogan et al. (2001) benadrukken overigens dat het percentage van de uitgaven voor mensen in hun laatste levensjaar (25%) doorheen de tijd is constant gebleven en dat de 'high cost of dying' op zichzelf dus niet de oorzaak kan zijn van de uitgavengroei. Anderzijds echter kunnen niet al te drastische conclusies getrokken worden wanneer niet op een adequate wijze voor verschillende kenmerken van de individuele patiënten wordt gecorrigeerd. Zo vinden Hogan et al. (2001) dat wanneer de uitgaven van mensen in hun laatste levensjaar vergeleken worden met overlevenden met gelijkaardige karakteristieken, het verschil in uitgaven heel wat kleiner wordt. Correctie van de uitgaven voor leeftijd, geslacht, diagnoses en ziekenhuisopname reduceert het verschil tot minder dan 30%. Het is dan ook noodzakelijk het relatieve effect van leeftijd en de nabijheid van overlijden te onderzoeken op basis van individuele (vooral tijdreeks-) gegevens. Het meest invloedrijke onderzoek in deze literatuur is dat van Zweifel, Felder and Meiers (1999) (verder afgekort als ZFM).

b) Econometrische modellen

De centrale vraag waar Zweifel en collega's op basis van empirische analyses een antwoord proberen op te krijgen is de volgende: zijn de hogere uitgaven voor gezondheidszorg tijdens de laatste levensjaren een functie van de nabijheid van overlijden of een functie van leeftijd, wanneer op een correcte wijze wordt gecorrigeerd voor individuele patiëntenkarakteristieken? De studie van ZFM is gebaseerd op datasets van twee verschillende ziekenfondsen en was het eerste onderzoek dat kon beschikken over een tijdreeks voor individuele data in plaats van enkel een cross-sectie. De eerste dataset bestond uit 5.448 observaties voor 681 personen die in de periode 1983-1992 gestorven waren en bevat volgende variabelen voor elk van de overledenen: leeftijd bij overlijden en geslacht, verzekeringsstatus en uitgaven gedurende de laatste twee levensjaren. Het tweede bestand bevatte dezelfde informatie voor een steekproef van 360 personen die in de periode 1983-1994 overleden waren. De uitgavengegevens voor de twee laatste levensjaren werden geaggregeerd in acht observaties, zijnde één observatie per kwartaal voor overlijden. Om rekening te houden met de econometrische problemen die rijzen bij het gebruik van individuele gegevens (zie afdeling 3.3), schatten ZFM een Heckman selectiemodel waarbij de (positieve) uitgaven logaritmisch worden getransformeerd.

Om het effect van leeftijd en nabijheid van overlijden op de uitgaven gedurende de laatste levensjaren te testen, werden volgende variabelen in beide stappen van het selectiemodel opgenomen: leeftijd, leeftijd gekwadrateerd, geslacht, een interactie-effect van leeftijd en geslacht, verzekeringsstatus, dummy's voor elk kwartaal voor overlijden en jaardummy's. De analyse werd uitgevoerd zowel voor de volledige steekproef van overledenen als voor de overledenen vanaf 65 jaar. In een regressie van de uitgaven in de laatste twee levensjaren van overleden personen vanaf 65 jaar, is het globale effect van leeftijd niet significant. Het effect van nabijheid van overlijden (uitgedrukt aan de hand van dummy's per kwartaal voor overlijden) daarentegen is wel statistisch significant. De uitgaven die gedurende het laatste kwartaal voor overlijden gemaakt worden liggen (afhankelijk van de gebruikte dataset) tussen de 218% en 307% hoger dan in het eerste kwartaal.

De resultaten in ZFM geven aan waarom hogere gemiddelde zorguitgaven voor de oudere leeftijdsklassen niet automatisch moeten leiden tot hogere toekomstige uitgaven bij een vergrijzende bevolking. De uitgaven in de laatste levensjaren zijn substantieel hoger dan voordien, ongeacht de leeftijd waarop mensen sterven[14]. Wanneer naast leeftijd ook wordt rekening gehouden met de nabijheid van overlijden, beïnvloedt leeftijd niet significant de uitgaven voor gezondheidszorg. Een belangrijke nuancering die de auteurs bij hun resultaten maken is dat een toenemende mortaliteitsgraad als gevolg van een dalende nataliteit wel kan leiden tot een stijging van de geaggregeerde uitgaven. Maar het globale resultaat dat de vergrijzing niet als drijvende

[14] De resultaten zijn het meest overtuigend wanneer de steekproef beperkt wordt tot overledenen van minstens 65 jaar.

kracht kan gezien worden achter de (toekomstige) stijging van de uitgaven doet hen waarschuwen voor het risico van een "red herring": niet de demografische ontwikkelingen maar andere factoren zoals technologie en het ontbreken van de juiste prikkels liggen volgens hen ten grondslag aan de stijgende uitgaven.

Op het artikel van ZFM is heel wat reactie gekomen. Vele auteurs hadden vragen bij de gebruikte econometrische methodologie (Salas en Raftery, 2001; Dow en Norton, 2002; Seshamani en Gray, 2004). In een recente publicatie hebben Zweifel, Felder en Werblow (2004) hun oorspronkelijke analyse overgedaan om met de belangrijkste kritieken rekening te houden. De zoektocht naar de meest adequate econometrische methode is in deze literatuur nog niet afgerond. De gebruikte methode kan wel degelijk substantiële gevolgen hebben voor de gevonden resultaten. Maar ondanks deze relativering blijven de basisinzichten van ZFM overeind. Een constante bij alle modellen is immers het significante effect van de variabele(n) die de nabijheid van overlijden weergeven. Het niet opnemen van de nabijheid van overlijden in modellen die medische uitgaven verklaren creëert een probleem van weggelaten variabelen met een overschatting van het zuivere effect van leeftijd tot gevolg. Vooral de voorspellingen van de uitgaven van toekomstige cohorten, die gemiddeld genomen langer zullen leven dan de huidige cohorten, worden hierdoor in belangrijke mate vertekend (Stearns en Norton, 2002).

4.1.3. Directe en indirecte effecten van de vergrijzing

Het indirecte effect van de vergrijzing kan gerelateerd worden tot twee fenomenen: de interactie tussen de vergrijzing en de evolutie van de morbiditeit enerzijds, de interactie tussen vergrijzing en technologische ontwikkelingen anderzijds. We vatten eerst de bevindingen samen met betrekking tot de eerste factor. Vervolgens beschrijven we enkele studies die op een coherente wijze proberen de verschillende elementen te integreren. Het zal blijken dat de complementariteit tussen macro- en microbenaderingen hier zeer evident is.

a) Beschrijvende studies

Gezondheidskenmerken worden slechts sporadisch in macro-economische modellen opgenomen, vooral omdat er vaak geen voldoende gedetailleerde gegevens beschikbaar zijn om deze relatie correct te kwantificeren. Meerding et al. (1998) vormen hierop een uitzondering. In hun onderzoek (met gegevens voor 1994) worden de uitgaven voor gezondheidszorg –acute en chronische zorg- opgesplitst naar leeftijd, geslacht, zorgsector en diagnose. Voor acute ziekenhuisopnames dalen de kosten voor de oudste leeftijdsgroepen, voor chronische en institutionele zorg echter stijgen ze sterk. Meerding et al. (1998) besluiten dat de vergrijzing zal leiden tot een toename van de behoefte aan gezondheidszorg, indien de huidige prevalentie van ziekte en invaliditeit zich in de toekomst verder zal zetten. Deze laatste veronderstelling is volgens hen echter niet evident.

Polder et al. (2002) vinden tussen 1988 en 1994 een constante groei van de totale uitgaven voor alle leeftijdsgroepen. Ook zij vinden een afnemende groei naar leeftijd voor de acute zorg maar een stijgende groei voor de lange termijn-zorg. Bij de oudere leeftijdsgroepen zijn er wel relatief meer invaliden en mensen met chronische aandoeningen, maar volgens Polder et al. (2002) is het waarschijnlijk dat de gezondheidstoestand van de ouderen doorheen de tijd verbetert. Hierbij is een aparte analyse per zorgsector essentieel.

Een gelijkaardige studie is die van Thomas (1999). Onder de trends in de gezondheidstoestand die hij voor de U.S vaststelt, vermeldt hij een dalende invaliditeitsgraad en een verbeterd risicoprofiel van ouderen. Indien de huidige trends van een betere gezondheidstoestand van ouderen zich verder zetten, zal er een compressie zijn van morbiditeit, met de daarbij horende gevolgen voor de evolutie van de uitgaven. Indien integendeel die trend zich niet verder zal zetten, zal er een expansie zijn van de morbiditeit.

Door de Europese Commissie worden momenteel verschillende projecten gefinancierd die specifiek de relatie tussen leeftijd en gezondheidstoestand behandelen. In het AGIR-project (Ageing, health and retirement in Europe)[15] , opgestart op 1 januari 2002, wordt de kwaliteit van de veroudering onderzocht. De centrale vraag is of de bijkomende levensjaren al dan niet in goede gezondheid kunnen doorgebracht worden. Voor België werd deze vraag onderzocht door de resultaten van de gezondheidsenquêtes van 1997 en 2001 te koppelen aan mortaliteitstabellen (Mestdagh en Lambrecht, 2003). Op basis van dit onderzoek kon geen éénduidig antwoord gegeven worden voor de verschillende landen. Ook Jacobzone (2005) komt in zijn overzicht tot de conclusie dat het niet mogelijk is algemeen geldende uitspraken te formuleren voor de relatie tussen leeftijd en gezondheidsstatus. Hier ligt zeker een belangrijke uitdaging voor verder onderzoek.

b) Econometrische modellen

Uit de vorige afdelingen is gebleken dat bij de voorspelling van de toekomstige uitgaven voor gezondheidszorg rekening moet worden gehouden met de interacties tussen allerlei verklarende variabelen en het leeftijdsprofiel van de gezondheidskosten. Wij bespreken nu in meer detail twee studies die een interessante methode voorstellen om deze verschillende effecten op een coherente wijze in één model te integreren. Op deze wijze illustreren ze ook de complementariteit tussen micro- en macroanalyses.

Cutler en Sheiner (1998)

Een invloedrijke studie over de splitsing van directe en indirecte vergrijzingseffecten is die van Cutler en Sheiner (1998). Zij vertrekken van de volgende specificatie:

$$(17)\quad U^t = \sum_j u_j^t h_j^t N_j^t$$

met

- U^t = totale uitgaven aan gezondheidszorg in jaar t[16]
- u_j^t = gemiddelde uitgaven aan gezondheidszorg per capita voor leeftijdsgroep j in jaar t, gegeven de gezondheidstoestand
- h_j^t = gemiddelde gezondheidstoestand voor leeftijdsgroep j in jaar t
- N_j^t = aantal personen in leeftijdsgroep j in jaar t

Het is niet gemakkelijk om de evolutie van de gemiddelde gezondheidstoestand en de evolutie van de gemiddelde uitgaven conditioneel op de gezondheidstoestand empirisch éénduidig te splitsen. Daarom wordt uitdrukking (17) vereenvoudigd tot

[15] Voor België maakt het Planbureau deel uit van de onderzoeksgroep. Een ander project, het AHEAD-project (Ageing, health status and determinants of health expenditure) dat opgestart is op 1 februari 2004 onderzoekt voor de nieuwe lidstaten het effect van verschillende factoren op de toekomstige uitgaven, met bijzondere aandacht voor het interactie-effect van deze variabelen met leeftijd.

[16] Totale uitgaven kunnen geïnterpreteerd worden als de totale uitgaven voor alle zorgsectoren of als de totale uitgaven voor een specifieke zorgsector.

$$(18)\ U^t = \sum_j u_j^t N_j^t$$

waarbij u_j^t nu gewoon de gemiddelde uitgaven aan gezondheidszorg voor leeftijdsgroep j in jaar t voorstelt. Het is evident dat vergelijking (18) perfect vergelijkbaar is met (10) en (12) waarbij

$$(19)\ u_j^t = \alpha_{j0} + \sum_l \beta_{lj} \overline{X}_l^{(j)t}$$

Wel worden de geaggregeerde variabelen Z niet opgenomen in (18) en worden de uitdrukkingen geformuleerd in termen van totale in plaats van gemiddelde uitgaven.

Omdat zowel de directe als indirecte vergrijzingseffecten verschillend kunnen zijn naargelang de zorgsector, wordt in de analyse een onderscheid gemaakt tussen acute zorg en lange termijn-zorg[17]. Terwijl voor beide zorgsectoren de invaliditeitsgraad cruciaal is in het verklaren en voorspellen van de uitgaven, verschillen de andere X-variabelen. We bespreken eerst de resultaten voor de *acute zorg*. Een eerste X-variabele die het leeftijdsprofiel van de uitgaven bepaalt en die samenhangt met de invaliditeitsgraad is de leeftijd bij overlijden. Dit effect werd reeds uitgebreid behandeld in de vorige afdeling. Ongeacht de leeftijd komen chronische aandoeningen en invaliditeit meer voor in de laatste jaren en vooral maanden voor overlijden waardoor de uitgaven voor gezondheidszorg gemiddeld genomen veel hoger zijn in die periode. Ook voor de Medicare uitgaven is bovendien aangetoond dat hoe ouder iemand sterft, hoe lager de kosten in het laatste levensjaar zijn.

Naast een analyse voor de ouderen in hun laatste levensjaar, vraagt een correcte inschatting van het effect van invaliditeit op de uitgaven ook een analyse voor de overlevenden (mensen die niet in hun laatste levensjaar zijn). Om het effect van invaliditeit op de uitgaven voor de overlevenden te kennen, volstaat het niet om prognoses te maken over de invaliditeitsgraad. We moeten ook weten hoeveel invaliden gemiddeld meer uitgeven dan niet-invaliden. Cutler en Sheiner berekenen het effect van leeftijd en invaliditeit op individuele verschillen in uitgaven door middel van OLS regressieanalyses[18]. Als indicator voor invaliditeit wordt het aantal ADL (activities of daily living) en IADL (instrumental activities of daily living) gebruikt. In een eerste stap nemen ze enkel de leeftijdsdummy's als verklarende variabelen op. Vervolgens worden in een tweede schatting de indicatoren voor invaliditeit toegevoegd. Vooral voor de oudste leeftijdsgroepen vanaf 80 jaar zien we dat de relatie tussen leeftijd en uitgaven gedomineerd wordt door de relatie tussen leeftijd en invaliditeit. De coëfficiënt van de 85-plussers vermindert met twee derde wanneer invaliditeit in de schatting opgenomen wordt. De coëfficiënten voor de invaliditeitsindicatoren zelf zijn relatief groot.

De resultaten van de leeftijd bij overlijden voor de ouderen in hun laatste levensjaar en voor de overlevenden worden vervolgens gebruikt in de prognoses voor de uitgaven aan acute zorg. Tabel 3 [19] geeft enkele simulatieresultaten. De eerste lijn veronderstelt een constant leeftijdsprofiel van de uitgaven. Wanneer het constante leeftijdsprofiel gecorrigeerd wordt voor de tendens dat mensen op steeds oudere leeftijd sterven[20], zullen de uitgaven in 2010 2% lager zijn en in 2050 wordt dit 6%. Wanneer ook de resultaten voor de overlevenden in de prognoses opgenomen worden, krijgen we een nog groter verschil met het basisscenario van constant

[17] Alleen de Medicare uitgaven worden geanalyseerd.
[18] De analyse is gebaseerd op enquêtegegevens van de Medicare Current Beneficiary Survey van 1992 voor 6.913 respondenten die niet gestorven zijn in 1992 of 1993.
[19] Overgenomen uit tabel 11 in Cutler en Sheiner.
[20] Hierbij wordt dezelfde groei als in het verleden verondersteld.

leeftijdsprofiel. Een jaarlijkse daling van de invaliditeitsgraad met 1% resulteert in een verschil van 6% voor 2010. Voor de prognoses voor 2050 loopt dit verschil op tot 22%. Met andere woorden, de verwachte evolutie van de gezondheidstoestand van de ouderen –hier gemeten door de leeftijd bij overlijden en de invaliditeit bij overlevenden- heeft een gecumuleerd effect van 22% op de per capita uitgaven voor acute zorg.

Tabel 3

Zoals hierboven reeds aangehaald vertrekken Cutler en Sheiner van een specificatie waarin enerzijds de gemiddelde uitgaven, gegeven de gezondheidstoestand (u_j^t), en anderzijds de gemiddelde gezondheidstoestand (h_j^t) apart geanalyseerd worden. In de empirische analyse werden beide componenten samen onderzocht. De resultaten die we tot nog toe besproken hebben (bovenste deel tabel 3) gaan uit van de -weinig realistische- veronderstelling van constante reële uitgaven per capita in de toekomst. Voorspellingen maken over de wijzigingen in de gemiddelde uitgaven veroorzaakt door invaliditeit is een riskante onderneming en vraagt meer inzicht in de factoren die in het verleden geleid hebben tot een toename van de gemiddelde uitgaven voor invaliden. Hierin speelt de technologische vooruitgang wellicht een belangrijke rol. Cutler en Sheiner simuleren verschillende scenario's die het effect van technologische vooruitgang inschatten. In de onderste lijnen van tabel 3 laten we de gemiddelde uitgaven per capita toenemen met een groeivoet (1) gelijk aan de groeivoet van het BBP en (2) gelijk aan de gemiddelde historische groeivoet sedert WO-II, namelijk 2.5% hoger dan de groeivoet van het BBP. Het is duidelijk dat een toename in u_j^t een substantieel effect heeft op de toekomstige uitgaven, zelfs wanneer we ervan uitgaan dat zowel de mortaliteitsgraad als de invaliditeitsgraad zullen afnemen.

Cutler en Sheiner gaan op analoge wijze te werk om de uitgaven voor *lange termijn-zorg* te analyseren en te voorspellen. Om na te gaan wat de determinanten zijn van het gebruik van lange termijn-zorg, schatten de auteurs verschillende probitmodellen met één of meerdere van de volgende verklarende variabelen: gezondheidstoestand, leeftijd, geslacht, burgerlijke stand, aantal kinderen, inkomen. Er werden aparte schattingen gemaakt voor mannen en vrouwen. Een eenvoudige specificatie met uitsluitend leeftijdsdummy's werd geleidelijk uitgebreid met dummy's voor burgerlijke stand (gescheiden, weduwe, nooit gehuwd en interactie-effecten met leeftijd), voor invaliditeit (ADL, IADL, interactie-effecten met leeftijd) en tenslotte met een dummy die aangeeft of iemand binnen de twee jaar zal overlijden. Wanneer alleen het leeftijdseffect opgenomen wordt, stellen we vast dat het gebruik van lange termijn-zorg aanzienlijk toeneemt met leeftijd, vooral vanaf 80 jaar. Wanneer burgerlijke stand wordt toegevoegd, neemt het effect van leeftijd duidelijk af, vooral voor de 85-plussers. Voor die leeftijdsgroep is het geschatte effect van niet getrouwd zijn (weduwe, gescheiden of nooit getrouwd) groot. Wanneer in een derde stap de indicatoren voor invaliditeit toegevoegd worden, wijzigen de effecten van leeftijd en burgerlijke stand substantieel. Ook de nabijheid van overlijden is op zich een belangrijke determinant voor het gebruik van lange termijn-zorg maar heeft slechts een beperkte invloed op de coëfficiënten van de variabelen die in de eerste stappen opgenomen waren.

Tabel 4 geeft de simulatieresultaten voor de prognoses van het gebruik van lange termijn- zorg, gebruik makend van de coëfficiënten uit de probitschattingen. De resultaten in de eerste lijn gaan opnieuw uit van een constant leeftijdsprofiel van het gebruik van lange termijn-zorg voor de volledige prognoseperiode. De veroudering van de bevolking doet het zorggebruik toenemen tot 2010, dalen tussen 2010 en 2030 en daarna opnieuw stijgen. In de volgende lijnen wordt gebruik gemaakt van vroegere en verwachte trends in de andere verklarende factoren zodat het directe effect van een verouderende bevolking op het zorggebruik correct kan ingeschat worden. De resultaten kunnen op dezelfde wijze geïnterpreteerd worden als bij de prognoses voor uitgaven aan acute zorg. In vergelijking met de acute zorgsector is er nauwelijks onderzoek gedaan naar de factoren die de gemiddelde uitgaven voor lange termijn-zorg per dag beïnvloeden.

Technologische vooruitgang speelt hier een veel meer beperkte rol, maar daartegenover staat dat ouderen die in een instelling opgenomen worden, gemiddeld genomen zieker worden doorheen de tijd.

Tabel 4

Dormont en Huber (2004)[21]

Na de publicatie van Cutler en Sheiner (1998) hebben verschillende andere auteurs essentieel dezelfde methodologie toegepast om directe en indirecte leeftijdseffecten te modelleren. Methodologische verfijningen worden voorgesteld in het recente onderzoek van Dormont en Huber (2004). Hoewel de resultaten nog voorlopig en eerder fragmentarisch zijn, is het toch de moeite waard hun analysetechniek in meer detail voor te stellen.

De auteurs vergelijken de leeftijdsverdeling van de uitgaven voor 1992 en 2000 voor Frankrijk op basis van enquêtegegevens. Hun dataset bevat gedetailleerde informatie op individueel niveau over alle uitgaven die door de ziekteverzekering terugbetaald worden (met uitzondering van institutionele zorg), evenals aanvullende verzekeringen en socio-demografische en morbiditeitskenmerken. De individuele morbiditeit wordt gemeten aan de hand van het aantal pathologieën, de invaliditeitsgraad en de kans op overlijden binnen vijf jaar. De steekproeven van 1992 en 2000 tellen respectievelijk 3.264 en 4.803 respondenten en zijn representatief voor de loontrekkende bevolking in Frankrijk die publiek verzekerd is (ongeveer 83% van de totale Franse populatie).

Een beschrijvende analyse van de data toont voor alle leeftijdsgroepen een opwaartse verschuiving tussen 1992 en 2000 van de curve die de gemiddelde uitgaven per leeftijdsgroep weergeeft[22]. Deze opwaartse verschuiving is meer uitgesproken vanaf de leeftijd van 40 jaar en geldt voor de drie zorgsectoren die apart geanalyseerd werden (raadplegingen en bezoeken van artsen, ambulante geneesmiddelen en ziekenhuissector). Voor de morbiditeitsindicatoren zijn de belangrijkste conclusies dat (1) voor alle leeftijdsgroepen samen de drie indicatoren lager waren in 2000 dan in 1992 en (2) morbiditeit sterk toeneemt met leeftijd ongeacht de maatstaf. Een gewone kleinste kwadratenschatting leert dat morbiditeit de belangrijkste verklarende factor is voor de leeftijdsverdeling van de uitgaven, veel belangrijker dan de sociale kenmerken.

Om de determinanten van het consumptiegedrag te analyseren gebruiken ook deze auteurs Heckman's twee-stapsprocedure. De geschatte coëfficiënten voor 1992 en 2000 worden vervolgens in simulaties gebruikt om te achterhalen welke factoren geleid hebben tot de opwaartse verschuiving van de curve die het leeftijdsprofiel van de uitgaven geeft. We bespreken de procedure voor de simulaties van het niveau van de uitgaven. Dit uitgavenniveau werd gesimuleerd voor de gemiddelde persoon in elke leeftijdsgroep. Om de aparte effecten van praktijkvoering, morbiditeit, en andere individuele kenmerken op het gebruik en het niveau van de uitgaven in 1992 en 2000 te meten, werd in de simulaties stapsgewijs te werk gegaan. Het effect van een veranderde praktijkvoering tussen 1992 en 2000 bij constante morbiditeit werd geëvalueerd door in de uitdrukking voor de voorspelde uitgaven van 1992 de geschatte coëfficiënten van de morbiditeitsindicatoren te vervangen door de geschatte coëfficiënten van het model voor 2000. De impact van morbiditeitswijzigingen wordt gemeten door in de uitdrukking voor de voorspelde uitgaven voor 1992 nu ook de gemiddelde waarde van de morbiditeitsvariabelen voor 1992 te vervangen door die van 2000. Het effect van andere

[21] Dit is een voorlopige versie van een paper, voorgesteld op de Troisièmes Journées d'Economie Publique Louis-André Gérard-Varet: Health, insurance and equity, IDEP, Marseille, Juni 2004.
[22] Deze opwaartse verschuiving is gelijkaardig aan degene die voor België wordt beschreven door Avalosse en Léonard (2005).

individuele kenmerken ten slotte wordt op identieke wijze berekend. Deze stapsgewijze procedure brengt ons uiteindelijk tot een uitdrukking voor de voorspelde uitgaven voor 2000.

De verschillen in praktijkvoering worden in deze studie dus niet geoperationaliseerd door één of andere variabele, maar worden gemeten als het verschil in de geschatte coëfficiënten voor de morbiditeitskenmerken van 1992 en 2000. Indien rekening wordt gehouden met morbiditeit en met andere individuele kenmerken, geven ze het verschil in gebruik of uitgaven tussen 1992 en 2000 dat niet door deze variabelen verklaard wordt. Veranderingen in praktijkvoering kunnen het resultaat zijn van individuele gedragswijzigingen van patiënten en zorgverleners, of voortvloeien uit technologische vooruitgang voor het behandelen van ziektes die vooral bij ouderen voorkomen. Ook preventiemaatregelen specifiek gericht op ouderen kunnen op gelijkaardige wijze geïnterpreteerd worden.

Tabel 5 [23] toont de resultaten van de schattingen en de simulaties gekoppeld aan de leeftijdsstructuur van de Franse bevolking in 1992 en 2000. Op die manier krijgen we voor die periode meer inzicht in het relatieve belang van het directe en indirecte effect van leeftijd op de uitgaven voor gezondheidszorg. Een belangrijk resultaat van de simulaties is dat de toename in de uitgaven zeker niet verklaard kan worden door een verslechtering van het ziekteprofiel van de bevolking tussen 1992 en 2000. Ditzelfde resultaat kwam ook naar voor in de beschrijvende analyse waar de morbiditeitsindicatoren een verbeterde gezondheidsstatus toonden tussen 1992 en 2000. Vooral de veranderingen in praktijkvoering, gegeven de morbiditeit, hadden het sterkste positieve effect op de uitgaven.

Tabel 5

4.1.4. Samenvatting

Het beeld dat uit beide studies naar voor komt is duidelijk – en wordt ook door het grootste deel van de literatuur bevestigd:

(a) het directe effect van de vergrijzing is eerder klein;

(b) de nabijheid van het moment van overlijden beïnvloedt de uitgaven in zeer belangrijke mate;

(c) voor prognoses is het essentieel het leeftijdsprofiel van de uitgaven niet constant te houden. Wijzigingen in de morbiditeit moeten zeker en vast worden in rekening gebracht. Ook (en misschien vooral) de technologische vooruitgang en de wijzigingen in de praktijkvoering spelen een essentiële rol.

Het is belangrijk te benadrukken dat deze inzichten wijzen op de wenselijkheid van micro-economische analyses. In principe kan men zich bij prognoses natuurlijk beperken tot primitieve en mechanische sensitiviteitsanalyses met betrekking tot de evolutie van het leeftijdsprofiel. Om zinnige beleidsconclusies te kunnen trekken moet men echter ook begrijpen welke factoren aan de grondslag liggen van deze evolutie. Daartoe moeten de coëfficiënten in een uitdrukking zoals (11) worden geschat. Dit kan enkel op een verantwoorde wijze gebeuren wanneer men gebruik maakt van micro-economische gegevens.

4.2. ECONOMISCHE DETERMINANTEN

In afdeling 4.2.1 bespreken we de inkomensvariabele, in afdeling 4.2.2 gaan we dieper in op de prijseffecten.

---

[23] Overgenomen uit tabel 3 in Dormont en Huber (2004).

4.2.1. Inkomenseffecten

Over de invloed van inkomen op de uitgaven aan gezondheidszorg bestaat een gelijkaardige controverse als bij het effect van leeftijd. Inkomen is zeker een algemeen aanvaarde verklarende factor voor de groei van de uitgaven, maar over de exacte grootte van dit effect geven de empirische resultaten van macro-econometrisch onderzoek tegenstrijdige resultaten. De centrale vraag in het debat is of gezondheidszorg een noodzakelijk of een luxegoed is. Afhankelijk van de methodologie en vooral van de andere verklarende variabelen die in de schatting opgenomen worden, komen macro-economische onderzoeken uit op inkomenselasticiteiten die zowel groter als kleiner dan één zijn. Bovendien lijken de resultaten van micro-economisch onderzoek in tegenspraak met schattingsresultaten uitgevoerd op macroniveau. Micro-onderzoeken geven altijd een elasticiteit kleiner dan één, en in ieder geval kleiner dan de elasticiteiten die op basis van macrogegevens gevonden worden.

De eerste generatie macromodellen werden empirisch getoetst op basis van doorsnede-gegevens. Het eerste en eenvoudigste model (Newhouse, 1977) relateert de per capita gezondheidsuitgaven aan het per capita BBP. Beide variabelen worden uitgedrukt in dollars van 1971 (gebruik makend van gemiddelde jaarlijkse wisselkoersen), en betreffen een steekproef van 13 geïndustrialiseerde landen. Newhouse concludeert op basis van de geschatte gemiddelde inkomenselasticiteit dat gezondheidszorg een luxegoed is. Zijn studie werd echter erg bekritiseerd vanuit methodologisch standpunt. Zo is het duidelijk dat het weglaten van potentieel belangrijke determinanten wellicht tot een probleem van misspecificatie heeft geleid. Ook de keuze van de functionele vorm blijkt van groot belang. Andere auteurs vinden, door gebruik te maken van andere functionele vormen voor de specificatie (dubbel-logaritmisch, semi-logaritmisch, ...), inkomenselasticiteiten die niet significant hoger zijn dan één. Ook wanneer gebruik gemaakt wordt van koopkrachtpariteiten in plaats van wisselkoersen om de uitgaven in een gemeenschappelijke eenheid te meten, daalt de waarde van de geschatte inkomenselasticiteit. Dit zou er op kunnen wijzen dat de conversie met wisselkoersen onvoldoende toelaat prijzen en hoeveelheden te scheiden, waardoor de inkomensvariabele een stuk van de prijsinflatie van de medische zorgen capteert. Dit kan dan een opwaartse vertekening van de geschatte coëfficiënt van de BBP-variabele tot gevolg hebben.

Latere studies werken met panelgegevens. De schattingen van de inkomenselasticiteit in de diverse studies lopen erg uiteen en er kunnen vooralsnog geen duidelijke conclusies getrokken worden. Ook hier hangen de verschillende empirische resultaten sterk af van de keuze van overige verklarende variabelen en van de modelspecificatie. Zoals in afdeling 3.2 werd uiteengezet is het in deze benaderingen van essentieel belang om zo goed mogelijk te controleren voor de heterogeniteit van de opgenomen landen. Vaak werkt men echter met de OESO-databank, die slechts internationaal vergelijkbare gegevens bevat over enkele variabelen (de uitgaven, het inkomen, de BBP deflator, en de fractie van de bevolking ouder dan 65 jaar) (zie Blomqvist en Carter, 1997). De heterogeniteit tussen landen, als gevolg van verschillen in institutionele factoren, preferenties en dergelijke, kan als gevolg hiervan slechts opgevangen worden door verschillen in de geschatte intercept-termen (de "landendummy's" in de fixed-effects panelmodellen) en richtingscoëfficiënten van de regressievergelijkingen. Dit verklaart wellicht de enorme verschillen in de geschatte inkomenselasticiteiten in dergelijke studies. Herwartz en Theilen (2003) bijvoorbeeld, rapporteren inkomenselasticiteiten variërend van –1.70 voor Duitsland tot +2.90 voor België, in een "error correction" model geschat voor 19 OESO-landen over de periode 1960-1997. Vergelijkbare uiteenlopende resultaten worden gevonden door Blomqvist en Carter (1997), die inkomenselasticiteiten rapporteren tussen –9.57 (echter niet significant) voor Noorwegen en +5.41 voor Duitsland. Het lijkt waarschijnlijk dat de inkomensvariabele in deze modellen een aantal andere, niet-geobserveerde, effecten capteert. Voor zover dit inderdaad zo is, kunnen de geschatte coëfficiënten nog bezwaarlijk als inkomenselasticiteiten geïnterpreteerd worden.

Het belang van de keuze van de modelspecificatie blijkt ook uit de resultaten van Gerdtham et al. (1992). De auteurs stellen vast dat modellen met of zonder landen- en/of tijdsdummy's aanzienlijk verschillende resultaten opleveren wat betreft de geschatte inkomenselasticiteit. Een gelijkaardige

vaststelling vindt men bij Roberts (1999), die, behalve met mogelijke heterogeniteit tussen landen, ook rekening tracht te houden met dynamische onevenwichten (door het schatten van een "error-correction" model). Hoewel de geschatte gemiddelde effecten van de inkomensvariabele gelijkaardig waren voor de verschillende schattingsmethoden, bleken de geschatte lange termijn inkomenselasticiteiten erg gevoelig voor het al dan niet opnemen van een tijdstrend in de vergelijkingen. Modellen met een tijdstrend resulteerden in een inkomenselasticiteit groter dan één, terwijl in modellen zonder trend de hypothese van een unitaire elasticiteit niet kon verworpen worden. Het weze echter opgemerkt dat de geschatte coëfficiënt van de trendvariabele negatief was, waardoor hij nog bezwaarlijk als een proxy voor technologische vooruitgang kan geïnterpreteerd worden. Het weglaten van de trendvariabele maakt ook de schattingsresultaten met betrekking tot de andere geschatte effecten erg onstabiel. Het spreekt voor zich dat dergelijke gevoeligheid voor alternatieve specificaties de betrouwbaarheid van de resultaten ernstig aantast.

De nationale modellen die geen deel uitmaken van internationaal vergelijkend onderzoek zijn in het algemeen vollediger: de gebruikelijke inkomens- en demografische variabelen worden vaak aangevuld met andere verklarende variabelen, die proxies zijn voor aanbod-, institutionele en technologische determinanten. Voor zover deze modellen correcter gespecificeerd zijn (wat a priori kan verwacht worden), zullen de geschatte inkomenselasticiteiten betrouwbaarder zijn. Murthy en Ukpolo (1994) bijvoorbeeld schatten een coïntegratierelatie tussen de uitgaven en het inkomen, de relatieve prijzen, het aantal artsen, het aandeel van de publieke uitgaven en het percentage 65-plussers voor de Verenigde Staten, en vinden een inkomenselasticteit van 0.77. Toch zijn de empirische resultaten van dergelijke modellen niet noodzakelijk robuuster dan die van de internationale studies. De gevonden resultaten blijken (net als bij de internationale studies) erg gevoelig te zijn voor de keuze van de precieze modelspecificatie. In een onderzoek met Franse gegevens over de periode 1960-1995, vinden L'Horty et al. (1997) inkomenselasticiteiten tussen 0.5 en 1.5, afhankelijk van het feit of al dan niet een lineaire trend in het model wordt opgenomen. De samenhang tussen de trend en de inkomensevolutie wijst op een fundamenteel probleem, in de mate dat de trend ook vaak beschouwd wordt als een maatstaf van technologische vooruitgang (zie sectie 4.5). Zolang het effect van technologie onbekend is, kunnen er ook moeilijk stellige uitspraken over de inkomenselasticiteit worden gedaan.

Naast de moeilijke keuze van de modelspecificatie worden onderzoekers hier ook geconfronteerd met het causaliteitsprobleem. Zoals hoger beschreven, beïnvloedt niet alleen het inkomen de gezondheidszorguitgaven maar geldt wellicht ook de omgekeerde relatie. In recent onderzoek (Devlin en Hansen, 2001) is dit probleem onderzocht door middel van een "Granger causality test". Deze test bestaat er in te toetsen of de vertraagde waarden van een variabele X een (simultaan) effect hebben op de andere variabele Y, en omgekeerd. Wanneer de nulhypothese van zero coëfficiënten van de vertraagde variabelen wordt verworpen, concludeert men "X Granger causes Y". De auteurs testen deze hypothese voor twintig OESO-landen, en stellen vast dat er in zes landen geen causale relatie wordt gevonden in één of andere richting, er in zes landen (waaronder België) statistische ondersteuning is voor een causale relatie van het inkomen naar de uitgaven, er in zes landen aanwijzingen zijn voor de omgekeerde relatie, en er in twee landen een bi-directionele causaliteit wordt geobserveerd. De auteurs besluiten dat er een aanzienlijk gevaar bestaat voor misspecificatie in de traditionele modellen van de gezondheidsuitgaven. Hun analyse moet echter, zoals ze zelf terecht opmerken, als preliminair beschouwd worden omdat ze is gebaseerd op bivariate causaliteitstesten, waarbij de vergelijkingen niet werden aangevuld met andere mogelijke verklarende variabelen.

De verschillende empirische resultaten met betrekking tot de inkomenselasticiteit van de reële gezondheidsuitgaven kunnen nog door een ander fenomeen veroorzaakt worden. Het is zeer wel mogelijk dat landen, die in een vroeger stadium van industriële ontwikkeling zitten, en die derhalve (in de beschouwde periode) vertrekken van een situatie met eerder lage uitgaven aan gezondheidszorg in procent van het inkomen, een inhaalbeweging maken ten opzichte van de meer geïndustrialiseerde landen. Dergelijke inhaalbeweging zal dan gepaard gaan met een inkomenselasticiteit groter dan 1 gedurende een bepaalde periode. Barros (1998) vindt empirische bevestiging voor deze hypothese, in een model waarin de groeivoeten van de uitgaven

(gemiddeld over perioden van 10 jaar) worden verklaard door, onder meer, de initiële uitgaven in procent van het BBP. Ook de resultaten van Murillo et al. (1993) wijzen in de richting van een "catching up" in de transitie naar een moderne industriële samenleving. Deze auteurs rapporteren de hoogste geschatte inkomenselasticiteiten voor Spanje en Ierland, in een model voor 10 Europese landen geschat over de periode 1960-1990.

Blijft het probleem van de tegenstelling tussen de resultaten van de macro- en de microstudies. We hebben reeds aangehaald dat de geschatte inkomenselasticiteiten in microstudies over het algemeen veel kleiner zijn. Dit resultaat illustreert op overtuigende wijze het probleem van de "ecological fallacy". Het blijkt immers dat de schijnbare tegenstelling tussen macro- en micro-economische onderzoeken op een logische wijze kan verklaard worden op basis van kenmerken van de observatie-eenheid waarvoor de analyse uitgevoerd wordt (Getzen, 2000b). Om het effect van inkomen op uitgaven te kennen, is het belangrijk te expliciteren op welk niveau budgetbeperkingen het sterkste spelen. Bij individuele consumptiebeslissingen speelt in de meeste landen het inkomen een eerder beperkte rol, omdat er meestal wel één of andere vorm van collectieve financiering of van ziekteverzekering bestaat. Inkomen kan dan enkel effecten hebben via de (vrij beperkte) eigen betalingen [24]. Overigens, wanneer in het empirische model onvoldoende gecontroleerd wordt voor morbiditeitsverschillen zal dit de geschatte inkomenselasticiteit nog verder doen dalen wanneer morbiditeit en inkomen negatief gecorreleerd zijn. Op het geaggregeerde niveau echter speelt de budgetvoorwaarde wél mee. Het nationale inkomen determineert voor een economie immers de keuzemogelijkheden tussen gezondheidszorg en andere (private en publieke) goederen. Op het macro-economische niveau biedt een toenemend inkomen dus de mogelijkheid om meer middelen aan gezondheidszorg te besteden. Dit laatste geaggregeerde effect kan natuurlijk slechts met geaggregeerde cijfers worden ontdekt: het is een typisch voorbeeld van een Z-variabele in de modellen van sectie 2.3. In deze context zal het effect van inkomen geconditioneerd worden door processen van collectieve en politieke (in tegenstelling tot individuele) besluitvorming.

De inkomenseffecten in de microstudies geven echter wel een idee over de gevolgen van interindividuele variatie in de inkomens. Die effecten kunnen enkel met microgegevens worden geschat. Wanneer zij niet-linear zijn zullen wijzigingen in de inkomensverdeling leiden tot wijzigingen in het geaggregeerde uitgavenniveau. Op korte termijn kan de inkomensverdeling als redelijk stabiel worden beschouwd. Op middellange en lange termijn echter is deze veronderstelling minder vanzelfsprekend.

4.2.2. Prijseffecten

Ook bij de interpretatie van de prijseffecten is het essentieel om het onderscheid tussen micro- en macrobenaderingen goed voor ogen te houden. Op de verschillende niveaus zullen ook verschillende prijsconcepten worden gebruikt.

Op het macroniveau wordt meestal gewerkt met de (geaggregeerde) *relatieve prijs van de medische zorg* (koopkrachtpariteiten voor medische uitgaven ten opzichte van koopkrachtpariteiten voor het BBP). Op basis van standaard vraagtheorie zal deze variabele een negatieve invloed uitoefenen op de vraag naar medische consumptie. Standaard vraagtheorie kan hier nochtans misleidend zijn. Zoals bij het inkomen moet er rekening mee worden gehouden dat de budgetbeperking op een verschillende wijze speelt op het macro- en op het microniveau. Dit wordt goed geïllustreerd door het voorbeeld van een systeem met vaste budgetten: in een dergelijk systeem moet de prijselasticiteit steeds gelijk zijn aan -1. Dit theoretische resultaat wordt overigens niet bevestigd in internationale studies (voor zover in deze studies überhaupt een relatieve prijsvariabele wordt opgenomen) (zie Gerdtham et al., 1992).

[24] Hierbij moet wel opgemerkt worden dat de eigen bijdragen in België relatief hoog zijn.

Het is opmerkelijk dat niet alle auteurs een relatieve prijsvariabele in hun model opnemen. Dit is onder meer het geval voor Blomqvist en Carter (1997), Okunade en Karakus (2001) en Herwartz en Theilen (2003). De impliciete nulrestrictie die daarmee wordt opgelegd aan de prijselasticiteit zal, wanneer de werkelijke prijselasticiteit verschilt van nul, de overige geschatte coëfficiënten (waaronder de inkomenselasticiteit) vertekenen. Dit is een reëel gevaar, aangezien uit andere studies blijkt dat de reële gezondheidsuitgaven inderdaad prijsgevoelig zijn, met een prijselasticiteit tussen 0 en –1. Murillo et al. (1993) bijvoorbeeld, vinden op basis van een model voor 10 EU landen geschat over de periode 1960-1990, prijselasticiteiten tussen -0.25 (niet significant verschillend van nul) voor Ierland en -1.11 (niet significant verschillend van één) voor het Verenigd Koninkrijk. Het weze echter opgemerkt dat ook in deze studie de empirische resultaten sterk afhangen van de modelspecificatie en de gekozen schattingsmethode: de geschatte prijselasticiteit voor Spanje bijvoorbeeld is niet significant verschillend van nul wanneer de uitgaven worden gedefleerd met de "GDP PPP" deflator, terwijl ze (in statistische zin) gelijk is aan één wanneer de "Health PPP" deflator wordt gebruikt. In het merendeel van de landen groeit de tweede indicator minder snel dan de eerste, hetgeen erop wijst dat de prijzen voor de gezondheidszorg sneller stijgen dan de algemene prijsindex. Ook onderzoeksresultaten met betrekking tot de VS bevestigen de lage maar significante prijselasticiteit van de medische consumptie. Murthy en Ukpolo (1994) vinden een prijselasticiteit van -0.215 in een geschatte coïntegratievergelijking over de periode 1960-1987. Het "Office of the Actuary" van de "Centers for Medicare and Medicaid Services" (CMS, 2004) rapporteert een waarde van -0.4. Verrassend hoge prijselasticiteiten worden voor Frankrijk geschat door L'Horty et al. (1997): ze vinden een prijselasticiteit van -1 in een loglineair model met trend, en zelfs -1.5 in een model zonder trend.

In de literatuur werd ook aandacht besteed aan het zgn. Baumol-effect. Dit effect verwijst naar de ongelijke productiviteitsontwikkeling in, enerzijds, de dienstensector in het algemeen en de zorgsector in het bijzonder en, anderzijds, vooral de industriële sectoren van de economie. Deze ongelijke productiviteitsontwikkeling zou aan de basis liggen van een stijging van de relatieve kosten van de gezondheidszorg. We hebben in afdeling 3.1.2 echter reeds gewezen op de moeilijkheid om kwaliteitsveranderingen en productiviteitswijzigingen adekwaat te meten. Zolang voor dit fundamentele probleem geen goede oplossing gevonden is, is het ook moeilijk om een oordeel te vormen over de relevantie van de Baumol-hypothese voor de gezondheidssector.

In microstudies wordt vooral aandacht besteed aan de effecten van wijzigingen in de prijs die door de patiënt zelf moet worden betaald. Binnen een verzekeringssysteem gaat het dan in essentie om wijzigingen in het terugbetalingstarief. De zeer uitgebreide literatuur over "moral hazard" kan hier onmogelijk worden samengevat (zie daarvoor Zweifel en Manning, 2000). We beperken ons tot twee recente studies voor België (Van de Voorde et al., 2001; Cockx en Brasseur, 2003), die in detail hebben gekeken naar de effecten van de grote remgeldverhogingen die in het midden van de jaren negentig werden doorgevoerd met als eerste bedoeling de uitgavenstijging af te remmen.

Hoewel de gebruikte data en de gevolgde schattingsmethode in beide artikelen verschillen, zijn de resultaten ervan toch zeer gelijklopend. De prijselasticiteiten blijken redelijk klein te zijn, d.w.z. het volume-effect van de remgeldverhogingen blijft beperkt. De grootste waarden worden door Van de Voorde et al. (2001) gevonden voor de vraag van primaire uitkeringsgerechtigden naar huisbezoeken: rond -0.30. (Cockx en Brasseur vinden voor mannen een waarde van -0.20 voor huisbezoeken). Alle andere schattingen (voor andere groepen en voor de vraag naar consultaties door specialisten en huisartsen) zijn kleiner. Deze resultaten vormen een bevestiging van het algemene beeld in de literatuur (Zweifel en Manning, 2000) en suggereren dat het relatief grote aantal artsen in België geen fundamentele invloed heeft op deze elasticiteiten. Belangrijk echter is de observatie dat de elasticiteiten gevoelig verschillen voor verschillende groepen in de samenleving. Van de Voorde et al. (2001) rapporteren verschillen tussen de primaire uitkeringsgerechtigden, de WIGW's en de WIGW's met voorkeurregeling. Cockx en Brasseur (2003) vinden een significant verschil tussen vrouwen en mannen. Deze heterogeniteit wijst op een mogelijk gevaar van aggregatie. Wanneer de samenstelling van de bevolking wijzigt doorheen de tijd kunnen schattingen met geaggregeerde gegevens misleidend zijn.

Voor de verklaring van lange termijn-trends zijn de prijselasticiteiten in de macrostudies wellicht relevant. Voor de analyse van de effecten van concrete beleidsmaatregelen echter (zoals een verhoging van de remgelden) zijn de soms hoge prijselasticiteiten, die in de macrostudies worden gevonden, erg misleidend. Zoals bij de inkomensvariabele is het ook bij de prijseffecten van het allergrootste belang de relatieve voor- en nadelen van macro- en microstudies zorgvuldig in het oog te houden.

4.3. INSTITUTIONELE FACTOREN

Institutionele structuurkenmerken spelen zeker een grote rol bij de verklaring van verschillen in het uitgavenniveau. Ze variëren echter weinig doorheen de tijd en hun effecten moeten dan ook in de eerste plaats via internationale vergelijkingen worden geïdentificeerd. Wijzigingen in de parameters van een bepaald systeem echter –die vaak vanuit beleidsstandpunt bijzonder relevant zijn- kunnen soms wel met tijdreeksgegevens worden geanalyseerd.

Institutionele factoren werden reeds vroeg opgenomen in de internationale cross-sectie analyses. Leu (1986) vertrok van de hypothese dat een groter aandeel van de publieke sector in de ziekteverzekering zou gepaard gaan met hogere uitgaven, onder meer als gevolg van de vermeende lagere efficiëntie van de openbare sector. Zijn empirische resultaten, die zijn stelling leken te bevestigen, werden later echter zowel op theoretische als empirische gronden aangevochten (Culyer, 1989). Gerdtham et al. (1992) gebruiken "fee-for-service" en "budget cap" dummy variabelen om de effecten van het financieringsmechanisme (zoals de "openheid" van het systeem, d.i. de mate waarin er budgetbeperkingen gelden) te capteren en vinden inderdaad een significant positief effect voor de eerste dummy.

Het grotere aantal observaties bij panelstudies laat toe de effecten van institutionele variabelen in meer detail te bestuderen. Dit was het opzet van het onderzoek van Gerdtham et al. (1998), waarin de verschillen tussen landen met betrekking tot de financieringsmechanismen en de mechanismen om de uitgaven (-groei) te beperken, worden gemeten door de volgende variabelen (het effect op de uitgaven wordt aangegeven met + of -, en met "0" wanneer er geen significant effect wordt gevonden):

- het percentage van de uitgaven dat door de ziekteverzekering wordt terugbetaald (-, maar niet robuust in alternatieve specificaties)
- het aandeel van de uitgaven voor gehospitaliseerde patiënten in het totaal van de uitgaven (+)
- het percentage van de "publieke" ziekenhuisbedden in het totaal (-, maar niet robuust)
- het percentage van de bevolking dat door de publieke zorgverzekering wordt gedekt (-, maar niet robuust)
- de interactie van het aantal artsen met een "fee-for-service" dummy variabele (+)
- dummy variabelen voor: publiek terugbetalingssysteem, budgetgrenzen in de ambulante sector en de ziekenhuissector (0), "gatekeeping" (het feit dat patiënten zich eerst moeten aanbieden bij de huisarts, die dan kan beslissen of er moet doorverwezen worden) (-), onmiddellijke betaling van voorschot door de patiënt (-), "capitation" (financiering per patiënt i.p.v. per prestatie) (-), "wage and salary" (vergoeding d.m.v. een wedde i.p.v. per prestatie) (0) en "overbilling" (wanneer er geen tariefafspraken gelden) (0).

In landen die grondige structuurhervormingen hebben doorgevoerd kan men ook de effecten daarvan proberen te analyseren aan de hand van nationale tijdreeksgegevens. Een voorbeeld hiervan vormen de Verenigde Staten, waar men de laatste twee decennia gepoogd heeft de uitgaven onder controle te krijgen door de introductie van "managed care" in geïntegreerde systemen (de "Health Maintenance Organizations"). Murthy en Okunade (2000) introduceren

een "HMO enrollment" variabele in hun model, die inderdaad het verwachte negatieve effect heeft op de uitgaven[25]. Ook het aandeel van de publieke sector in de totale gezondheidsuitgaven in de VS vertoont voldoende variatie om als verklarende variabele in een tijdreeksmodel opgenomen te worden. In de studie van Murthy en Ukpolo (1994) heeft deze variabele, zoals verwacht [26], een positief effect op de reële uitgaven. Ook Hansen en King (1996) gebruiken deze variabele, maar rapporteren geen schattingsresultaten.

Nationale gegevens zijn echter vooral relevant om de gevolgen van wijzigingen in specifieke beleidsparameters in te schatten. We denken dan aan de gevolgen van wijzigingen in aanbodprijzen, wijzigingen in remgelden of wijzigingen in de richting van prospectieve financiering van artsen en ziekenhuizen. De literatuur hierover is zeer uitgebreid en meestal niet specifiek gericht op een analyse van de globale uitgaven voor gezondheidszorg. We zullen ons in deze subsectie dan ook beperken tot enkele recente analyses voor België. Wijzigingen in de remgelden werden reeds in afdeling 4.2.2 besproken. Een andere belangrijke beleidswijziging in België gedurende de laatste decennia is de trend naar toenemende *prospectieve financiering van de ziekenhuizen.* De analyse van de gevolgen hiervan vereist eveneens een ernstige studie. Meer bepaald kan de globale vermindering van het aantal ligdagen per patiënt in dezelfde periode niet zomaar toegeschreven worden aan de beleidswijziging. Deze dalende tendens doet zich namelijk voor in praktisch alle Europese landen en is dan ook waarschijnlijk vooral te wijten aan technologische wijzigingen en aan een veranderende consensus over de meest adequate behandelingswijze. Om het effect van de invoering van prospectieve financiering te kunnen inschatten, moet dus voor dit trendeffect worden gecorrigeerd. Een interessante poging in dit verband is die van Perelman (2005): hij vindt als resultaat dat de invoering van prospectieve financiering inderdaad tot een vermindering van het aantal ligdagen heeft geleid. Het effect is echter redelijk beperkt: aan de dalende trend van -4.15% per jaar wordt slechts een additioneel effect van -1.49% toegevoegd. Ook hier valt bovendien opnieuw de grote heterogeniteit op in de reacties van de verschillende ziekenhuizen. Het kritiekloze gebruik van geaggregeerde gegevens kan daarom tot misleidende resultaten leiden. Micro- en macro-informatie moeten zorgvuldig op elkaar worden afgestemd.

4.4. SUPPLY-INDUCED DEMAND

De hypothese van "supply induced demand" is hoofdzakelijk in micro-economische studies onderzocht. In de macro-economische literatuur worden zelden aanbod-proxies opgenomen. In twee Amerikaanse studies waarin dit wel het geval is, stelt men merkwaardig genoeg vast dat het effect van de aanbodsvariabele (het aantal artsen in het totaal van de populatie) negatief is (Murthy en Ukpolo, 1994, en Murthy en Okunade, 2000). De auteurs concluderen dat er geen sprake is van SID in de VS, en verklaren het negatieve teken als volgt: aangezien de vraag naar gezondheidszorg prijsinelastisch is, zal een toename van het aanbod leiden tot een daling van de totale bestedingen. Dit is inderdaad in principe mogelijk wat de totale nominale uitgaven betreft, maar het verklaart niet waarom er een negatief effect wordt gevonden op de reële uitgaven (die tenslotte een volume-indicator zijn). In de studie van L'Horty et al. (1997) voor Frankrijk, waarin de "densité médicale" als SID-proxy wordt opgenomen, vinden de auteurs geen significant effect op de reële uitgaven.

Ondanks de inzichten die de theorie omtrent aanbodgeïnduceerde vraag verschaft, wordt de empirische literatuur geplaagd door tal van problemen. Ook de gedetailleerde microstudies kampen ermee. Het belangrijkste probleem betreft de meting van de aanbodinductie zelf. Het

---

[25] Volgens Fuchs (2000) heeft het invoeren van managed care in de V.S. in het begin van de jaren 90 enig succes gehad door het afromen van het zorgaanbod, maar was dit onvoldoende om een blijvende verlaging in de groei van zorguitgaven te bewerkstelligen. Eind jaren 90 had de groei in zorguitgaven zich reeds hersteld tot op het oude niveau. Het invoeren van "managed care" lijkt dus slechts een éénmalig effect opgeleverd te hebben.

[26] De auteurs baseren zich op de argumentatie van Leu (1986).

zorgaanbod wordt gewoonlijk gemeten in termen van *capaciteitsvariabelen*[27], zoals bijv. de medische densiteit (het aantal artsen ten opzichte van de totale bevolking). Het "inducement"-effect treedt dan bij veronderstelling op als gevolg van *excescapaciteit*, waardoor *extra vraag* wordt gecreëerd (ceteris paribus, dus bij constante overige vraagdeterminanten). Dit effect kan geïnterpreteerd worden als een door het aanbod veroorzaakte *verschuiving* van de vraagfunctie. Het is echter niet duidelijk of, wanneer een dergelijk positief verband wordt geobserveerd, dit noodzakelijk wijst op "excessieve" vraag (dus op een hoger vraagvolume dan wat tot stand zou komen wanneer de patiënten volledig geïnformeerd zouden zijn). Het is immers mogelijk dat de verschuiving van de vraagcurve "autonoom" is (dus het gevolg van andere oorzaken dan aanbodinductie). Een toename van het aantal artsen kan bijvoorbeeld de vraag naar zorg doen toenemen, als gevolg van de verhoogde toegankelijkheid of bereikbaarheid ervan (Gerdtham et al., 1992).

Er zijn bovendien andere situaties denkbaar die tot een positief verband tussen vraag- en aanbodvolume kunnen leiden. Een eerste mogelijkheid doet zich voor in een medische markt met flexibele prijzen. In een dergelijke markt zal een toename van het aanbod leiden tot een prijsdaling, die op haar beurt additionele vraag creëert. Dergelijke vraaginductie is het gevolg van een zuiver prijseffect, en niet van beïnvloeding van de patiënt door de zorgverstrekker (het betreft met andere woorden een beweging *langs* de vraagcurve).

Een tweede mogelijkheid betreft de causaliteit tussen vraag en aanbod. In het voorgaande werd impliciet verondersteld dat het overaanbod exogeen is, terwijl het natuurlijk in principe mogelijk is dat de toenemende vraag aan de stijging van het aanbod voorafgaat (en deze stijging veroorzaakt). Dit schept een situatie waarbij de vraag (bij de geldende prijs) reeds latent aanwezig is, maar door het aanbod wordt beperkt. De capaciteit werkt dan als een *restrictie op de vraag*. Wanneer de prijzen niet (volmaakt) flexibel zijn, kan dergelijk vraagoverschot op termijn leiden tot uitbreiding van het aanbod (we zouden kunnen spreken van "demand-induced supply"). Hoewel dergelijke capaciteitsbeperkingen zonder twijfel belangrijk zijn in sommige landen (onder meer in het Verenigd Koninkrijk, waar de "National Health Service" worstelt met acute capaciteitsproblemen), wordt de capaciteit door de meeste onderzoekers toch eerder beschouwd als een "push-factor" dan als een beperking.

De discussie over het belang en de juiste interpretatie van "supply-induced demand" is absoluut nog niet afgesloten. De meeste auteurs aanvaarden dat het effect bestaat. Of het echter ook een determinerende rol speelt bij de verklaring van de uitgavengroei is minder duidelijk. Dit zou immers impliceren dat het effect is toegenomen doorheen de tijd. Hiervoor bestaat vooralsnog weinig evidentie. Dit betekent overigens niet dat er op bepaalde momenten geen specifieke effecten van aanbodinductie kunnen optreden. Zo zullen verstrekkers soms reageren op wijzigingen in prijzen en/of terugbetalingstarieven (Nguyen en Derrick, 1997). Voor de concrete analyse van beleidsmaatregelen mogen deze aanbodreacties niet zomaar verwaarloosd worden.

4.5. TECHNOLOGISCHE VOORUITGANG

De meeste gezondheidseconomen zijn van oordeel dat de technologische vooruitgang de belangrijkste drijvende kracht is achter de stijging van de uitgaven (Fuchs, 1996). Volgens Newhouse (1992)[28] is technologische vooruitgang zelfs verantwoordelijk voor ruim de helft van de toename van de gezondheidsuitgaven in de naoorlogse periode. Hij komt tot deze conclusie door van de groei van de uitgaven de groei van de overige determinanten af te trekken (demografische groei, inkomensgroei, enz.), en het residu te beschouwen als de uitgavengroei die wordt verklaard door technologische vooruitgang. Deze benadering is een toepassing van de

[27] Hiermee bedoelt men zowel de capaciteit van *instellingen* (bijvoorbeeld het aantal bedden, het aantal medisch-technische diensten en het aantal klinische diensten in een ziekenhuis) als de beschikbaarheid van *individuele zorgverstrekkers* en van (verplegend, verzorgend, paramedisch) *personeel*.
[28] Zie ook OESO (1995); Jones (2002).

methode van Solow om het effect van technologische vooruitgang te meten in de context van macro-economische groeitheorie. Het spreekt echter vanzelf dat het residu in principe ook andere factoren dan de technologische vooruitgang kan opnemen. Meer gedetailleerde studies zijn dan ook noodzakelijk om het effect van de technologische wijzigingen adequaat in kaart te brengen.

We hebben er in afdeling 2.2 reeds op gewezen dat technologische vooruitgang zowel uitgavenverhogend als uitgavenverlagend kan zijn, en dat meetproblemen betreffende de kwaliteit van de output hier een belangrijke rol spelen. In het empirisch onderzoek komt daar nog de moeilijkheid bij van het meten van de technische vooruitgang zelf, of van het vinden van proxy-variabelen die er een betrouwbare weerspiegeling van zijn. Het ontbreken van geschikte indicatoren verklaart dan ook de afwezigheid van technologische factoren in de internationale cross-sectie studies. In dergelijke studies zou men immers maatstaven moeten vinden die de *stand* van de medische technologie in de betreffende landen weergeven. Omdat dit zeer moeilijk is, heeft de literatuur zich geconcentreerd op het meten van het effect van medische technologische *evolutie* op de reële uitgaven. Dit kan slechts gebeuren met tijdreeksgegevens.

Ook hier zijn er echter grote meetproblemen. Vele auteurs hebben, bij gebrek aan betere maatstaven, een (gewoonlijk lineaire) trendvariabele in hun model opgenomen. Een positieve geschatte trendcoëfficiënt wordt daarbij beschouwd als de empirische bevestiging van de hypothese dat de vooruitgang van de medische techniek kostenverhogend werkt. Zoals Roberts (1999) terecht opmerkt, zal de trendvariabele echter het effect van allerlei andere niet-geobserveerde variabelen capteren, met als gevolg dat de geschatte coëfficiënt bezwaarlijk als een "technologie-effect" kan geïnterpreteerd worden. Bovendien is de trend onvermijdelijk sterk gecorreleerd met andere niet-stationaire variabelen in het model, met als gevolg multicollineariteit en vermenging van effecten.

De schattingsresultaten voor deze modellen zijn dan ook alles behalve robuust ten aanzien van de inclusie van een trendvariabele. L'Horty et al. (1997) bijvoorbeeld vinden erg verschillende waarden voor de inkomens- en prijselasticiteiten, afhankelijk van de inclusie van een trend. Bovendien rapporteren zowel Blomqvist en Carter (1997) als Herwartz en Theilen (2003) negatieve geschatte trendcoëfficiënten voor sommige landen, waaronder België. Hoewel de door Herwartz en Theilen geschatte coëfficiënt voor België slechts op het 10% significantieniveau verschilt van nul, geven deze resultaten opnieuw aan dat de trendvariabele allerlei effecten kan capteren. Het lijkt in elk geval onwaarschijnlijk dat de medische technologische vooruitgang de reële gezondheidsuitgaven in bijna de helft van de OESO-landen heeft doen afnemen.

Enkele auteurs hebben getracht betere indicatoren te gebruiken om het effect van technologische vooruitgang te meten. Hoe rudimentair deze benaderingen ook mogen zijn, ze lijken beter geschikt als indicatoren van technologische vooruitgang dan de gebruikelijke trendvariabelen. Gerdtham et al. (1998) benaderen de technologische vooruitgang door middel van het aantal nierdialysebehandelingen in het totaal van de populatie. Ze gaan daarbij uit van de veronderstelling dat de incidentie van nierinsufficiëntie in de populatie min of meer constant blijft in de tijd, waardoor de toename van de dialyses kan geïnterpreteerd worden als een indicator van de medische vooruitgang. Zij vinden echter geen significant effect. Mahieu (2000) gaat nog een stap verder, en construeert een index van technologische vooruitgang op basis van vier indicatoren: het percentage nierdialyses, harttransplantaties, scanners en MRI-scanners. Hij vindt een sterk positief verband met de reële uitgaven. De technologievariabele blijkt ook een aanzienlijk deel van het (schijnbare) inkomenseffect over te nemen: wanneer ze wordt weggelaten, blijft de determinatiecoëfficiënt nagenoeg ongewijzigd, maar stijgt de geschatte inkomenselasticiteit van 0.9 tot 1.4.

L'Horty et al. (1997) en Mahieu (2000) gebruiken de uitgaven aan therapeutische apparaten in verhouding tot het aantal artsen of ziekenhuisbedden en vinden een positief verband met de reële uitgaven. In beide studies wordt echter benadrukt dat ook deze indicator slechts een zeer

rudimentaire maatstaf is voor technologische vooruitgang. In het beste geval is het een maatstaf voor de technologische evolutie in een specifieke medische sector (therapeutische apparaten zijn brillen, hoorapparaten, enz.), die niet noodzakelijk gelijke tred houdt met de vooruitgang in andere sectoren (zoals de behandeling van hart- en vaatziekten, medische beeldvorming, enz.). Bovendien houdt deze indicator geen rekening met de wetenschappelijke vooruitgang die zich niet vertaalt in nieuwe technologische investeringen (bijv. in de psychiatrie). De meting kan tot slot inadequaat zijn: het kan zijn dat het aantal ziekenhuisbedden daalt (met een stijgende bezettingsgraad), maar dat het uitgavenvolume van apparaten gelijk blijft. In dit geval stijgt de indicator voor technologische vooruitgang, terwijl deze stijging in werkelijkheid slechts een rationalisatie van het zorgaanbod weerspiegelt. Het risico op meetfouten blijft bestaan als men het aantal behandelde gevallen voor een pathologie op de totale bevolking als indicator voor technologische vooruitgang neemt: een groei kan evenzeer aan de vraag (inkomenseffect, hoger terugbetalingsbedrag, "supplier induced demand") te wijten zijn als aan het aanbod (technologische vooruitgang).

Moïse (2003) onderzoekt onder meer de relatie tussen het aantal gezondheidszorgfaciliteiten (zoals katheterisatie-laboratoria, radiotherapiemachines,…) en de gezondheidszorguitgaven per capita in een aantal OESO-landen en vindt slechts een zwak verband. Andere OESO-gegevens (van de 'Ageing-Related Diseases'-studie) suggereren daarentegen een sterke positieve relatie tussen het gebruik van revascularisatieprocedures (ballondilatatie en bypassoperatie) en de gezondheidszorguitgaven per capita in enkele OESO-landen.

Een methodologisch zeer verschillende benadering wordt gevolgd door Jones (2002). Deze auteur vertrekt van een micro-economisch onderbouwd dynamisch algemeen evenwichtsmodel, waarbij de numerieke waarden van de parameters worden ingevuld op basis van plausibele waarden uit de literatuur. Het model is opgebouwd rond de volgende veronderstellingen:

- Gezondheidsproblemen worden gerangschikt van weinig ernstig tot zeer ernstig, waarbij de levensverwachting afneemt met de ernst van de aandoening;
- De stand van de medische technologie maakt het mogelijk aandoeningen te behandelen tot een bepaald niveau, met toenemende kosten in functie van de ernst van de aandoening;
- Medische technologische vooruitgang verschuift elke periode de grens van de behandelbare gevallen. De hoge kosten van de nieuwe technologie veroorzaken een opwaartse druk op de totale uitgaven. Naarmate de behandeling echter langer bestaat, wordt ze opnieuw goedkoper, als gevolg van efficiëntere toepassing (schaalvergroting, leereffecten, ...);
- Per constructie zijn de medische kosten het hoogst in het laatste levensjaar, en nemen ze exponentieel af met toenemende levensverwachting (m.a.w. naarmate een subject verder van zijn of haar laatste levensjaar verwijderd is);
- De medische kosten worden persoonlijk gefinancierd tot ze een bepaalde fractie van het inkomen bereiken. De kosten boven dit bedrag worden terugbetaald door de ziekteverzekering, die wordt gefinancierd door een belasting op het inkomen. In de basisvariant van het model wordt de belastingvoet endogeen bepaald zodat iedereen de maximale (technologisch mogelijke) behandeling krijgt.

Dit model is, ondanks de sterk vereenvoudigende veronderstellingen die de auteur maakt om het analytisch beheersbaar te houden, erg interessant. Het combineert het effect van medische technologische vooruitgang met stijgende levensverwachting en de toenemende kosten in de laatste levensjaren. Het model is in staat de "stylized facts" van de historische exponentiële groei van de medische uitgaven te verklaren (of toch tenminste te reproduceren). Uit de simulaties blijkt dat deze toename van de kosten in theorie quasi onbeperkt kan blijven doorgaan, tenzij de maatschappelijke betalingsbereidheid de financiering ervan beperkt.

De resultaten van deze macrostudies bevestigen dus grotendeels de opvatting dat de technologische vooruitgang een belangrijke verklaringsfactor vormt voor de groei van de uitgaven. Om die groei te voorspellen en desgevallend beter beheersbaar te maken is het dan ook vereist een inzicht op te bouwen in de drijvende krachten achter deze technologische vooruitgang. Dit blijkt echter een zeer moeilijke opgave te zijn. Studies op macroniveau botsen hier onmiddellijk op hun beperkingen. Dat is gemakkelijk te begrijpen. Naargelang de pathologie of het ziektebeeld neemt technologie een andere vorm aan. Technologie leent zich dan ook moeilijk voor aggregatie. Kwantificering van het gebruik van specifieke technologieën voor welbepaalde aandoeningen en de kosten gerelateerd aan dit gebruik en aan deze aandoeningen kunnen aan dit probleem tegemoet komen. Recent gaan onderzoekers dan ook het effect van technologische veranderingen na op microniveau. Deze microstudies spitsen zich toe op specifieke ziektes. Om hoofdzakelijk methodologische redenen is hierbij veel aandacht uitgegaan naar de behandeling van patiënten die met een hartaanval gehospitaliseerd werden. Een hartaanval is een eenduidig omschreven klinische toestand. In alle ontwikkelde landen is het een veel voorkomende en ernstige aandoening. Ziekenhuisdata geven een vrij volledig beeld van de behandeling van hartinfarcten en behoren tot de meest betrouwbare bestaande gegevens in vele landen. Bovendien bieden de vele innovaties in de behandeling van hartaanvallen gedurende de voorbije jaren de mogelijkheid om veranderingen in technologie over verschillende landen en hun gevolgen te bestuderen. Hoewel het merendeel van deze studies zich beperkt tot de Verenigde Staten[29], zijn er de laatste jaren toch ook enkele gestructureerde pogingen geweest tot internationale vergelijking. Sommige van deze studies hadden als expliciete doelstelling het onderzoek van de kosten-effectiviteit van nieuwe technieken. Wij concentreren ons hier echter vooral op die aspecten die bijdragen tot een verklaring van de (groei van de) uitgaven.

Ook deze microstudies kampen met moeilijke methodologische problemen. Om de effecten van de technologische ontwikkelingen op zich af te zonderen moet bij de analyse van de individuele gegevens gecorrigeerd worden voor niet-waarneembare heterogeniteit tussen patiënten en ziekenhuizen. Niet-waarneembare heterogeniteit tussen patiënten kan zich voordoen als bv. patiënten die één behandeling ondergaan gezonder zijn in onobserveerbare dimensies dan patiënten die een andere behandeling ondergaan. Daarnaast blijken de (vaak onobserveerbare) technologische en economische mogelijkheden van een ziekenhuis een grote impact te hebben op de behandelingskeuze. In de gesofistikeerde studie van McClellan en Newhouse (1997) wordt zorgvuldig met deze verschillende elementen rekening gehouden. De auteurs schatten het marginale kosteffect van intensieve procedures in de zorg voor bejaarden die lijden aan een hartinfarct. Vooral de niet-waarneembare heterogeniteit tussen ziekenhuizen blijkt een reëel probleem te zijn. Uiteindelijk komen de auteurs tot het besluit dat katheterisatie en bijhorende revascularisatieprocedures leiden tot een kostenstijging van 5.300$ (in $ van 1987) na één jaar.

Andere studies analyseren individuele gegevens op een minder gesofistikeerde wijze. Op basis van gegevens van alle oudere Medicare-rechthebbenden lijdend aan een nieuw hartinfarct tussen 1984 en 1991 vinden Cutler, McClellan en Newhouse (1999) dat de kosten van hartinfarctzorg per capita in reële termen jaarlijks met 4% stegen. De kost per hartaanval steeg sneller dan de totale hartaanvalkosten. Prijsstijgingen van de behandelingen lijken de uitgavengroei niet te verklaren. Er deed zich vooral een grote stijging voor in het gebruik van intensievere therapieën over de jaren heen. Het gebruik van hartkatheterisatie, bypassoperatie (CABG) en ballondilatatie (PTCA) steeg respectievelijk van 10%, 5% en 1% in 1984 tot meer dan 40%, 15% en 15% in 1991. Meer recent observeren Cutler en McClellan (2001) in de zorg voor hartinfarcten in de Medicare-data van 1984 tot 1998 een gemiddelde jaarlijkse groei in uitgaven per hartaanvalpatiënt van 4.2%. Bijna de helft van de koststijging (45%) komt voort uit het toenemend gebruik van intensievere technologieën. Stijgende prijzen per behandeling verklaren ten hoogste 33%. In hun zoektocht naar een empirische test[30] van een beter geschikte prijsindex voor de gezondheidszorg liggen de

[29] Door de sterk verschillende situatie van de Verenigde Staten ten opzichte van België, zowel qua niveau van de gezondheidszorguitgaven als op het vlak van het gezondheidszorgsysteem, kunnen de conclusies van deze studies niet zonder meer veralgemeend worden naar de Belgische situatie.

[30] Gebruikmakende van Medicare-gegevens en data m.b.t. patiënten behandeld voor een hartinfarct in een groot ziekenhuis (met een onderwijsopdracht) in de V.S..

bevindingen van Cutler, McClellan, Newhouse en Remler (1998) eveneens in dezelfde lijn. De groei in medische uitgaven spruit voornamelijk voort uit een stijgend gebruik en betere kwaliteit van medische zorg en niet uit eenheidsprijsinflatie.

Bij dit alles moet echter ook worden benadrukt dat aan het proces van technologische vooruitgang ook kostenverlagende effecten verbonden zijn. Een regressieanalyse uitgevoerd op de provinciegegevens van de staat New York door Cutler en Huckman (2003) toont dat rond 2000 tussen 25% en 35% van de additionele PTCA-procedures in de plaats kwamen van bypass-operaties. Alhoewel het stijgend gebruik van PTCA-behandelingen de totale kost de hoogte in joeg, was deze stijging tussen 1989-1991 en 1998-2000 ongeveer 10 à 20% kleiner door de substitutie van het duurdere CABG door PTCA. De auteurs concluderen dat, langs de kostenzijde, technologie stijgende uitgaven met zich meebrengt. Deze stijging verloopt eerst snel door de toenemende behandeling van patiënten die voordien niet behandeld werden en vertraagt daarna door de toenemende substitutie voor bestaande duurdere alternatieven.

Gelijkaardige bevindingen worden ook gerapporteerd door Ho (2000), die op basis van gegevens op ziekenhuisniveau m.b.t. patiënten die PTCA ondergingen in Californië tussen 1984 en 1996, aanwijzingen vindt voor schaal- of leereffecten op de PTCA-behandelingskost per patiënt. Stijgingen in het jaarlijkse PTCA-volume gaan bovendien gepaard met een dalende kans op een CABG-operatie. Ballondilatatie lijkt de bypass-operaties te vervangen. Kwaliteits- of efficiëntieverbeteringen en technologische verandering[31] blijken geen significant effect uit te oefenen op de ballondilatatie-kost per patiënt. Het toenemend gebruik van de nieuwe 'stent'-technologie lijkt de gemiddelde kost per patiënt te laten stijgen, maar aangezien dit gepaard gaat met lager gebruik van de duurdere bypass-operatie is ook hier het globale kosteneffect van de introductie van deze technologie niet zonder meer duidelijk.

Tenslotte is het –vooral in het licht van de vraagstelling in afdeling 4.1.3- interessant te wijzen op enkele studies die ingaan op het leeftijdsprofiel van het veranderend gebruik van technologie. Dozet, Lyttkens en Nystedt (2002) besluiten met Zweedse data dat technologiediffusie vooral een groot effect kan hebben op de per capita gezondheidszorguitgaven van de oudsten. Ondanks de vele beperkingen van hun data schatten zij dat de uitgavenstijging, gerelateerd aan de diffusie van CABG, voor de leeftijdsgroep van 75 tot 84 in 1994 1.5 à 2.1% van de totale per capita uitgaven voor haar rekening neemt. Dezelfde stijging voor de leeftijdsgroep 50 tot 54 vertegenwoordigt slechts een tiende hiervan.

Op basis van de gegevens van de 'Aging-Related Diseases' (ARD) OESO-studie concluderen Moïse en Jacobzone (2003) dat ondanks de hogere incidentie van hartaanvallen bij, en de hogere opnamegraad in ziekenhuizen van oudere hartinfarctpatiënten, zij minder onderworpen worden aan intensieve behandelingen dan jongere patiënten in verschillende OESO-landen[32]. Jacobzone (2002) ondersteunt deze bevindingen, maar bemerkt tevens een inhaalbeweging in het gebruik van bypass-operaties bij oudere patiënten in de jaren negentig. Ook Moïse's (2003) resultaten wijzen in de richting van een uitbreiding van het toepassingsgebied van intensieve technologieën naar oudere personen in de jaren negentig. In verschillende OESO-landen is de groei in het aandeel mannelijke hartinfarctlijders dat een PTCA ondergaat significant groter bij patiënten tussen 75 en 79 jaar oud dan die bij patiënten tussen 40 en 64 jaar oud.

Tot nu toe hebben we ons uitsluitend gericht op studies binnen één land (en dan nog bijna uitsluitend op studies uit de V.S.). Ook internationale vergelijkingen kunnen nochtans zeer interessante inzichten opleveren. Hiertoe werd recent het 'Technological Change in Health Care (TECH) Global Research Network' opgericht (McClellan en Kessler, 2002), bestaande uit 18

---

[31] Opgenomen via jaardummies in de analyse.

[32] Dit is niet noodzakelijk zo voor andere technologieën of pathologieën zoals mastectomie bij borstkanker of CT-scanning bij spraakstoornissen ('stroke') (Moïse en Jacobzone, 2003).

multidisciplinaire onderzoekteams in 15 landen (België, Canada, Denemarken, Finland, Frankrijk, Israël, Italië, Japan, Oostenrijk, Taiwan, het Verenigd Koninkrijk, de Verenigde Staten, Zuid Korea, Zweden en Zwitserland). Het TECH netwerk gaat voor een welbepaalde patiëntenpopulatie (op microniveau) de verschillen in technologische verandering na tussen landen. Om de redenen die hoger reeds werden aangehaald, gaat ook in dit netwerk de initiële aandacht uit naar patiënten met een hartaanval die gehospitaliseerd werden in de jaren '90 (TECH, 2001). Via een gestandaardiseerde procedure[33] zoeken de TECH onderzoekers de beste microdata beschikbaar in hun land omtrent het gebruik van bepaalde technologieën. Deze gegevens dienen zo veel mogelijk representatief te zijn voor het land in zijn geheel. De meeste landen beschikken over longitudinale patiëntgegevens, waardoor niet enkel de initiële opname maar ook latere opnames, behandelingen en uitkomsten van een bepaalde patiënt gekend zijn. Een trendvergelijking stelt de onderzoekers bovendien in staat te controleren voor de genetische, culturele, sociale en andere invloedrijke verschillen tussen landen op het voorkomen en de behandeling van ziektes op een gegeven ogenblik (TECH, 2001).

Drie categorieën van technologische verandering worden onderscheiden: veranderingen in hoogtechnologische of intensieve zorg, in laagtechnologische of niet-intensieve zorg en veranderingen in de geschiktheid of expertise van medische zorg (McClellan en Kessler, 2002). Hoogtechnologische zorg wordt gedefinieerd als zorg met hoge initiële vaste kosten of hoge marginale kosten bij gebruik. Hartkatheterisatie, ballondilatatie (PTCA), bypass operaties (CABG) en primaire angioplastiek maken deel uit van de intensieve procedures of hoogtechnologische zorg van hartaanvallen. Laagtechnologische zorg daarentegen brengt slechts lage vaste en marginale kosten met zich mee. Aspirines en beta-blockers worden gezien als laagtechnologische zorg voor een hartinfarct. Vele technologieën bevinden zich tussen deze twee categorieën in en kunnen niet eenduidig in één categorie ondergebracht worden. Gepatenteerde geneesmiddelen of geneesmiddelen die hoogtechnologische behandelingen aanvullen zijn daar een voorbeeld van. Het derde aspect van technologische verandering, de geschiktheid van de zorg of de verandering in expertise, krijgt omwille van het ontbreken van gedetailleerde medische tijdreeksen, in het onderzoek nauwelijks aandacht.

Het TECH Research Network komt tot volgende bevindingen m.b.t. de technologische verandering in de zorg voor hartaanvallen (McClellan en Kessler, 2002 en TECH, 2001):

- Ondanks duidelijke verschillen in de financiële en wetgevende prikkels voor technologische veranderingen, stijgt het gebruik van zowel hoog-technologische als laag-technologische hartaanvalbehandelingen in nagenoeg alle landen.
- Op basis van de patiëntgebonden longitudinale gegevens, die meerdere hospitalisaties overspannen, concluderen de TECH onderzoekers (2001) dat de behandeling van hartaanvallen over de hele wereld veel intensiever is geworden. De technologische verandering verloopt in de verschillende landen echter op een verschillende wijze. Vooral de patronen in technologische verandering m.b.t. hoog-technologische behandelingen verschillen sterk. Op basis van gegevens m.b.t. het gebruik van de hoogtechnologische procedures hartkatheterisatie, CABG, PTCA en primaire angioplastiek tussen 1989 en 1998[34] onderscheiden ze drie verschillende paden. Het eerste pad, dat van de Verenigde Staten, wordt gekenmerkt door een vroege start en snelle opkomst van hoogtechnologische vernieuwing. Het tweede pad kent een latere start, maar relatief snelle groei van intensieve procedures. Canada, Australië en Israël lijken dit pad te volgen. Finland, Denemarken en het Verenigd Koninkrijk vertonen een derde tendens van hoogtechnologische vernieuwing, gekenmerkt door een late start en trage groei. Deze verschillen in intensiteit en opkomst van intensieve

[33] Op basis van een protocol met o.a. gestandaardiseerde definities voor cohorten en variabelen en populatiegewichten werden de gegevensinzameling en microanalyse consistent uitgevoerd over de verschillende deelnemende landen. Selectie gebeurde op basis van ICD-9 code 410.xx of de corresponderende ICD-10 of nationale code voor een hartinfarct.

[34] Niet voor alle landen zijn gegevens beschikbaar voor de volledige periode 1989-1998, maar alle gegevens vallen wel binnen dit tijdsinterval.

behandelingen manifesteren zich bovendien het meest in de behandeling van de oudste hartaanvallijders in de verschillende landen. Deze bevindingen worden ook ondersteund door de ontslaggegevens van initiële hospitalisaties van hartlijders (de niet-longitudinale gegevens), die voor meer landen beschikbaar zijn. De Verenigde Staten en Israël behoren tot de groep van vroege starters met snelle groei. De aanvang van het gebruik en de verspreiding van hoogtechnologische behandelingen in Frankrijk en Japan kan niet achterhaald worden op basis van de dataset[35], maar de snelle groei is evident. Na een latere start kennen ook Australië, België, Canada, Italië, Singapore, Taiwan en Zwitserland een snelle groei in het gebruik van intensieve hartbehandelingsprocedures. De derde groep landen, Finland, Noorwegen en het Verenigd Koninkrijk (Engeland en Schotland), wendt weinig hoogtechnologische procedures aan en de groei in deze sector is slechts gematigd.

- Systematische verschillen in het gebruik van laagtechnologische behandelingen komen niet tot uiting. Deze stelling kan door de niet-beschikbaarheid van kwantitatieve gegevens voor grote, representatieve segmenten van de bevolking enkel op basis van kwalitatief onderzoek gestaafd worden. In nagenoeg alle landen wordt een sterk stijgend verbruik van 'eenvoudige' geneesmiddelen zoals aspirines en beta-blockers waargenomen. Bovendien lijkt het gebruik van thrombolytica minder snel te groeien in landen waar intensieve behandelingen wijd verspreid zijn. Conditioneel op het gebruik van thrombolytica in deze landen, worden de duurdere varianten aangewend. De trends in geneesmiddelentherapieën zijn niet zo uitgesproken systematisch verschillend tussen de landen als deze in intensieve behandelingen.
- Aanbodprikkels bepalen sterk de trends in hoogtechnologische behandelingen, maar beïnvloeden minder deze in laagtechnologische behandelingen.
- De belangrijkste oorzaak van de medische uitgavengroei in de landen waar gedetailleerde informatie over het gebruik van middelen voor hartinfarctpatiënten voorhanden is, is technologische verandering. Dit blijkt bovendien een universeel fenomeen te zijn.
- Preliminair lijken trends van gezondheidseffecten tussen landen significant te verschillen. Deze trendverschillen zijn echter veel kleiner dan de trendverschillen in behandelingen.

Voor het Belgische luik van deze studie (Maes, De Coster, Closon en Perelman, in McClellan en Kessler (2002)) worden ziekenhuisgegevens van 1989 tot 1995 van het databestand van het Centre d'Etudes Interdisciplinaires en Economie de la Santé (CIES) gebruikt. De steekproef omvat gegevens van 11 van de 33 ziekenhuizen in België die hartoperatiecentra hebben en is bijgevolg niet representatief voor de Belgische situatie, omdat deze gegevens het gebruik van nieuwe technologieën in de algemene Belgische hartlijderspopulatie overschatten. De auteurs menen niettemin dat de tendensen in behandelingswijzen doorheen de tijd een beeld geven van de technologische veranderingen in de zorg voor hartfalen in België. Bovendien werden de microgegevens aangevuld met geaggregeerde informatie omtrent het totale aantal behandelingen van 1988 tot 1997.

De geaggregeerde data tonen een sterke stijging in het begin van de jaren negentig in het gebruik van intensieve, hoogtechnologische hartbehandelingswijzen in België. Bypassoperaties werden haast tweemaal zo vaak uitgevoerd (van iets minder dan 5.000 in 1988 tot bijna 10.000 in 1996), terwijl het gebruik van PTCA verdrievoudigde (van 5.500 in 1991 tot 14.000 in 1996). Deze sterke stijging kan niet verklaard worden door bevolkingswijzigingen of de prevalentie van hartziektes.

De microgegevens uit de CIES database maken het mogelijk deze algemene bevindingen op een interessante wijze te verfijnen. Zij bieden ook een beter inzicht in het verloop in het

[35] De representativiteit van de Franse en Japanse steekproef wordt immers in vraag gesteld.

leeftijdsprofiel van de uitgaven. De trends in katheterisatiegraad zijn relatief vlak, maar vertonen een duidelijke relatie met de leeftijd van de patiënt. Meer dan 80% van de behandelde hartinfarctlijders jonger dan 65 onderging katheterisatie, terwijl dit percentage slechts 30 bedroeg voor de patiënten ouder dan 75. Hartkatheterisatie was al wijdverspreid vóór 1989, maar steeg sterk tussen 1989 en 1995 voor de oudste patiënten (ouder dan 75): bij de mannen ging het percentage van 30% naar 40%, bij de vrouwen zelfs van 5% naar 25%. Deze inhaalbeweging van vrouwen ten opzichte van mannen in het gebruik van intensieve behandelingen is eveneens zichtbaar bij de jongere patiënten.

Tussen 1989 en 1995 steeg ook het gebruik van PTCA significant, zeker bij de jongere patiënten. De kans op ballondilatatie voor een hartinfarctpatiënt jonger dan 65 steeg begin jaren negentig bij de vrouwen van 20 tot 45% en bij de mannen van 28 tot 50%. De stijging voor patiënten ouder dan 75 jaar was in absolute termen minder hoog. De relatieve stijging in PTCA gebruik voor vrouwen in deze leeftijdscategorie evenaarde daarentegen deze in het gebruik van hartkatheterisatie. Ook hier werden verschillen in behandeling naargelang geslacht kleiner binnen dezelfde leeftijdsgroep, met de grootste veranderingen in de oudste leeftijdscategorieën. De trend in het gebruik van CABG of bypassoperaties is minder sterk. Niettemin steeg het gebruik bij de oudste leeftijdsgroep (ouder dan 75) van bijna nul in 1989-90 tot ongeveer 5 % in 1995. Het verschil in behandeling qua geslacht wordt ook hier kleiner doorheen de tijd. Het gebruik van primaire angioplastiek, PTCA binnen 24u na opname, steeg in België niet.

Zoals in de andere landen, zijn ook in België de veranderingen in laagtechnologische zorg minder uitgesproken. Terwijl de behandelingspercentages met thrombolytica niet sterk lijken te veranderen[36], is een dalend gebruik van beta-blockers en 'calcium channel blockers' merkbaar. Het geneesmiddelengebruik tegen verhoogde bloeddruk steeg daarentegen sterk en consistent van minder dan 20% in 1989 tot meer dan 40% in 1995.

Welke implicaties hebben deze tendensen gehad voor het verloop van de uitgaven? Een opvallende vaststelling is dat de technologische veranderingen in de zorg voor hartinfarcten in België niet gepaard gingen met een vermindering van de ligduur voor hartinfarctpatiënten[37]. De mediaan verblijfsduur bedraagt ongeveer 11 dagen, ongeacht leeftijd en geslacht. De mediaan reële kost per initiële hartinfarcthospitalisatie voor mannelijke patiënten tussen 65 en 74 jaar oud steeg met 13% van 1989 tot 1995[38]. Gegeven de intensieve behandeling veranderde de totale kost per patiënt echter weinig: plus 5% voor bypass-patiënten en min 2% voor ballondilatatie-patiënten. De stijgende uitgaven voor hartlijders zijn voornamelijk te wijten aan de stijgende kosten voor geneesmiddelen en implantaten (58%) en chirurgie- en anesthesiekosten (39%), die beide toegeschreven kunnen worden aan de stijgende graad van intensieve behandelingen. Deze kosten zijn immers een belangrijker onderdeel van de totale uitgaven van bypass- en ballondilatatiepatiënten dan van de patiënten die geen intensieve behandeling ondergingen. Een andere oorzaak van de stijgende uitgaven is het gebruik van het gepatenteerde geneesmiddel tPA (thrombolyticum). Ondanks het bovenvermelde stabiele percentage van thrombolytica-gebruik tussen 1998 en 1995, steeg de mediaan kost per patiënt van een thrombolyticumbehandeling van 435 U.S.$ tot 1.135 U.S.$.

---

[36] Deze ratio ligt hoger in ziekenhuizen zonder hartoperatiecentrum. Behandelingen met thrombolytica kunnen een substituut zijn voor hoogtechnologische therapieën zoals CABG en PTCA.

[37] Deze eerste resultaten voor België kunnen niet zonder meer worden veralgemeend. Uit een andere studie van de TECH-groep met betrekking tot de trends in het gebruik van ballondilatatie binnen 24u na het voorkomen van het hartinfarct ('primary percutaneous coronary intervention (PCI)') in Canada, Denemarken, Engeland, de VS en Zweden blijken patiënten die primaire PCI ondergingen minder lang in het ziekenhuis te verblijven. De gemiddelde verblijfsduur is 6,5 dagen in vergelijking met 7,9 dagen voor de patiënten die geen primaire PCI ondergingen. Deze verschillen blijven bestaan bij opvolging tot 90 dagen (10,8 versus 14,7 dagen) en één jaar (12,6 versus 17,4 dagen).

[38] Kosten werden omgerekend naar constante 1995 PPP U.S. dollars.

De microstudies die in deze afdeling werden samengevat, leveren ongetwijfeld belangrijke inzichten op. Even duidelijk is echter dat zij nog in het beginstadium zitten. Vele methodologische vragen blijven open. Patiënten zijn meestal niet gerandomiseerd en het resulterende probleem van interindividuele heterogeniteit spoort aan tot grote omzichtigheid bij de interpretatie van de resultaten. Het gebruik van pathologiegegevens (en dus behandelde patiënten) maakt het overigens ook zeer moeilijk om het effect van preventieve technologie op de gezondheidszorguitgaven in kaart te brengen.

Meer in het algemeen is het vooralsnog niet zeer duidelijk op welke wijze deze partiële microstudies in een bredere geaggregeerde aanpak kunnen worden geïntegreerd. In elk geval zal er ook hier een probleem van endogeniteit moeten worden aangepakt. Bij een regressieanalyse ter verklaring van de stijgende gezondheidszorguitgaven rijst immers de vraag of het stijgend gebruik van dure technologie de uitgaven voor gezondheidszorg doet stijgen dan wel of de stijgende uitgaven voor gezondheidszorg mogelijkheden genereren om duurdere technologie te implementeren. Toch lijkt dit micro-onderzoek naar technologische vooruitgang van het allergrootste belang. Als het waar is dat de technologische vooruitgang de belangrijkste drijvende kracht is achter de groei van de uitgaven, is het essentieel om een betere kijk te krijgen op processen van introductie en diffusie van innovaties. Enkel op die wijze kunnen werkzame beleidsinstrumenten worden ontwikkeld.

4.6. SOCIAAL-CULTURELE FACTOREN

Zoals werd aangetoond in de analyse van Cutler en Sheiner (1998) zijn sociaal-culturele trends van groot belang voor een voorspelling van de zorgkosten op langere termijn. Trends met betrekking tot eigen woningbezit, gezinssamenstelling (en het al dan niet voorkomen van meergeneratiehuishoudens) en vrijetijdsbesteding bepalen mede de vraag naar verschillende zorgvoorzieningen en dan vooral de vraag naar institutionele zorg. Hoger kwam reeds tot uiting dat het relatieve belang van institutionele zorg belangrijke effecten heeft voor de evolutie van de globale uitgaven.

In de macrobenaderingen is het vaak moeilijk om significante effecten te vinden voor deze sociaal-culturele factoren. Zo vinden Gerdtham et al. (1992) in hun internationale vergelijkende studie geen significant effect voor de participatiegraad van vrouwen op de arbeidsmarkt, waarvan nochtans kan verwacht worden dat grotere participatie de medische uitgaven opdrijft door een substitutie van informele zorg naar betaalde zorg.

Sociaal-culturele factoren worden wel opgenomen in het Nederlandse prognosemodel voor de periode 2003-2006 (CPB, 2001 en CPB, 1999), waarin voor verschillende zorgsectoren afzonderlijke verklaringsmodellen ontwikkeld worden. De gezinssamenstelling speelt een cruciale rol in de keuze tussen thuis blijven wonen met of zonder thuiszorg. Alleenstaanden hebben een grotere kans om beroep te doen op thuiszorg dan ouderen die samenwonen. In de volgende afdeling gaan we dieper in op dit gedesaggregeerde model.

5. GEDESAGGREGEERDE MODELLEN

In enkele studies worden de totale uitgaven gesplitst in (boekhoudkundige) categorieën, en wordt een apart model geschat per uitgavencategorie. Deze werkwijze biedt, in principe althans, het voordeel dat rekening kan worden gehouden met de heterogeniteit tussen de verschillende categorieën. Het lijkt inderdaad waarschijnlijk dat, bijvoorbeeld, het volume van de door huisartsen geleverde prestaties wordt verklaard door andere determinanten dan het volume van de geleverde diensten in rusthuizen. Bovendien kan men verwachten dat, zelfs wanneer dezelfde verklarende variabelen worden gebruikt, de elasticiteiten in de diverse submodellen zullen verschillen. Drie voorbeelden van gedesaggregeerde benaderingen worden opgenomen in afdeling 5.1. Een specifieke vorm van desaggregratie, die voorlopig nog in de kinderschoenen staat, maar in de toekomst wellicht belangrijker zal worden, is de uitsplitsing naar pathologiegroepen. Deze benadering wordt bondig geïntroduceerd in afdeling 5.2.

5.1. GEDESAGGREGEERDE MODELLEN VAN DE UITGAVEN

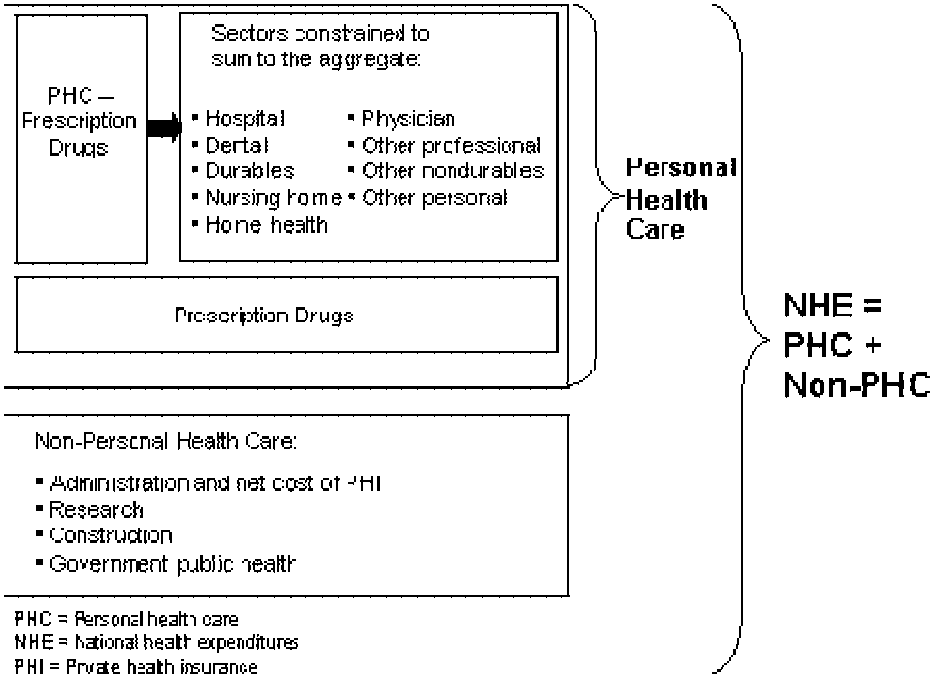
We bespreken achtereenvolgens het "National Health Expenditure"-model (NHE) voor de VS (dat wordt gebruikt voor de jaarlijkse "National Health Expenditures Forecast" (CMS, 2004), waarin de uitgaven worden geprojecteerd voor de volgende 10 jaar), het Belgische model van Carrin en van Dael (1991) en het Zorgmodel van het Nederlandse Centraal Planbureau (CPB/SCP, 1999). Dit laatste model vormt in menig opzicht een uitzondering op de gebruikelijke uitgavenmodellen, onder meer door de poging die werd ondernomen om expliciet te vertrekken van een theoretisch model gebaseerd op de hypothese van nutsmaximaliserend gedrag van vragers en aanbieders van zorg.

5.1.1. Het "National Health Expenditures" model (CMS, 2004)

Het NHE-model is een "top-down" uitgavenmodel, waarin de groei van de totale per capita uitgaven (de "private health care expenditures") wordt gemodelleerd in functie van de groei van het per capita inkomen, de relatieve prijs, en de groei van de publieke uitgaven per capita. De totale uitgaven worden vervolgens gesplitst in 10 uitgavencategorieën, die afzonderlijk gemodelleerd worden zoals het aggregaat. De projectie van deze uitgavenklassen wordt uitgevoerd onder de restrictie dat hun som gelijk is aan de totale (persoonlijke) uitgaven, exclusief de "prescription drugs" [39] en de "non-personal health care expenditures". Volgende figuur vat de gebruikte aggregaten samen (CMS, 2004):

[39] Deze categorie valt buiten de somrestrictie omdat de projecties ervan worden gebaseerd op "externe" resultaten. Met name het effect van veranderingen in de "out-of-pocket" prijs op de consumptie van voorgeschreven geneesmiddelen wordt "geïmputeerd", omdat er geen statistisch significante resultaten voor deze variabele werden gevonden bij de schatting van de vergelijking.

Figuur 3. De structuur van het "National Health Expenditure Model" (CMS, 2004)



De prijsindex van de geaggregeerde uitgaven is gedefinieerd als het gewogen gemiddelde van de sectoriële prijsindexen, waarbij de bestedingsaandelen als wegingscoëfficiënten werden gebruikt. Tabel 6 geeft een overzicht van de gewichten, en van de sectoriële prijsindexen. Zoals uit de tabel blijkt, zijn dit grotendeels deflatoren van de medische sectoren van de CPI (zie afdeling 3.1 voor een korte bespreking van de meetproblemen in dit verband) (CMS, 2004).

Tabel 6

De variabelen die ook in de geaggregeerde vergelijking voorkomen, worden in de vergelijkingen voor de sectoriële uitgaven aangevuld met specifieke determinanten voor de betreffende sector, en met dummy-variabelen die de effecten van bijzondere gebeurtenissen moeten opvangen. De inkomensvariabele wordt in sommige vergelijkingen met een vertraging opgenomen, die volgens de auteurs in grote mate samenhangt met het "out-of-pocket"-deel van de kost: hoe groter de eigen bijdrage aan de prijs, hoe korter de "lag" (omdat de consumenten dan sneller reageren op wijzigingen in hun inkomen). De eigenlijke schattingsresultaten worden in het rapport niet opgenomen. De gebruikte variabelen, en (het teken van) hun effect op de betreffende uitgavencategorie, worden gereproduceerd in tabel 7 (CMS, 2004). Deze resultaten bevestigen de a priori verwachtingen van een positieve inkomens- en een negatieve prijselasticiteit voor nagenoeg alle uitgavencategorieën.

Tabel 7

5.1.2. Het model van Carrin en van Dael (1991)

Het model van Carrin en van Dael is een model van de effectieve vraag naar medische zorg in België, opgesplitst naar verzekeringsstatuut (actieven en WIGW's), en gebaseerd op de uitgavencategorieën die door het RIZIV worden gehanteerd. Het model, geschat met jaarlijkse gegevens over de periode 1966-1980, specificeert vraagvergelijkingen voor de verstrekkingen van elf zorgcategorieën, die samen ongeveer 88% van de totale uitgaven uitmaken: algemene raadplegingen (zowel in de dokterskabinetten als thuisbezoeken); gespecialiseerde raadplegingen;

tandverzorging; prothesen; hospitalisatie; technisch-medische behandeling; speciale zorg (radiotherapie en X-stralen) en laboratoriumtesten, chirurgie en anesthesie, geneesmiddelen; fysiotherapie; en tot slot extramurale verpleging. De eerste drie daarvan, met name de consultaties bij huisartsen, specialisten en tandartsen, worden beschouwd als rechtstreekse vraag vanwege de patiënt (die dus zelf beslist de arts te consulteren), terwijl de overige categorieën worden gemodelleerd als een afgeleide vraag. Het verschil tussen beide vertaalt zich in de basisspecificatie van het te schatten model.

Het "consultatie"-model, dat wordt gebruikt voor de huisartsen (consultaties in de praktijk en huisbezoeken), kinderartsen, (overige) specialisten, tandartsen, en overige tandverzorging, heeft als basisvergelijking:

$$(20) \qquad \ln q_t^j = \alpha + \beta \ln\left(Y/P\right)_t + \sum_k \gamma_k \ln\left(P^j/P^k\right)_t$$

waarin

q^j = het vraagvolume per verzekerde voor de j-de zorgcategorie [40];

Y = het gemiddelde inkomen per verzekerde (het gemiddeld loon voor de actieven, en het gemiddeld pensioen voor weduwen, wezen en invaliden);

P = de index van de consumptieprijzen;

P^k = de prijsindex van de k-de zorgcategorie.

Deze basisvergelijking weerspiegelt de gebruikelijke determinanten van de (rechtstreekse) vraag naar gezondheidszorg, met het *beschikbare inkomen per verzekerde* (gedefleerd met de consumptieprijs) en een *relatieve prijsindex* (prijs van de gevraagde medische zorg gedeeld door de prijs van een substituut) in het rechterlid. De relatieve prijzen laten toe substitutie-effecten te meten tussen de beschouwde zorgcategorieën[41].

Naast inkomen en prijs spelen ook andere determinanten een rol bij de vraag naar deze medische zorgcategorieën: afhankelijk van de desbetreffende zorg worden de onafhankelijke variabelen van deze algemene gedragsvergelijking bijgevolg aangevuld met *aanbodfactoren*, *demografische factoren*, en een factor die de *klimaatvoorwaarden* weerspiegelt (algemeen geneesheren zullen in de winter meer geraadpleegd worden). Het SID-effect wordt gemodelleerd door middel van variabelen die de medische densiteit meten (het aantal artsen van de betreffende categorie ten opzichte van het totaal van de verzekerde populatie)[42]. Als demografische variabelen worden de verhoudingen van jongeren (jonger dan 15 jaar) en ouderen (tussen 40 en 60 jaar) ten opzichte van de totale bevolking (jonger dan 60 jaar) genomen[43].

De empirische resultaten bevestigen in het algemeen de a priori verwachtingen. Het reëel inkomen blijkt ook hier een belangrijke determinant van de consumptie bij de actieve uitkeringsgerechtigden, en dit vooral in de vergelijking voor algemene en gespecialiseerde

[40] Hoewel de auteurs het niet expliciet vermelden, gebruiken ze vermoedelijk het aantal prestaties als volume-indicator, en de gemiddelde kost per prestatie als prijsvariabele.

[41] Wat betreft de eerste zorgcategorie raadplegingen bijvoorbeeld kan er een substitutie-effect bestaan tussen een algemeen geneesheer en een specialist, of nog tussen de consultatie bij een geneesheer enerzijds en een thuisbezoek anderzijds. Een geval apart vormt de tandverzorging, waarbij men alle overige consumptie als substituut beschouwt.

[42] Verondersteld wordt dat hoge densiteitsratio's omwille van de terugbetaling per prestatie, m.a.w. omwille van een monetaire prikkel bij de arts, de aanbodgedreven vraag in de hand werken.

[43] De auteurs gebruiken het aandeel van de bevolkingsgroep tussen 40 en 60 jaar in hun model voor de actieve bevolking en schatten een andere vergelijking voor de WIGW's.

raadplegingen en tandverzorging. Het bepaalt in veel mindere mate de vraag naar medische verzorging bij de WIGW's, wellicht te wijten aan de lage gemiddelde prijs waartegen gezondheidszorg aan deze groep wordt aangeboden. De resultaten met betrekking tot de relatieve prijseffecten zijn minder overtuigend: een aantal coëfficiënten kon, als gevolg van multicollineariteit, niet geschat worden. De auteurs imputeren voor sommige van deze coëfficiënten een waarde, gebruik makend van een symmetrierestrictie op de kruiselingse prijselasticiteiten. De auteurs vinden enkel aanwijzingen voor SID in de vergelijkingen voor verstrekkingen door de kinderartsen en door tandartsen. De demografische variabelen oefenen een invloed uit op de consultaties door actieven bij algemeen geneesheren en specialisten, met een marginaal effect van de oudere bevolking dat minstens twee keer zo hoog ligt als dat van de jongeren. Het aantal jongeren beïnvloedt wel de thuisbezoeken. Demografie heeft geen significant effect in de vergelijking voor tandverzorging.

De consumptie van overige (specialistische) zorgcategorieën wordt, zoals gezegd, beschouwd als een afgeleide vraag, die eerder bepaald wordt door het voorschrijfgedrag van de artsen dan door de beslissingen van de patiënt. Als gevolg daarvan beschouwen de auteurs het gemiddeld inkomen niet langer als een determinant van de "vraag", maar vervangen ze deze variabele door de volume-indicatoren van de consultaties van artsen en specialisten, en van ligdagen in de ziekenhuizen (als proxy-variabelen van het voorschrijfgedrag). Enkel in de vergelijkingen van de ziekenhuisligdagen (één voor observatie en één voor chirurgische ingrepen) wordt het reële inkomen opgenomen. De auteurs verwachten een negatief inkomenseffect, omdat het inkomen hier naargelang de tijdswaardering van de patiënt als opportuniteitskost van het ziekenhuisverblijf geldt. Als prijsvariabele wordt, net als voor de tandzorg, de relatieve prijs beschouwd ten opzichte van de consumentenprijsindex.

De basisvergelijking voor deze groep krijgt volgende gedaante:

$$(21) \qquad \ln\left(q_t^i\right) = \alpha + \beta \ln q^g + \gamma \ln q^s + \delta \ln q^h + \varepsilon \ln\left(P^i \big/ P\right)$$

Ze wordt, in het geval van fysiotherapie, aangevuld met een SID-proxy en, bij chirurgie, labotesten en speciale zorg met een lineaire trend als proxy voor technologische vooruitgang. Bovendien spelen bij chirurgie de raadplegingen bij algemeen geneesheren geen rol meer. De vraagvergelijking naar anesthesie bevat naast een constante logischerwijze enkel de *vraag naar chirurgie*, vermits beide als complementaire vormen van zorgverlening kunnen beschouwd worden. Tot slot worden zowel de vraag naar geneesmiddelen als naar extramurale verzorging door het *aantal raadplegingen*, de vraag naar *hospitalisatie* en een *algemene prijselasticiteit* bepaald.

Hoewel de meeste van deze veronderstellingen plausibel zijn, kan men zich toch niet van de indruk ontdoen dat de specificatie van deze vergelijkingen een sterk "ad hoc" karakter heeft. Het is bijvoorbeeld niet a priori zeker dat het inkomen, ondanks de sterke invloed van het voorschrijfgedrag van de artsen, geen enkel effect meer heeft op de consumptie van gespecialiseerde zorgen. Evenmin is het duidelijk waarom er geen substitutie-effecten beschouwd worden tussen sommige van deze zorgcategorieën onderling[44].

De empirische resultaten bevestigen de te verwachten correlatie tussen diverse zorgcategorieën. Het voorschrijfgedrag van zowel algemeen geneesheren als specialisten treedt als determinant op in de meeste vergelijkingen. De chirurgie oefent zoals verwacht een speciale impact uit op het ziekenhuisverblijf en op de anesthesie. Ziekenhuisverblijven oefenen dan weer een significante

[44] Men kan in dit verband denken aan de substitutie van chirurgische ingrepen en/of ziekenhuisdagen door medicatie, zoals in het geval van de behandeling van sommige hartziekten.

invloed uit op zowel laboratoriumtesten en geneesmiddelen, als fysiotherapie en extramurale verpleging. Met de WIGW's-vergelijking bekomt men hogere voorschrijfelasticiteiten voor prothesen en ziekenhuisverblijf, hetgeen de hogere behoefte van WIGW's t.o.v. deze categorieën weerspiegelt. Gelet op het "ad hoc" karakter van de specificaties, en op het feit dat de gebruikte reeksen zonder twijfel niet stationair zijn (en dus onderhevig kunnen zijn aan "co-trending"), stelt de vraag zich of deze correlaties ook als een bevestiging van causale relaties mogen geïnterpreteerd worden. Overigens werden de vergelijkingen ook over een zeer korte tijdsperiode geschat.

5.1.3. Het CPB-model (1999)

Het Zorgmodel, dat in Nederland werd ontwikkeld door het Centraal Planbureau in samenwerking met het Sociaal en Cultureel Planbureau, onderscheidt zich op tenminste twee punten van de gebruikelijke modellen van de gezondheidsuitgaven. Ten eerste worden de belangrijkste vergelijkingen afgeleid uit een theoretisch model van nutsmaximaliserend gedrag door de betrokken economische agenten. Hoewel voor de uiteindelijke operationalisering van deze theoretische gedragsvergelijkingen een aantal vereenvoudigende veronderstellingen moeten gemaakt worden, is dit toch een aanzienlijke afwijking (en, in principe, vooruitgang) ten opzichte van de conventionele "ad hoc" modellen. Ten tweede is het model slechts ten dele een econometrisch model aangezien, om diverse redenen, niet alle parameters worden geschat. Sommige modelparameters worden ingevuld op basis van plausibele waarden die in de literatuur gerapporteerd worden, andere worden berekend door kalibrering van de vergelijkingen op een gekozen referentiejaar.

Het model beschrijft het economische gedrag van en de interacties tussen medici, ziekenhuizen, zorginstellingen, apothekers, geneesmiddelenproducenten, zorgconsumenten en zorgverzekeraars, rekening houdend met "de institutionele kaders die het gedrag en de interacties beïnvloeden of regelen, door middel van budgettering, tariefstelling, productieafspraken, premiebepaling, eigen bijdrage verplichting enzovoort" (Pellikaan en Westerhout, 2004). Deze formulering wordt vervolgens empirisch ingevuld door aan de hand van tijdreeksgegevens de parameters van de onderliggende gedragsrelaties te schatten.

Men onderscheidt drie sectoren, die nog verder worden gedesaggregeerd:

(1) "cure" of curatieve zorg:

- ziekenhuiszorg en specialistische zorg
- eerstelijns curatieve zorg: huisartsen, tandartsen, paramedici en overige extramuraal
- genees- en hulpmiddelen

(2) "care" of verpleging en verzorging[45]:

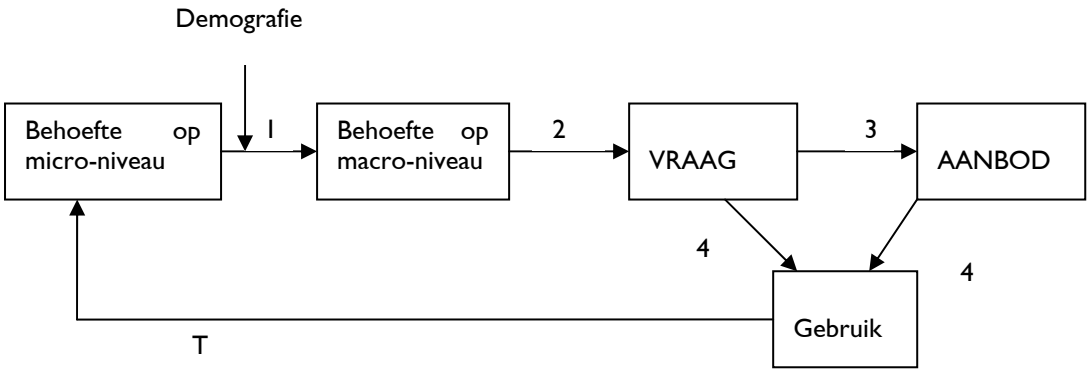
- geestelijke gezondheidszorg, maatschappelijke zorg en thuiszorg
- gehandicapten en overige extramurale voorzieningen
- verpleeghuizen

(3) preventie, beheer, diversen

De structuur van het model wordt in grote mate bepaald door de relatie tussen *behoefte, vraag, aanbod en gebruik* die op onderstaande figuur is weergegeven (CPB/SCP, 1999):

[45] Verzorgingstehuizen zijn hier niet opgenomen vermits ze niet in de financieringscijfers van het CBS opgenomen zijn, maar maken wel deel uit van de "care"-sector.

Figuur 4. De structuur van het CPB-model (CPB/SCP, 1999)



De *behoefte* is de geobjectiveerde behoefte aan zorg zoals een deskundige die bij een patiënt zou vaststellen bij een bepaalde leeftijds- en geslachtsgroep, eventueel uitgesplitst naar verzekeringsstatuut. Aggregatie over deze verschillende groepen geeft dan de behoefte op macroniveau. Stap 1 is belangrijk om de effecten te vatten van een veranderende bevolkingssamenstelling. Hoewel demografische ontwikkelingen een belangrijke factor zijn voor wijzigingen in behoefte, zijn meer factoren van belang, maar deze zijn moeilijk te operationaliseren[46]. De behoefte stuurt op haar beurt de verdere zorgvraag aan (stap 2). In de *care* gebeurt dit voornamelijk rekening houdend met financiële prikkels uitgaande van inkomen en remgeld; in de *cure* wordt de behoefte in grote mate ingevuld op basis van adviezen van de arts. Wanneer er geen sprake is van eigen bijdragen, zijn behoefte en vraag identiek (Folmer et al., 2001).

Daarnaast zijn *vraag en aanbod* niet onafhankelijk van elkaar: stap 3 vertaalt de vraag als determinant voor het aanbod. Hierbij wordt verondersteld dat de aanbieders de belangen van de consument behartigen. Bijgevolg werkt de vraag geheel door in de aanbodbeslissing. Stap 4 daarentegen geeft weer dat de aanbieders van zorg een sterke positie innemen in de zorgverleningssector; de vraag bepaalt slechts gedeeltelijk het gebruik (aanbodgeïnduceerde vraag). Het model houdt trouwens expliciet rekening met vraaginductie door onderscheid te maken tussen eerste consulten en "herhaalconsulten". De eerste categorie wordt beschouwd als een zuiver vraageffect (dat wordt bepaald door het keuzegedrag van de patiënt), de tweede wordt beschouwd als een gevolg van het verwijsgedrag van de zorgverstrekker (waardoor het gebruik door de arts wordt bepaald in plaats van door de patiënt). Vraag en aanbod spelen uiteindelijk vooral een rol wat betreft het *daadwerkelijk gebruik* van gezondheidszorgvoorzieningen, vooral in de *care*: iemand die aangewezen is voor een verpleeghuis kan bij onvoldoende capaciteit doorschuiven naar een verzorgingshuis en zelfs naar de thuiszorg (CPB/SCP 1999; Folmer et al., 2001).

Bovenstaand schema geeft ook een "terugkoppeling" T weer die de effecten vertaalt die voorzieningen op elkaar uitoefenen: de behoefte in de ene voorziening is afhankelijk van het aanbod in een andere voorziening. Het effect speelt bijvoorbeeld wanneer de huisarts bepaalt of hij patiënten al dan niet naar een specialist doorverwijst, een verwijsgedrag dat afhankelijk kan zijn van het aanbod van huisartsen, met als gevolg een doorwerking op de behoefte aan dienstverlening door specialisten. Een ander voorbeeld is de vermindering van de beddencapaciteit bij ziekenhuizen, hetgeen kan doorsijpelen in de behoefte naar verzorgingshuizen (CPB/SCP, 1999).

[46] In het Ramingsmodel Zorgsector wordt alleen bij geneesmiddelen ook het effect van veranderingen in de medische technologie beschouwd.

Het CPB-model is opgebouwd uit verschillende deelmodellen. Het *patiënten- of vraagmodel* is gebaseerd op de maximalisering van het nut van de patiënt, dat functie is van de consumptie van medische en niet-medische goederen en diensten, onder een budgetbeperking. Hierin spelen naast het beschikbaar inkomen van de patiënt (in het geval hij niet voor 100% verzekerd is) ook zijn eigen betalingen mee. De argumenten van de kwadratische nutsfunctie worden uitgesplitst naar vier zorgcategorieën. De geaggregeerde vraag wordt verkregen door te veronderstellen dat de preferentieparameters lognormaal verdeeld zijn over de patiënten, wat de auteurs toelaat de verwachtingswaarde van de vraag te schrijven in functie van de argumenten van de nutsfunctie. Om de parameters van het theoretische model te kwantificeren, maken de auteurs een aantal vereenvoudigende veronderstellingen. Sommige parameters worden bekomen via kalibrering. De preferentieparameter met betrekking tot de overige consumptiegoederen bijvoorbeeld, is zo gekozen dat de corresponderende inkomenselasticiteit bij benadering aansluit bij het schattingsresultaat voor Nederland dat door andere auteurs wordt gevonden.

Het *artsenmodel*, dat afzonderlijk het gedrag beschrijft van artsen, tandartsen, specialisten en fysiotherapeuten beschrijft het *aanbod van herhaalcontacten of herhaalbehandelingen* (dit laatste in geval van specialisten) en wordt gemodelleerd als een neoklassiek arbeidsaanbodmodel. Er wordt verondersteld dat artsen, om ethische redenen, een aversie hebben van onevenwicht tussen vraag en aanbod. Dit geeft aanleiding tot een onderscheid tussen "financiële" en "ethische" artsen, waarbij de eersten het inkomen maximaliseren (dus het aanbod kiezen in functie van het optimaal inkomen, ongeacht de vraag), terwijl de anderen de "ethische kost" minimaliseren (en dus het aanbod afstemmen op het vraagvolume). Empirisch is het geaggregeerde aanbod van herhaalcontacten in elk model een gewogen gemiddelde van vraag en aanbod, verwezenlijkt door gebruik te maken van de (veronderstelde) kansverdeling van de preferenties over de zorgverstrekkers.

In het *ziekenhuismodel* wordt een onderscheid gemaakt tussen de algemene, de academische en de categorale ziekenhuizen, vermits deze alle verschillen qua financiering (budgettering) en dienstverlening. Het ziekenhuis produceert vier verschillende diensten: opnamen, verpleegdagen, polikliniekbezoeken en dagbehandelingen. De productiefactoren zijn opgedeeld in personeel, materiaal en kapitaalgoederen. Parallel aan het artsenmodel wordt een nutsfunctie bepaald van de ziekenhuismanager. Vier relaties werden empirisch ingevuld: de verpleegduur, het aantal verrichtingen per opname, het aantal verrichtingen per polikliniekbezoek en de variabele kosten van de ziekenhuisproductie.

Het model voor de *geneesmiddelensector* bestaat uit twee delen. Een eerste deel beschrijft de geneesmiddelenmarkt voor gepatenteerde farmaceutische producten; het tweede deel richt zich op de markt van geneesmiddelen nadat het octrooi verlopen is. Zowel het gedrag van apothekers, als dat van patiënten en huisartsen komt aan bod. Het gedrag van de farmaceutische industrie wordt afzonderlijk gemodelleerd naargelang het geneesmiddel al dan niet gepatenteerd is.

Daarnaast zijn modellen voorzien voor het in kaart brengen van de *ouderenzorg*, de *gehandicaptenzorg* en de *geestelijke gezondheidszorg*. Een *verzekeringsvraagmodel* bepaalt de vraag naar ziektekostenverzekeringen. Daarnaast behandelt het *verzekeraarskeuzemodel* het premiebeleid van ziektekostenverzekeraars. Tussen deze deelmodellen spelen enkele belangrijke koppelingen met betrekking tot premies, eigen betalingen en eigen risico's.

In het CPB-model worden vele variabelen endogeen bepaald en is er ruime aandacht voor de interacties binnen de gezondheidssector. De exogene determinanten vallen in vier groepen uiteen (Folmer et al., 2001):

(i) demografie (zowel bevolkingsgroei als vergrijzing);

(ii) ontwikkelingen in de capaciteit van instellingen en in het aantal zorgverleners (artsen, fysiotherapeuten, apothekers);

(iii) medische technologie en sociaal-culturele trends (zorgbehoefte);

(iv) invloed van de algemeen economische situatie op lonen en prijzen.

De factoren onder (i) en (iii) grijpen vooral in op de *behoefte aan zorg*. De variabelen in (ii) en (iv) spelen vooral een rol wat betreft het *gebruik* van zorgvoorzieningen. Veranderingen in de capaciteit kunnen de groei van het zorgvolume beperken. Loon- en prijswijzigingen zetten zich door op de tarieven en budgetten.

De auteurs berekenen met behulp van het model eerst de resultaten van een basisscenario. Dit scenario geeft de gemiddelde jaarlijkse mutaties in *volume, prijs en uitgaven* per sector. De totale volumegroei wordt gerelateerd tot de verschillende exogene factoren en is opgebouwd uit een deel bevolkingsgroei, een deel vergrijzing, en een deel overige oorzaken (voornamelijk technologie). De sectoriële uitsplitsing maakt het ook mogelijk om na te gaan op welke wijze het totale vergrijzingseffect samengesteld is uit de vergrijzing in de verschillende sectoren (Folmer et al., 2001). Vertrekkend van het basisscenario worden vervolgens de resultaten uitgerekend voor een aantal varianten. Een eerste variant betreft de *technologie*, waarbij uitgegaan wordt van een basispad, een meer intensieve technologie-variant en een minder intensieve technologie-variant. Verder worden ook de gevolgen van verschillende *beleidsmaatregelen* in de zorg geanalyseerd:

- de invoering van een eigen risico voor alle verzekerden (zowel ziekenfonds als particulier) van 100 euro;
- het vervangen van het abonnementssysteem van huisartsen voor ziekenfondsverzekerden door een betaling per raadpleging zoals die voor particulier verzekerden geldt;
- een grotere bereidheid bij beleidsmakers om meer te betalen voor nieuwe geneesmiddelen, waardoor de prijsverhouding tussen nieuwe en bestaande middelen verder oploopt;
- een wijziging van nacalculatie- en vereveningspercentages in het kader van het budgetteringssysteem voor ziekenfondsen.

Tot slot zijn twee varianten opgenomen die het effect van voortdurende veranderingen in de *markt* simuleren. Wellicht zouden beleidsmakers willen anticiperen of reageren op deze ontwikkelingen:

- een grotere prijsgevoeligheid van consumenten voor de premie van de ziektekostenverzekering;
- een afname van het aantal ziekenfondsen.

Het weze opgemerkt dat de auteurs soms heroïsche veronderstellingen en/of vereenvoudigingen hebben moeten invoeren om het theoretische model operationeel te maken. Dit neemt niet weg dat het CPB-model erg verdienstelijk is, hoofdzakelijk omdat het is opgebouwd rond duidelijke theoretische uitgangspunten aangaande het gedrag van de betrokken economische agenten. Door de rijkdom aan opgenomen variabelen is het zeer geschikt om de gevolgen van verschillende exogene schokken en beleidsmaatregelen te simuleren.

5.2. EPIDEMIOLOGISCHE ONTWIKKELINGEN EN PATHOLOGIEGROEPEN

Uitgaven voor gezondheidszorg hangen vanzelfsprekend sterk samen met het voorkomen van bepaalde ziekten en (chronische) aandoeningen. Van sommige ziekten wordt verwacht dat ze in de toekomst vaker zullen voorkomen, terwijl andere ziekten zich in de toekomst minder zullen manifesteren. In de mate dat verschillende ziekten ook verschillende effecten hebben op de uitgaven voor gezondheidszorg, kan een analyse van epidemiologische ontwikkelingen zeer informatief zijn om de groei van de uitgaven te voorspellen. De integratie van deze inzichten in economische modellen staat echter nog in de kinderschoenen.

Een startpunt voor dergelijke analyse kan gevonden worden in de zgn. Cost-of-Illness analyse (COI). Stricto sensu is dit een *beschrijvende economische methode* voor het bepalen van de financiële last (zowel de gebruikte als de potentieel verloren middelen) van een ziekte. Vele onderzoekers gebruiken de methode ondertussen om de kosten van de gezondheidszorg te groeperen in kosten per (klasse van) pathologie. Het kostenbegrip wordt dan ruim geïnterpreteerd en omvat alle ingezette goederen en diensten voor gezondheidszorg, en niet alleen het bedrag op de rekening ("charge"). Men zal proberen de totale uitgaven uit te splitsen volgens pathologie aan de hand van verdeelsleutels. Wanneer men erin zou slagen die verdeelsleutels te endogeniseren, is een belangrijke stap gezet in de richting van een verklarend model. Dit komt neer op het specificeren van de causale relatie tussen de consumptie of uitgaven per ziektecategorie enerzijds en hun structurele determinanten anderzijds.

We bespreken ter illustratie de Franse studie van Paris, Renaud en Sermet (2002) waarin een methode getest is voor het opstellen van gezondheidsrekeningen per pathologie. Hiermee hoopt men tegemoet te komen aan de tekortkomingen van de klassieke nationale gezondheidsrekeningen die de totale uitgaven analyseren naar financieringsbron, zorgcategorie en productiesector [47] , maar die daarentegen geen verdeling toelaten naar pathologie en respectievelijke zorgsectoren.

De gebruikte nomenclatuur betreft de 10e herziening van de International Classification of Diseases (ICD -10, WHO, 1993). Het klassement van de pathologieën gebeurt er op basis van

- het betreffende orgaan of systeem (bijv. hartziektes, metabolisme, ...),
- ofwel volgens de etiologie van de ziekte (bijv. infectueuze ziektes, tumors),
- ofwel volgens de periode in het leven waarin de ziekte zich voordoet (bijv. prenatale of zwangerschapsproblemen).

Deze nomenclatuur voldoet m.a.w. aan de eisen van zowel "prevalence"- als "incidence-based" analyses[48]. Bovendien geeft de ICD een lijst van motieven voor de vraag naar zorg (symptomen,

47 Publieke of private ziekenhuizen, ambulante zorg, geneesmiddelen, ...

48 "Prevalence-based" schattingen zijn cross-sectionele schattingen van de kosten die zich gedurende een specifieke periode voordoen te wijten aan alle bestaande ("prevalent") ziektegevallen in die periode en bijgevolg onafhankelijk van de begindatum van de ziekte. Meestal betreft het de jaarlijkse kosten. Een nadeel van deze aanpak is dat de gegevens niet altijd de impact van comorbide factoren vatten. "Incidence-based" analyses daarentegen kwantificeren de huidige waarde van alle toekomstige (m.a.w. levenslange) kosten die resulteren uit alle nieuwe gevallen van een bepaalde ziekte gedurende een gegeven basisjaar. Het betreft m.a.w. een etiologische benadering (naar oorzaak, d.w.z. de eerste diagnose is belangrijk), die informatie vereist omtrent het ontwikkelingsspatroon van een ziekte en haar duur, de overlevingsratio's, en de impact ervan op tewerkstelling (Rice et al., 1990). Het overgrote deel van de studies is "prevalence-based", maar de twee benaderingen sluiten elkaar niet uit. Zo is de studie van Health Canada, de "Economic Burden of Illness" (1998) hoofdzakelijk "prevalence-based", met uitzondering voor de mortaliteitskosten, waarbij een "incidence-based human capital" benadering gevolgd is: de mortaliteitskosten worden geschat volgens de verdisconteerde waarde van huidige en toekomstige kosten van alle voortijdige overlijdens in 1998.

abnormale testresultaten, cfr. de primaire en secundaire diagnose) en een lijst van mogelijke doodsoorzaken.

Alleen de directe kosten[49], d.w.z. de uitgaven met betrekking tot de consumptie van medische zorgen worden herverdeeld: uitgaven voor medische zorg (medische tests), behandeling van de ziekte (ziekenhuiszorg, therapie, arts, verplegend thuispersoneel, geneesmiddelen, …). De methodologie is "*top-down"* gestructureerd: op de gekende totale uitgaven in de nationale rekeningen worden verdeelsleutels toegepast zodat alle kosten toegewezen worden aan één enkele specifieke ziekte om dubbeltelling te vermijden. De totale gezondheidszorguitgaven worden m.a.w. vermenigvuldigd met de proportie van gebruikte zorgverlening door een bepaalde pathologiegroep[50], waardoor men een kostenschatting per pathologie bekomt. Nadeel van deze benadering is dat ze enkel toepasselijk is op brede ziektecategorieën zodat de meer gedetailleerde ziektecategorieën niet accuraat geschat kunnen worden. Daarnaast vat deze benadering niet volledig de complicaties die later kunnen optreden en voor oplopende kosten zorgen of een risicofactor vormen voor andere ziektes.

Tabel 8

Tabel 8 illustreert op welke wijze voor elke pathologie in detail de verschillende uitgavenposten voor gezondheidszorg worden weergegeven, terwijl in de Nationale Gezondheidsrekeningen alleen de totale uitgaven per zorgcategorie gekend zijn (zorguitgaven 1 tot zorguitgaven n). De oefening bestaat er nu dus precies in de gegeven totale uitgaven per zorgcategorie over de verschillende pathologieën te verdelen:

(1) Vooreerst worden alle financieringsgegevens (afkomstig van financieringsinstellingen of enquêtes) die het verband weergeven tussen de zorguitgaven en de diagnoses, en de periode van beschikbare gegevens geïnventariseerd.

(2) Vervolgens wordt voor elke post een percentage van "couverture théorique" berekend (ziektespecifieke zorgverleningsratio's)[51].

(3) Tenslotte verdeelt men volgens de financieringsbron het deel van de uitgaven over de verschillende diagnosecategorieën of pathologieën.

Tabellen zoals tabel 8 vormen op zichzelf natuurlijk geen verklarende analyse. Ze kunnen echter het vertrekpunt vormen voor een verklarend model dat epidemiologische informatie integreert in een economisch model. Er kan worden aangenomen dat de uitwerking van dit soort van verruimde modellen een belangrijk agendapunt zal vormen voor het onderzoek in de komende jaren.

---

49 Directe kosten zijn de kosten gedragen door het gezondheidszorgsysteem, samenleving en familie te wijten aan de gebruikte middelen ter behandeling van de ziekte. De indirecte kosten daarentegen betreffen de waarde van de economische output die verloren (verlies werk- en vrije tijd) gegaan is wegens ziekte (morbiditeit), arbeidsongeschiktheid (absenteïsme, verloren activiteitsdagen) of voortijdige dood of mortaliteit (verloren levensjaren), gedragen door het individu, de samenleving of de werkgever (Hodgson en Meiners, 1982). Vandaar dat men in het laatste geval ook wel eens spreekt van produktiviteits- of opportuniteitskosten.

50 Een voorbeeld: totale gezondheidszorguitgaven ziekenhuiszorg x gebruik van ziekenhuisdiensten voor diabetespatiënten = directe kosten voor diabetespatiënten. De "bottom-up" schatting daarentegen van directe kosten per pathologie is gebaseerd op de uitgaven van individuele zorgdiensten: de gemiddelde kost van een dienst wordt toegepast op het totaal aantal zorgverstrekkingen voor een bepaalde pathologie. De directe kosten van het bovenstaande geval zouden bij een "bottom-up" benadering als volgt berekend worden: gemiddelde kost van ziekenhuisverblijf per dag voor diabetespatiënten x totaal aantal ziekenhuisdagen toe te schrijven aan diabetespatiënten = directe kost voor diabetespatiënten.

51 Voorbeeld: de post "Médecine Chirurgie Obstétrique" dekt 90% van de uitgaven voor acute ziekenhuiszorg.

6. BESLUIT

Wanneer we de groei van de uitgaven voor gezondheidszorg willen verklaren dringt een macro-economische benadering zich op. Gedurende de laatste jaren is deze macro-economische literatuur dan ook sterk gegroeid. Zoals op andere domeinen wordt het onderzoek ook hier vaak geconfronteerd met een probleem van beperkte beschikbaarheid van gegevens. Bovendien rijzen er ook belangrijke methodologische vragen. Het is niet gemakkelijk op volledig bevredigende wijze te controleren voor allerlei institutionele verschillen tussen de verschillende gezondheidszorgsystemen. Het is bovendien niet altijd duidelijk in welke richting de belangrijkste causale verbanden lopen. Dit alles heeft ertoe geleid dat de resultaten van het onderzoek niet altijd als zeer robuust kunnen worden beschouwd.

Onder dit voorbehoud, kunnen in grote lijnen toch de volgende besluiten worden getrokken:

- De vergrijzing van de bevolking heeft zeker een positief effect op de uitgaven. Wanneer men zich beperkt tot eenvoudige mechanische extrapolaties dreigt men dat effect echter te overschatten. Er moet rekening worden gehouden met de veranderingen in het leeftijdsprofiel van de morbiditeit. Er moet ook gecontroleerd worden voor de stijging van de uitgaven in het laatste levensjaar (onafhankelijk van de leeftijd van overlijden).
- De belangrijkste drijvende kracht achter de uitgavengroei is wellicht de technologische vooruitgang. Er is meer onderzoek nodig naar de mechanismen die de omvang en de richting van deze technologische vooruitgang bepalen. Hierbij dient bijzondere aandacht te gaan naar de interactie met het leeftijdsprofiel van de uitgaven.
- A priori lijkt het evident dat stijgingen van het geaggregeerd inkomen een positief effect zullen hebben op de uitgaven voor gezondheidszorg. Er bestaat echter geen consensus over de grootte van het effect. In elk geval is het belangrijk inkomenseffecten op macro- en op microniveau van elkaar te onderscheiden.
- Het is niet gemakkelijk geaggregeerde prijseffecten op een aantrekkelijke wijze te interpreteren. Het is (ook voor beleidsdoeleinden) wel belangrijk de effecten van de eigen bijdragen van de patiënten zo correct mogelijk in te schatten. Wellicht zijn de gevolgen van verhogingen van die eigen bijdragen op de uitgaven eerder beperkt.
- Institutionele factoren zijn van cruciaal belang om een beter inzicht te krijgen in de verschillende evoluties in verschillende landen. Voor nationale beleidsmakers is het wellicht nog belangrijker de effecten van specifieke beleidsparameters in te schatten. De verschuiving in de richting van meer prospectieve financiering is hiervan een belangrijk voorbeeld.
- De omvang van het fenomeen van "supply-induced demand" blijft in de literatuur omstreden. Er is echter weinig evidentie om aan te nemen dat het op zichzelf een belangrijke verklaringsfactor vormt voor de groei van de uitgaven.
- Gedesaggregeerde modellen bieden de mogelijkheid op een aantrekkelijke wijze rekening te houden met de evoluties in verschillende subsectoren. In de toekomst zal waarschijnlijk meer aandacht gaan naar de integratie van informatie over specifieke morbiditeitsgroepen.

In het licht van deze resultaten lijkt de topprioriteit voor de toekomst te liggen in onderzoek naar de concrete mechanismen van technische vooruitgang en naar de interactie tussen leeftijd, morbiditeit en technische vooruitgang. In het algemeen zou er meer aandacht moeten uitgaan naar de wijze waarop de beslissingen in de gezondheidszorg worden genomen. Wat zijn de doelstellingen van de verschillende spelers? Met welke omgevingsbeperkingen worden zij geconfronteerd? Op welke wijze beïnvloeden beslissingen van de ene groep het gedrag van andere groepen? Daartoe is het noodzakelijk de macrostudies aan te vullen met gericht onderzoek op microdata. De toenemende beschikbaarheid van deze data zal dit onderzoek in de toekomst mogelijk maken.

Er zal ook meer expliciet aandacht moeten worden besteed aan de tijdshorizon voor de verschillende effecten. Sommige factoren spelen slechts door op lange termijn, andere hebben wellicht onmiddellijke gevolgen. Dit is zeker essentieel wanneer we willen nadenken over een korte termijn voorspellend model. Het blijft vooralsnog een open vraag hoe groot de fouten zijn die men maakt wanneer men eenvoudig de trend uit het recente verleden doortrekt.

6.1. BIBLIOGRAFIE

Avalosse, H. (2004). Vergrijzing, gezondheidszorg en mortaliteit. *CM-informatie* 213, juni 2004.

Avalosse, H. en C. Léonard (2005). Effets du vieillissement de la population sur l'évolution des dépenses de santé. Un essai de clarification, in: *Les finances publiques: défis à moyen et long termes.* 16eme Congres des Economistes belges de Langue Française: CIFop, Charleroi, 343-378.

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

Berndt, E.R., Cutler, D.M., Frank, R.G., Griliches Z., Newhouse J.P. en J. Triplett (2000). Medical care prices and output, in : Culyer, A.J. en J.P. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics*, *Vol. 1*, Amsterdam, Elsevier: 119-180.

Blomqvist, A.G. en R.A.L. Carter (1997). Is health care really a luxury? *Journal of Health Economics* 16: 207-229.

Brimacombe, G.G., Antunes, P. en J. McIntyre (2001). *The future cost of health care in Canada, 2000 – 2020*. The Conference Board of Canada.

Carrin, G. en J. Van Dael (1991). An empirical model of the demand for health care in Belgium, in : Duru, G. en J.H.P. Paelinck (eds.), *Econometrics of Health Care*, Kluwer Academic Publishers: 59-78.

CMS (2004). Projections of national health expenditures: methodology and model specification. Center for Medicare and Medicaid Services, Office of the Actuary.

Cockx, B. en C. Brasseur (2003). The demand for physician services. Evidence from a natural experiment. *Journal of Health Economics* 22:881-913.

Cookson, J.P. en P. Reilly (1994). *Modelling and forecasting health care consumption*. Research Report.

CPB (1999). Ramingsmodel zorgsector: eindrapport tweede fase. Centraal Planbureau, Den Haag.

CPB (2001). *Uitgavenontwikkelingen in de gezondheidszorg*. Centraal Planbureau, Den Haag: CPB Memorandum.

Culyer, A.J. (1989). Cost containment in Europe. *Health Care Financing Review*, Annual Supplement 1989: 21-32.

Cutler, D.M. en R.S. Huckman (2003). Technological development and medical productivity: the diffusion of angioplasty in New York State. *Journal of Health Economics* 22: 187-217.

Cutler, D.M. en M. McClellan (2001). Is technological change in medicine worth it? *Health Affairs* 20(5): 11-29.

Cutler, D., McClellan, M. en J. Newhouse (1999). The costs and benefits of intensive treatment for cardiovascular disease, in: Triplett , J.E. (ed.), *Measuring the Prices of Medical Treatments*, Washington, D.C., Brookings Institution Press: 34-71.

Cutler, D.M., McClellan, M., Newhouse, J.P. en D. Remler (1998). Are medical prices declining? Evidence from heart attack treatments. *The Quarterly Journal of Economics* 113(4): 991-1024.

Cutler, D. en L. Sheiner (1998). Demographics and medical care spending: standard and non-standard effects. NBER: Working Paper 6866.

Devlin, N. en P. Hansen (2001). Health care spending and economic output: Granger Causality. *Applied Economics Letters* 8: 561-564.

Dormont, B. en H. Huber (2004). Ageing and health care expenditures: the influence of changes in practices. THEMA: Mimeo.

Dow, W.H. en E.C. Norton (2002). *The red herring that eats cake: Heckit versus two-part model redux.* Triangle Health Economics: Working Paper No 1.

Dozet, A., Lyttkens C.H. en P. Nystedt (2002). Health care for the elderly: two cases of technology diffusion. *Social Science and Medicine* 54: 49-64.

Evans, R.G. (1974). Supplier-induced demand: some empirical evidence and implications, in: M. Perlman (ed.), *The Economics of Health and Medical Care*, London, Macmillan: 162-173.

Folmer, K., Mot, E., Douven, R., van Gameren, E., Woittiez, I. en J. Timmermans (2001). *Een scenario voor de zorguitgaven 2003 – 2006*. Centraal Planbureau, Den Haag, CPB Document No 007.

Frank, R.G., Busch, S.H. en E.R. Berndt (1998). Measuring prices and quantities of treatment for depression. *American Economic Review* 88(2): 106-111.

Frank, R.G., Busch, S.H. en E.R. Berndt (1999). Price indexes for the treatment of depression, in: Triplett , J.E. (ed.), *Measuring the Prices of Medical Treatments*, Washington, D.C., Brookings Institution Press, 1999: 34-71.

Fuchs, V. (1996). Economics, values and health care reform. *American Economic Review* 86(1):1-24.

Fuchs, V. (2000). Medicare reform: the larger picture. *Journal of Economic Perspectives* 14(2): 57-70.

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

Gerdtham, U.-G., Jönsson, B, Macfarlan, M. en H. Oxley (1995). Factors affecting health spending: a cross country analysis, in: *New Directions in Health Care Policy*, OECD, Health Policy Studies No. 7.

Gerdtham, U.-G., Sögaard, J., MacFarlan, M. en H. Oxley (1998). The determinants of health expenditure in the OECD countries, in: P. Zweifel (ed.), *Health, the Medical Profession, and Regulation*, Kluwer: 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: 11-53.

Getzen, T. (2000a). Forecasting health expenditures: short, medium and long (long) term. *Journal of Health Care Finance* 26(3): 56-72.

Getzen, T. (2000b). Health care is an individual necessity and a national luxury: applying multilevel decision models to the analysis of health care expenditures. *Journal of Health Economics* 19:259-270.

Grossman, M (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy* 80: 235-255.

Hansen, P. en A. King (1996). The determinants of health care expenditure: a cointegration approach. *Journal of Health Economics* 15: 127-137.

Health Canada (1998). *Economic burden of illness in Canada*. Health Canada Publication, Ottawa, Ontario, http://www.hc-sc.gc.ca.

Herwartz, H. en B. Theilen (2003). The determinants of health care expenditure: testing pooling restrictions in small samples. *Health Economics* 12: 113-124.

Hitiris, T. en J. Posnett (1992). The determinants and effects of health expenditure in developed countries. *Journal of Health Economics* 11: 173-181.

Ho, V. (2002). Learning and the evolution of medical technologies: the diffusion of coronary angioplasty. *Journal of Health Economics* 21: 873-885.

Hodgson, T.A. en M. Meiners (1982). Cost-of-illness methodology; a guide to current practices and procedures. *The Milbank Quarterly* 60(3), 429-62.

Hogan, C., Lunney, J., Gabel, J. and J. Lynn (2001). Medicare beneficiaries' costs of care in the last year of life. *Health Affairs* 20(4): 188-195.

Hourriez, J.-M. (1993). La consommation médicale à l'horizon 2010. *Economie et Statistique* 265: 17-30.

Jacobzone, S. (2002). *ARD Perspective: an Ageing Viewpoint.* Presentation at the concluding workshop of the OECD Study on Cross-National Differences of Ageing-Related Diseases, June 20-21, Paris.

Jacobzone, S. (2005). Ageing and the diffusion of new technologies - Challenges for OECD social and health care systems, in: *Les finances publiques: défis à moyen et long termes.* 16eme Congres des Economistes belges de Langue Française: CIFop, Charleroi, 379-406.

Jegers, M., Kesteloot, K., De Graeve, D. en W. Gilles (2002). A typology for provider payment systems in health care. *Health Policy* 60: 255-273.

Jones, A. (2000). Health econometrics, in: Culyer, A. en J. Newhouse (eds.), *Handbook of health economics, Vol. 1,* Amsterdam, Elsevier: 265-344.

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. en B. Jönsson (eds.), *Public and Private Health Services*, Basil Blackwell: 41-63.

Levinsky, N.J., Yu, W., Ash, A., Moskowitz, M., Gazelle, G., Saynina, O. en E.J. Emanual (2001). Influence of Age on Medicare Expenditures and Medical Care in the Last Year of Life. *JAMA* 286: 1349-1355.

L'Horty, Y., Quinet, A. en F. Rupprecht (1997). Expliquer la croissance des dépenses de santé: le rôle du niveau de vie et du progrès technique. *Economie et Prévision* 129-130: 257-268.

Maes, N., De Coster, P.M., Closon, M.C. en J. Perelman (2002). Technological change in heart attack care in Belgium: causes and consequences, in: McClellan, M.B. en D.P. Kessler (eds.), *Technological Change in Health Care, A Global Analysis of Heart Attack*, Ann Arbor, The University of Michigan Press: 306-322.

Mahal, A. en P. Berman (2001). *Health expenditures and the elderly: a survey of issues in forecasting, methods used, and relevance for developing countries*. Harvard Burden of Disease Unit, The global burden of disease 2000 in aging populations: Research Paper No. 01.23.

Mahieu, R. (2000). *Les déterminants des dépenses de santé: une approche macroéconomique.* INSEE, Séries des documents de travail de la direction des Etudes et Synthèses Economiques, G2000/01.

Menec, V., Lix, L., Steinbach, C., Ekuma, O., Sirski, M., Dahl, M. en R.-A. Soodeen (2004). *Patterns of health care use and cost at the end of life.* Manitoba Centre for Health Policy: Research Report.

McClellan, M.B. en D.P. Kessler, (eds.) (2002). *Technological Change in Health Care, A Global Analysis of Heart Attack.* Ann Arbor: The University of Michigan Press.

McClellan, M. en J.P. Newhouse (1997). The marginal cost-effectiveness of medical technology: a panel instrumental-variables approach. *Journal of Econometrics* 77: 39-64.

Meerding, W.J., Bonneux, L., Polder, J.J., Koopmanschap, M.A. en P.J. van der Maas (1998). Demographic and epidemiological determinants of healthcare costs in Netherlands: cost of illness study. *BMJ* 317: 111-115.

Mestdagh, J. en M. Lambrecht (2003). The AGIR project: ageing, health and retirement in Europe - bio-demographic aspects of ageing, data for Belgium. Belgian Federal Planning Bureau: Working Paper 10-03.

Miller, V.P. (1995). *A disaggregated forecast of national health expenditures*. Berkeley Economic Research Associates.

Ministerie van Economische Zaken (1999). Het Indexcijfer der Consumptieprijzen, Basis 1996. Brussel.

Moïse, P. (2003). The technology-health expenditure link: a perspective from the ageing-related diseases study, in: *A Disease-Based Comparison of Health Systems: What is Best and at What Cost?*, OECD, Paris.

Moïse, P. en S. Jacobzone (2003). Population ageing, health expenditure and treatment: an ARD perspective, in: *A Disease-Based Comparison of Health Systems: What is Best and at What Cost?*, OECD, Paris.

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

Murthy, N.R.V. en A. Okunade (2000). Managed care, deficit financing, and aggregate health care expenditure in the United States: a cointegration analysis. *Health Care Management Science* 3: 279-285.

Murthy, N.R.V. en V. Ukpolo (1994). Aggregate health care expenditure in the United States: evidence from cointegration tests. *Applied Economics* 26: 797-802.

Nationaal Instituut voor de Statistiek, *Bevolkingsstatistieken*.

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

Newhouse, J.P. (1992), Medical care costs: how much welfare loss? *Journal of Economic Perspectives* 6(3): 3-21.

Nguyen, N.X. en F.W. Derrick (1997), Physician behavioral response to a Medicare price reduction. *Health Services Research* 32: 283-298.

Nordhaus, W.D. (1998). Quality change in price indexes. *Journal of Economic Perspectives* 12(1): 59-68.

OECD (1995). *New directions in health care policy.* OECD Policy Studies, No. 7.

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: 1131-1137.

Paris V., Renaud, T. en C. Sermet (2003), *Des comptes de la santé par pathologie: un prototype sur l'année 1998.* CREDES No 1480, 2003/05.

Pauly, M. (1978). Is medical care different?, in: W. Greenberg, (ed.), *Competition in the Health Care Sector: Past, Present and Future*, Germantown, MD, Aspen Systems.

Pellikaan, F. en E. Westerhout (2004). The influence of living longer in better health on health expenditures, pension expenditures and government finances in the EU. Centraal Planbureau, Den Haag.

Perelman, J. (2005). *Assessing efficiency and equity in hospital financing*. Université Catholique de Louvain: Doctoral dissertation.

Pesaran, M.H. en R. Smith (1995). Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics* 68: 79-113.

Polder, J.J., Bonneux, L., Meerding, W.J. en P.J. van der Maas. (2002). Age-specific increases in health care costs. *European Journal of Public Health* 12: 57-62.

Polder, J., Jacobs, O. en J. Barendregt (2003). De prijs van grijs. *Medisch Contact* 58(52): 2034-2038.

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

Propper, C. (2001). Expenditure on healthcare in the UK: a review of the issues. *Fiscal Studies* 22(2):151-183.

Rice, D.P., Max, W. en E.J. MacKenzie (1990). The lifetime cost of injury. *Inquiry* 27(4): 332-343.

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

Salas, C. en J.P. Raftery (2001). Econometric issues in testing the age neutrality of health care expenditure. *Health Economics* 10: 669-671.

Scitovsky, A. (1967). Changes in the costs of treatment of selected illnesses, 1951-65. *American Economic Review* 57(5): 1182-1195.

Seshamani, M. en A. Gray (2004). Ageing and health-care expenditure: the red herring argument revisited. *Health Economics* 13: 303-314.

Stearns, S.C. en E.C. Norton (2002). *Time to include time to death? The future of health care expenditure predictions.* Triangle Health Economics Working Paper Series: Working Paper No 4.

Studiecommissie voor de Vergrijzing (2004). *Jaarlijks Verslag.* Brussel, Hoge Raad van Financiën.

Technological Change in Health Care (TECH) Research Network (2001). Technological change around the world: evidence from heart attack care. *Health Affairs* 20 (3): 25-42.

Thomas, C. (1999). *Health Status, Technological Innovation and Health Care Expenditures.* Background paper presented for the Council on the Economic Impact of Health System Change.

Trajtenberg, M. (1990). Economic analysis of product innovation: the case of CT scanners. Cambridge: Harvard University Press.

Van de Voorde, C., Van Doorslaer, E., en E. Schokkaert (2001). Effects of cost sharing on physician utilization under favourable conditions for supplier-induced demand. *Health Economics* 10: 457-471.

Viscusi, W.K. (1993). The value of risks to life and health. *Journal of Economic Literature* 31: 1912-1946.

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

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

Zweifel, P., Felder, S., en A. Werblow (2004). Population ageing and health care expenditure: new evidence on the 'red herring'. University of Zurich: Mimeo.

Zweifel, P. en W. Manning (2000). Moral hazard and consumer incentives in health care, in Culyer, A.J. and J.P. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics, Vol. 1,* Amsterdam, Elsevier: 409-459.

Tabel 1: Totale gezondheidszorguitgaven (Per capita US$ PPP), geselecteerde jaren.

	1960	1970	1980	1985	1990	1995	2000	2001	2002
Australië	93		684	994	1300	1737	2379	2504	
België		147	627	953	1340	1882	2288	2441	2515
Canada	121	289	770	1251	1714	2044	2541	2743	2931
Denemarken			943	1275	1554	1843	2351	2523	2580
Duitsland		266	955	1375	1729	2263	2640	2735	2817
Finland	62	190	584	954	1414	1428	1698	1841	1943
Frankrijk	69	206	699	1110	1555	2025	2416	2588	2736
Griekenland		171	464		838	1269	1617	1670	1814
Hongarije						674	847	961	1079
Ierland	42	117	511	657	791	1208	1774	2059	2367
Ijsland	57	163	698	1120	1598	1853	2559	2680	2807
Italië					1397	1524	2001	2107	2166
Japan	29	144	559	849	1105	1530	1958	2077	
Korea				169	328	500	778	931	
Luxemburg		161	637	913	1533	2053	2682	2900	3065
Mexico					290	380	493	535	553
Nederland			750	973	1419	1827	2196	2455	2643
Nieuw-Zeeland		205	488	622	987	1238	1611	1710	1857
Noorwegen	49	140	659	943	1385	1892	2747	2946	3083
Oostenrijk	77	190	762	916	1344	1865	2147	2174	2220
Polen					298	423	578	629	654
Portugal		54	283	421	661	1080	1570	1662	1702
Slovakije							591	633	698
Spanje	16	97	363	491	865	1195	1493	1567	1646
Tsjechië					553	876	977	1083	1118
Turkije		24	76	72	165	184	446		
Verenigd Koninkrijk	84	160	472	709	977	1393	1839	2012	2160
Verenigde Staten	144	347	1055	1759	2738	3655	4538	4869	5267
Zweden		305	924	1247	1566	1733	2243	2370	2517
Zwitserland	166	350	1031	1473	2040	2555	3111	3288	3445

Bron: OECD HEALTH DATA, 2004, 1st edition

Tabel 2: Totale gezondheidszorguitgaven in % van het BBP, geselecteerde jaren.

	1960	1970	1980	1985	1990	1995	2000	2001	2002
Australië	4.1		7	7.4	7.8	8.2	9	9.1	
België		4	6.4	7.2	7.4	8.7	8.8	9	9.1
Canada	5.4	7	7.1	8.2	9	9.2	8.9	9.4	9.6
Denemarken			9.1	8.7	8.5	8.2	8.4	8.6	8.8
Duitsland		6.2	8.7	9	8.5	10.6	10.6	10.8	10.9
Finland	3.8	5.6	6.4	7.2	7.8	7.5	6.7	7	7.3
Frankrijk	3.8	5.4	7.1	8.2	8.6	9.5	9.3	9.4	9.7
Griekenland		6.1	6.6		7.4	9.6	9.7	9.4	9.5
Hongarije						7.5	7.1	7.4	7.8
Ierland	3.7	5.1	8.4	7.6	6.1	6.8	6.4	6.9	7.3
Ijsland	3	4.7	6.2	7.3	8	8.4	9.2	9.2	9.9
Italië					8	7.4	8.1	8.3	8.5
Japan	3	4.5	6.5	6.7	5.9	6.8	7.6	7.8	
Korea				4	4.4	4.4	5.1	5.9	
Luxemburg		3.6	5.9	5.9	6.1	6.4	5.5	5.9	6.2
Mexico					4.8	5.6	5.6	6	6.1
Nederland			7.5	7.4	8	8.4	8.2	8.5	9.1
Nieuw-Zeeland		5.1	5.9	5.2	6.9	7.2	7.9	8	8.5
Noorwegen	2.9	4.4	7	6.6	7.7	7.9	7.7	8.1	8.7
Oostenrijk	4.3	5.3	7.6	6.6	7.1	8.2	7.7	7.6	7.7
Polen					4.9	5.6	5.7	6	6.1
Portugal		2.6	5.6	6	6.2	8.2	9.2	9.3	9.3
Slovakije							5.5	5.6	5.7
Spanje	1.5	3.6	5.4	5.5	6.7	7.6	7.5	7.5	7.6
Tsjechië					5	7.3	7.1	7.3	7.4
Turkije		2.4	3.3	2.2	3.6	3.4	6.6		
Verenigd Koninkrijk	3.9	4.5	5.6	5.9	6	7	7.3	7.5	7.7
Verenigde Staten	5	6.9	8.7	10	11.9	13.3	13.1	13.9	14.6
Zweden		6.9	9.1	8.7	8.4	8.1	8.4	8.8	9.2
Zwitserland	4.9	5.4	7.3	7.7	8.3	9.7	10.4	10.9	11.2

Bron: OECD HEALTH DATA 2004, 1st edition

Tabel 3.

Table 11: Forecasts of Medicare Acute Care Expenditures, Accounting for Changes in Age at Death, Disability among Survivors, and Increasing Per Person Medical Costs

Simulation	1992	2010	2030	2050	2070
Forecast Holding Constant Age-Specific Spending					
All	$3,232 [1.00]	$3,342 [1.03]	$3,272 [1.01]	$3,510 [1.09]	$3,518 [1.09]
Forecast Accounting for Change in Age of Death					
All	$3,232 [1.00]	$3,261 [1.01]	$3,121 [.97]	$3,287 [1.02]	$3,240 [1.00]
Forecast Accounting for Change in Age of Death and Allowing for Reduction in Disability Among Survivors					
1% annual reduction	$3,234 [1.00]	$3,138 [.97]	$2,903 [.90]	$2,947 [.91]	$2,825 [.87]
1.5% annual reduction	$3,234 [1.00]	$3,083 [.95]	$2,822 [.87]	$2,838 [.88]	$2,713 [.84]
Medicare Spending on the Aged as a Share of GDP					
Medicare costs grow with GDP per capita					
Holding Constant Age-Specific Spending	1.7%	1.8%	2.7%	3.1%	3.3%
Accounting for Change in Age of Death and 1% Reduction in Disability	1.7%	1.7 %	2.4%	2.5%	2.6%
Medicare costs grow at historic rate of increase relative to GDP					
Holding Constant Age-Specific Spending	1.7%	2.9%	7.1%	12.8%	22.3%
Accounting for Change in Age of Death and 1% Reduction in Disability	1.7%	2.7%	6.1%	10.4%	17.2%

Note: The numbers in [.] are the ratio to spending in 1992.

Bron: Cutler en Sheiner (1998).

Tabel 4.

Table 14: Forecasts of Nursing Home Utilization,
Accounting for Age at Death, Disability, and Changes in Demographics

	Year				
Simulation	1990	2010	2030	2050	2070
Forecast Holding Constant Age and Sex Specific Utilization					
Nursing home utilization rate	5.2% [1.00]	6.1% [1.17]	5.3% [1.02]	7.2% [1.39]	7.1% [1.36]
Share of GDP accounted for	1.0%	1.4%	2.1%	3.2%	3.5%
Forecast Holding Constant Age, Sex and Marital Status Specific Utilization					
Nursing home utilization rate	5.2% [1.00]	5.9% [1.13]	5.5% [1.05]	7.6% [1.46]	7.7% [1.47]
Share of GDP accounted for	1.0%	1.4%	2.2%	3.3%	3.8%
Forecast Holding Constant Age, Sex and Marital Status Specific Utilization, and Allowing for 1 Percent Annual Reduction in Disability Rate over Time					
Nursing home utilization rate	5.2% [1.00]	4.5% [.87]	3.6% [.68]	4.1% [.78]	3.4% [.65]
Share of GDP accounted for	1.0%	1.0%	1.4%	1.8%	1.7%
Forecast Holding Constant Age, Sex and Marital Status Specific Utilization, and Allowing for Changes in Disability over Time and Changes in Time Until Death					
Nursing home utilization rate	5.2% [1.00]	4.3% [.83]	2.8% [.55]	3.3% [.63]	2.5% [.48]
Share of GDP accounted for	1.0%	1.0%	1.1%	1.4%	1.2%
Forecast Holding Constant Age, Sex and Marital Status Specific Utilization, Allowing for Changes in Disability and Time Until Death, and Growth of Nursing Home Costs at 4 Percent per Year					
Share of GDP accounted for	1.0%	1.7%	3.3%	7.3%	10.9%

Note: The numbers in [.] are the ratio to spending in 1990.

Bron: Cutler en Sheiner (1998).

Tabel 5.

Type of expenditure Variation 1992-2000 (%)	Physicians	Pharmaceutical	Hospital	Aggregate
Total demographic change	5,25	8,69	5,56	6,59
of which :				
part of structural change	2,30	5,63	2,60	3,60
part of growing size of population	2,95	3,06	2,96	2,99
Changes in practices for a given level of morbidity	25,72	35,40	96,90	41,52
Changes in morbidity	-16,56	-29,95	-23,70	-23,13
Other changes	8,46	63,37	-3,52	23,89
Residual	3,12	9,10	22,24	5,21
Total variation 1992-2000 (%)	19,76	68,40	53,00	43,65

Table 3 : Overall simulations

Bron: Dormont en Huber (2004).

Tabel 6.

Industry/Commodity or Service	Price proxy	2002 weight
Personal health care		100.0
Hospital care	PPI, hospitals*	36.3
Physician and clinical services	CPI, physician services	25.3
Other professional services	CPI, professional services	3.4
Dental services	CPI, dental services	5.2
Home health care	CPI, professional services	2.7
Other personal health care	CPI, medical care	3.4
Nursing home care	National Nursing Home Input Price Index	7.7
Prescription drugs	CPI, prescription drugs and medical supplies	12.1
Other non-durable medical products	CPI, internal & respiratory over-the-counter drugs	2.4
Durable medical equipment	CPI, eyeglasses and eye care	1.4

*Producer Price Index for hospitals, U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics. Used beginning in 1994 and scaled to 100.0 in 1996. Indexes for 1960-93 are based on a CMS developed output or transaction price index.

Bron: CMS (2004).

Tabel 7.

Sector	Dependent variable	Independent variables
Hospital services	Real private hospital services per capita	Real disposable personal income (lagged 5 years) (+) Relative price (-) Public spending growth (-) Dummy, (1984-)
Physician services	Real private physician services per capita	Real disposable personal income (lagged 5 years) (+) Relative price (-) Public spending growth (-) Dummy, 1983-85 (+)
Other Professional services	Real private other professional services per capita	Real disposable personal income (no lag) (+) Relative price (-) Public spending growth (-) Lagged physician spending (+) Dummy, 1986-88 (+)
Prescription Drugs	Real private drug spending per capita	Real disposable personal income (lagged 2 years) (+) Relative price (-) New drug introductions (+) Direct-to-consumer advertising (+) Dummies, 1975-81 (-), 1999 (+)
Over the Counter Drugs and Other Nondurables	Real private other nondurables spending per capita	Real disposable personal income (lagged 2 years) (+) Relative price (-) Lagged dependent (+)
Durables	Real private durables spending per capita	Real disposable personal income (lagged 2 years) (+) Relative price (-) Public spending growth (-)
Dental services	Real private dental services per capita	Real disposable personal income (no lag) (+) Relative price (-) Dummy, 1981 (+)
Nursing home services	Real private nursing home services per capita	Public spending growth (-) Demographic index (+)
Home health services	Real private home health services per capita	Public spending growth (+) Demographic index (+) Dummy, 1988 (+)

Bron: CMS (2004).

Tabel 8.

Diagnose / Zorg	Zorg 1	Zorg 2	Zorg 3	Zorg 4	Zorg n	
Pathologie 1						uitgaven P1
Pathologie 2						uitgaven P2
Pathologie 3						uitgaven P3
Pathologie 4						uitgaven P4
Pathologie m						uitgaven Pm
	Zorg uitgaven1	Zorg uitgaven2	Zorg uitgaven3	Zorg uitgaven4	Zorg uitgaven n	TOTALE UITGAVEN

CHAPITRE II: ANALYSE DES COMPOSANTES DE LA CROISSANCE DES DEPENSES PUBLIQUES DE SANTE DE 1995 A 2002

IMA: CHRISTIAN LEONARD, HERVE AVALOSSE, AGNES LECLERCQ, BERNARD LANGE, JEAN-PIERRE BRONCKAERS
KCE : DIRK VAN DEN STEEN

Federaal Kenniscentrum voor de Gezondheidszorg
Centre Fédéral d'Expertise des Soins de Santé

CHAPITRE II: ANALYSE DES COMPOSANTES DE LA CROISSANCE DES DEPENSES PUBLIQUES DE SANTE DE 1995 A 2002

7. INTRODUCTION

7.1. BUT DE L'ANALYSE

L'analyse qui suit a pour but de décrire l'évolution des dépenses publiques de santé (remboursements effectués par les mutualités) au cours de la période 1995 – 2002. Cette description consiste a scinder l'effet total de hausse des dépenses en trois effets distincts. En effet, on peut aisément repérer un effet prix que nous appelons 'coût par cas' d'un effet volume qui lui-même peut-être subdivisé en deux effets : un effet 'bénéficiaires' et un effet 'nombre de cas par bénéficiaire'. Cette distinction est purement mécanique dans le sens où nous ne présentons pas d'explication de type comportementale que ce soit pour l'offre ou la demande de soins. En revanche, nous avons analysé de manière exhaustive et précise les éléments qui avaient modifié la réglementation de l'assurance soins de santé au cours de la période sous revue.

7.2. DONNÉES ET MÉTHODE UTILISÉES

Les données utilisées pour la description de la hausse des dépenses sont les données des documents C établies à date de prestation sur la période 1995 à 2002. Elles sont ventilées par régime et statut social. Nous avons utilisé une source homogène pour les effectifs de chacune de ces années et certaines dépenses de l'année 2002 ont été ventilées selon une clé de répartition proposée par les services de l'INAMI.

Pour calculer les effets de la variation du nombre de bénéficiaires, du nombre de cas par bénéficiaires et du coût de chaque groupe de prestation, nous avons eu recours à une transformation logarithmique. Cette transformation s'applique à l'équation de base simple selon laquelle les dépenses totales résultent du produit du nombre de cas par bénéficiaire, par le coût de chaque cas et par le nombre de bénéficiaires (voir partie I). L'utilisation de cette transformation permet certaines interprétations et nécessite certaines précautions que nous explicitons plus loin.

7.3. RÉSULTATS

Les résultats globaux montrent que la croissance des dépenses s'élève à 34,58 % (partie I, tableau 9) sur la période sous revue, 38,17 % de cette croissance serait la conséquence d'une hausse du coût moyen, 11,66 % d'une modification de la variable 'bénéficiaires' et 50,17 % d'une augmentation du nombre de cas par bénéficiaire (partie I, tableau 18). Dans le tableau 18, on peut constater que cette part relative de chaque variable explicative est très différente d'un code C à un autre. Les dépenses du code C2 (les médicaments) par exemple, semblent particulièrement influencées par la variable 'coût par cas'.

Ces taux de croissance et résultats doivent évidemment être lus et interprétés à la lueur des considérations techniques des pages suivantes. En outre, ils ne peuvent être considérés comme une constante dans le sens où ils sont le résultat d'une réglementation en évolution constante. Chaque mesure prise ou non prise génère des effets sur les patients et les prestataires que les seuls taux de croissance ne peuvent capter. Ces effets qui touchent l'offre et la demande soins font également l'objet de l'influence d'effets de substitution et/ou de complémentarité que seul un modèle réellement explicatif peut mettre en évidence. Ce dernier ne peut cependant être élaboré sans émettre des hypothèses de comportement qui présentent également leurs limites.

Des résultats plus détaillés sont présentés dans le corps du rapport. L'ensemble des résultats pour tous les codes C figurent dans les pages html qui accompagnent le présent rapport (voir CD-ROM).

Dans la partie I, la méthode de décomposition est expliquée et les résultats pour les codes C1.A, C4, C5 et C6 sont présentés et commentés.

Dans la partie II, toutes les modifications législatives qui ont été opérées entre 1995 et 2002 ont été listées (voir les tableaux par code en annexes du Chapitre II).

Dans la partie III, en annexe du Chapitre II, des exemples de modifications ont été analysés. Il s'agit des soins infirmiers (point 3.1.) et des soins en institutions (point 3.2.), cela au niveau des codes comptables. Au point 3.3., l'analyse présentée est effectuée au niveau des codes de nomenclature. Même si l'analyse par code comptable est pertinente pour donner une vue d'ensemble de l'évolution des dépenses, elle ne permet pas d'identifier de manière univoque les liens entre les mesures prises et leurs effets en termes de volume de prestation, de prix et de dépenses. L'analyse par code de nomenclature permet quant à elle de suivre de manière détaillée les effets des mesures sans pour cela établir de manière quantitative précise des équations comportementales. La liaison d'un tarif à l'évolution de l'indice des prix présente un effet mécanique sur les dépenses, en revanche, une hausse d'un ticket modérateur n'aura sans doute pas qu'un effet mécanique en termes de prix unitaire. Il est vraisemblable, que pour une certaine période au moins, une hausse de la charge du patient induira une réduction de la consommation de la prestation, on assiste alors à un effet volume consécutif à un 'effet de comportement' du demandeur de soin.

Il n'est évidemment pas possible de tirer ce genre de conclusion d'une analyse par code comptable. Une analyse plus fine, par code de nomenclature et par personne est nécessaire pour établir un tableau de bord prospectif à court et moyen termes qui puisse donner des indications précises sur les effets des mesures envisagées.

7.4. TABLEAU DE BORD

En l'état actuel de l'analyse effectuée, un tableau de bord qui permettrait d'évaluer le rythme d'évolution des dépenses dans le cours terme ne peut reposer que sur les données des codes comptables. Les tableaux 1 à 18 de la partie I présentent ces évolutions par année de 1995 à 2002 et sur toute la période. Redescendre au niveau des documents C permet évidemment une analyse plus fine même si à ce niveau, plusieurs codes de nomenclature sont encore regroupés. Nous en donnons plusieurs exemples dans la partie III de la présente analyse. Cependant, il a également été nécessaire de passer au stade de l'analyse de codes de nomenclature pour émettre des commentaires significatifs. En effet, les mesures prises concernent rarement un code comptable complet à l'exception des mesures d'indexation des prestations. Il n'est cependant pas rare que des mesures d'indexation soient suspendues ou postposées, pour un groupe homogène de prestations ou pour une partie de ce groupe.

Cela signifie que l'analyse effectuée par code comptable, en parallèle d'une analyse des indices de prix, peut donner une idée de l'évolution à venir de ces codes sur base de la période passée. Il est ainsi possible, d'anticiper approximativement les effets financiers d'une mesure appliquée dans le futur, mesure qui aurait été appliquée dans le passé, à un code particulier (ou une partie de code, donc à certains codes de nomenclature). On peut ainsi avancer que le passé pourrait servir pour établir un pronostic toutes autres choses étant égales par ailleurs. Les données que nous avons calculées (taux de croissance par codes et par types de bénéficiaires) pourraient ainsi être utilisées dès l'année 2006 afin d'en tester la validité. Concrètement, il s'agirait d'appliquer les taux de croissance constatés dans le passé pour certains codes aux dépenses des mêmes codes dans les années à venir en tenant compte de l'évolution du contexte réglementaire. Par exemple, appliqué le même taux de croissance des dépenses à des dépenses du code 102 si les prestations de ce code ont subi la même mesure (ou la même absence de mesure).

Toutefois, il nous semble que la seule utilisation des données des codes de nomenclature, ventilées par âge, sexe et statut social, soient les seules qui permettent une analyse fine des raisons pour lesquelles les dépenses évoluent. Nous recommandons donc l'utilisation de telles données pour l'établissement d'un tableau de bord aux résultats plus robustes.

8. PARTIE I. DECOMPOSITION DE LA VARIATION DES DEPENSES DE SOINS DE SANTE AU COURS DE LA PERIODE 1995 A 2002

Le but est de ventiler la variation des dépenses de soins de santé au cours de la période 1995 à 2002 selon plusieurs facteurs de croissance : la population couverte et la consommation (= effet volume), le coût de la prestation (= effet prix). Les dépenses de soins de santé dont il est question sont celles remboursées dans le cadre de l'Assurance Maladie, ventilées selon les codes comtables de l'INAMI (les codes C).

8.1. MÉTHODE UTILISÉE

La méthode de calcul varie quelque peu selon les variables utilisées comme indicateurs de la consommation. Pour la plupart des codes comptables, le nombre de 'cas' est renseigné. Pour les codes comptables relatifs à la rubrique 'Hospitalisation et séjour en maison de repos et de soins', nous disposons également parfois d'une variable 'jours'.

8.1.1. Méthode 1 - Variable 'cas' est disponible

Notations - pour un ensemble de prestations considérées	
D	Montant des dépenses
C	Nombre de cas, de prestations
B	Nombre de bénéficiaires (personnes assurées)
CM = D / C	Coût moyen par cas
CS = C / B	Consommation moyenne par bénéficiaire (nombre moyen de cas par bénéfiaire)

Pour une année t, on peut écrire :

$$D_t = B_t \times C_t / B_t \times D_t / C_t = B_t \times CS_t \times CM_t \qquad (1)$$

Pour deux années successives, t et t+1, on divise membre à membre :

$$D_{t+1}/D_t = B_{t+1}/B_t \times CS_{t+1}/CS_t \times CM_{t+1}/CM_t \qquad (2)$$

On prend les logarithmes népériens de (2) :

$$\log(D_{t+1}/D_t) = \log(B_{t+1}/B_t) + \log(CS_{t+1}/CS_t) + \log(CM_{t+1}/CM_t) \qquad (3)$$

avec

$Id = \log(D_{t+1}/D_t)$	taux instantané de variation des dépenses
$Ib = \log(B_{t+1}/B_t)$	taux instantané de variation du nombre de bénéficiaires
$Ics = \log(CS_{t+1}/CS_t)$	taux instantané de variation du nombre de cas par bénéficiaire
$Icm = \log(CM_{t+1}/CM_t)$	taux instantané de variation du coût moyen par cas

On a donc :

$$Id = Ib + Ics + Icm \qquad (4)$$

Pour connaître les proportions relatives des trois facteurs, on divise (4) par Id :

$$100 = [\ Ib/Id + Ics/Id + Icm/Id\ ] \times 100 \qquad (5)$$

8.1.2. Méthode 2 - Variables 'cas' et 'jours' sont disponibles

Pour les dépenses de soins de santé afférentes à l'hospitalisation, on peut alors faire apparaître un nouveau facteur : la durée de séjour.

Notations - pour un ensemble de prestations considérées	
D	Montant des dépenses
C	Nombre de cas, de prestations
B	Nombre de bénéficiaires (personnes assurées)
J	Nombre de journées d'hospitalisations
CMJ = D / J	Coût moyen par jour
DM = J / C	Durée moyenne par cas (nombre moyen de jours d'hospitalisation par cas)
CS = C / B	Consommation moyenne par bénéficiaire (nombre moyen de cas par bénéficiaire)

Pour une année t, on peut écrire :

$$D_t = B_t \times C_t/B_t \times J_t/C_t \times D_t/J_t = B_t \times CS_t \times DM_t \times CMJ_t \qquad (1')$$

Pour deux années successives, t et t+1, on divise membre à membre :

$$D_{t+1}/D_t = B_{t+1}/B_t \times CS_{t+1}/CS_t \times DM_{t+1}/DM_t \times CMJ_{t+1}/CMJ_t \qquad (2')$$

On prend les logarithmes népériens de (2) :

$$\log(D_{t+1}/D_t) = \log(B_{t+1}/B_t) + \log(CS_{t+1}/CS_t) + \log(DM_{t+1}/DM_t) + \log(CMJ_{t+1}/CMJ_t) \quad (3')$$

avec

$Id = \log(D_{t+1}/D_t)$	taux instantané de variation des dépenses
$Ib = \log(B_{t+1}/B_t)$	taux instantané de variation du nombre de bénéficiaires
$Ics = \log(CS_{t+1}/CS_t)$	taux instantané de variation du nombre de cas par bénéficiaire
$Idm = \log(DM_{t+1}/DM_t)$	taux instantané de variation de la durée moyenne par cas
$Icm = \log(CMJ_{t+1}/CMJ_t)$	taux instantané de variation du coût moyen par journée d'hospitalisation

On a donc :

$$Id = Ib + Ics + Idm + Icm \quad (4')$$

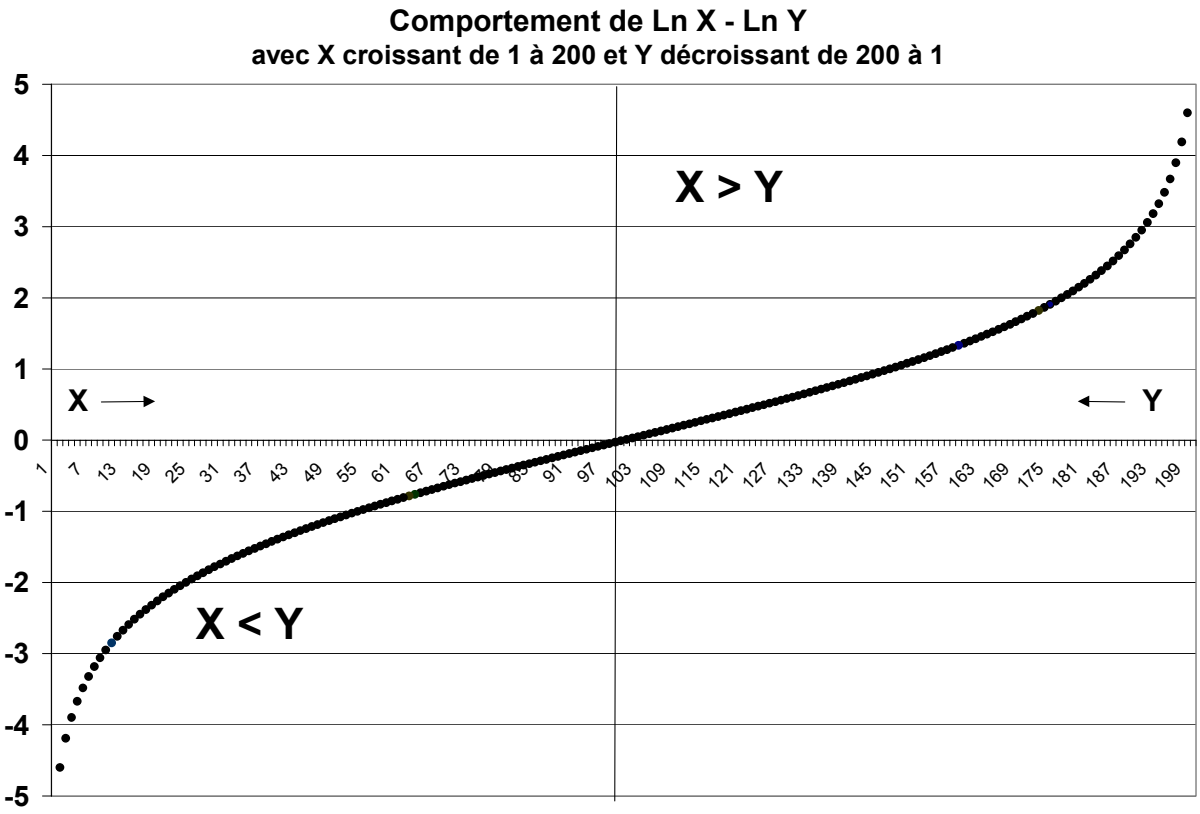
Pour connaître les proportions relatives des trois facteurs, on divise (4) par Id :

$$100 = [\, Ib/Id + Ics/Id + Idm/Id + Icm/Id \,] \times 100 \quad (5')$$

8.2. REMARQUES QUANT A L'INTERPRETATION DES RESULTATS NUMERIQUES

Pour rappel, selon le calcul des logarithmes, le logarithme d'une fraction se développe comme suit : $\log(X / Y) = \log X - \log Y$.

Il n'est peut-être pas inutile de montrer comment se comporte numériquement une fonction du type 'log X – log Y'. C'est ce que montre le graphique suivant, avec des logarithmes népériens.



Si nous reprenons le calcul du taux de variation des dépenses, Id, on le développe de la façon suivante : $Id = \log(D_{t+1}/D_t) = \log D_{t+1} - \log D_t$

Et donc, le taux instantané de variation des dépenses Id sera strictement positif quand $D_{t+1} > D_t$, c'est-à-dire quand les dépenses croissent d'une année à l'autre. De la même façon, Id sera strictement négatif quand les dépenses diminuent au cours de deux années successives.

Avec les taux instantanés Icm, Ics, Idm, on a quelque chose de plus compliqué à interprêter, vu que le calcul de ces taux fait appel à des fractions.

Prenons comme exemple : Icm de la méthode 1, le taux instantané de variation du coût moyen par cas. On a alors, pour Icm, le développement suivant.

$$Icm = \log(CM_{t+1}/CM_t) = \log CM_{t+1} - \log CM_t = \log (D_{t+1}/C_{t+1}) - \log (D_t/C_t)$$

$$= [\log D_{t+1} - \log D_t] + [\log C_t - \log C_{t+1}]$$

(a) (b)

Icm est positif :

Cas 1 : quand (a) et (b) sont positifs, soit : $D_{t+1} > D_t$ et $C_{t+1} < C_t$

pour deux années successives, on aurait alors une expansion des dépenses s'accompagnant d'une contraction des 'cas' pris en compte (soit de la variable de consommation). Attention, il faut

nuancer car les données numériques prises en considération pour les dépenses et les cas peuvent se comporter de deux façons assez différentes :

- l'expansion des dépenses peut être faible (D_{t+1} faiblement > D_t), la contraction des 'cas' peut être forte (C_{t+1} << C_t).
- l'expansion des dépenses peut être forte (D_{t+1} >> D_t) et la contraction des 'cas' pris en compte peut être faible (C_{t+1} faiblement < C_t).

Cas 2 : quand (a) < 0 et (b) > 0 et (b) > (a)[52],

soit quand $D_{t+1} < D_t$ et $C_{t+1} << C_t$

pour deux années successives, on aurait alors une contraction des dépenses s'accompagnant d'une contraction du nombre de 'cas' pris en compte, la première contraction se faisant à un rythme nettement moins rapide que la seconde.

Cas 3 : quand (a) > 0 et (b) < 0 et et (a) > (b) ,

soit quand $D_{t+1} >> D_t$ et $C_{t+1} > C_t$

pour deux années successives, on aurait alors une expansion des dépenses s'accompagnant d'une expansion du nombre de 'cas' pris en compte, la première expansion se faisant à rythme nettement plus rapide que la seconde.

Icm est négatif

Cas 1' : quand (a) et (b) sont négatifs, soit : $D_{t+1} < D_t$ et $C_{t+1} > C_t$

pour deux années successives, on aurait alors une expansion des 'cas' pris en compte s'accompagnant d'une contraction des dépenses. Toutefois, les données numériques pour les dépenses et les cas peuvent se comporter de deux façons quelque peu différentes :

- la contraction des dépenses peut être faible (D_{t+1} faiblement < D_t), l'expansion des 'cas' peut être forte (C_{t+1} >> C_t).
- la contraction des dépenses peut être forte (D_{t+1} << D_t) et l'expansion des 'cas' pris en compte peut être faible (C_{t+1} faiblement > C_t).

Cas 2' : quand (a) < 0 et (b) > 0 et (a) > (b) ,

soit quand $D_{t+1} << D_t$ et $C_{t+1} < C_t$

pour deux années successives, on aurait alors une contraction des dépenses s'accompagnant d'une contraction du nombre de 'cas' pris en compte, la première contraction se faisant à un rythme nettement plus rapide que la seconde.

Cas 3' : quand (a) > 0 et (b) < 0 et et (b) > (a) ,

soit quand $D_{t+1} > D_t$ et $C_{t+1} >> C_t$

pour deux années successives, on aurait alors une expansion des dépenses s'accompagnant d'une expansion du nombre de 'cas' pris en compte, la première expansion se faisant à rythme nettement moins rapide que la seconde.

Il faut donc être prudent sur l'interprétation : un certain résultat numérique étant obtenu pour Icm (positif ou négatif), on peut avoir des comportements très différents au niveau des données brutes. Il faudra voir comment se comporte les séries numériques sous-jacentes des dépenses et

[52] Rappel : la valeur absolue d'un nombre est égale à ce nombre sans son signe : -3 = 3 = 3

des cas, ce qu'il en est de l'évolution des prix des prestations en cause (soit le tarif de remboursement appliqué aux prestations de soins de santé consommées), des conditions légales applicables pour ces prestations.

L'interaction entre le tarif de remboursement et la consommation des soins de santé est certainement loin d'être simple à apprécier à un niveau très aggrégé. Probablement, il faudra redescendre au niveau du code nomenclature (qui identifie une prestation, un acte médical, un type de soins bien précis) et voir comment les conditions concrètes d'application de ce code ont évolué au cours du temps : A-t-on revu le tarif de remboursement (à la hausse ou à la baisse) ? A-t-on changé la nature de la prestation en cause ? A-t-on élargi, facilité ou limité les conditions pour obtenir un remboursement?

Remarque à propos des proportions relatives des facteurs de croissance. Lorsque l'on divise Ib, Ics et Icm par Id, selon l'équation (5) de la méthode 1, reprise ci-dessous, on peut obtenir des résultats numériques prêtant à confusion.

$$100 = [\ Ib/Id \quad + \quad Ics/Id \quad + \quad Icm/Id\ ] \times 100 \qquad (5)$$

En effet, pour calculer ces proportions relatives, comme on a affaire à des fractions (Ib/Id, Ics/Id et Icm/Id) il suffit que l'ordre de grandeur du numérateur soit nettement supérieur à celui du dénominateur pour que l'on obtienne des résultats numériques très élevés. On pourra alors avoir, en quelque sorte, des contributions relatives massives (en positif comme en négatif) de l'un ou plusieurs facteurs à la croissance globale des dépenses prises en considération.

Dernière remarque quant à la méthode de calcul exposée. Les relations (3) et (3') permettent de calculer les taux instantanés de variation pour deux années successives t et t+1. On peut évidemment appliquer ces relations pour une période plus longue. En prenant t = 1995 et t+7 = 2002, les relations (3) et (3') nous donneront les taux de croissance globaux pour la période considérée. En divisant les taux ainsi obtenus par 7, on obtient les taux de croissance annuels moyens pour la période.

8.3. LES INFORMATIONS UTILISÉES

- Pour les dépenses de soins de santé, les nombre de cas et journées, on utilise les informations contenues dans les documents C, regroupées par année de prestation. Ces dernières vont de 1995 à 2002. Ces informations sont également ventilées par régime et par statut social.
- Pour l'année 2002, certaines dépenses ne sont pas ventilées selon régime et/ou le statut social. Pour ces dépenses, nous appliquons les clés de ventilation définies dans la note : TBSC n 2004/14.
- Certaines dépenses ne sont pas prises en compte du fait qu'elles sont attribuées à des codes de statuts sociaux inexistants (p.e.: 133, 127, 145, …). Ce ne sont, toutefois, que de petits montants.
- Pour les effectifs des assurés, par régime, nous utilisons les nombres figurants aux deux pages suivantes.
- Source : ANMC - Assurance Obligatoire - Rapport : statistiques et dépenses, exercices 1995 à 2002

Régime général	SS	31-déc-02	31-déc-01	31-déc-00	31-déc-99	31-déc-98	31-déc-97	31-déc-96	31-déc-95
TIP[53] 75%	110	6.407.755	6.373.560	6.350.247	6.327.090	6.410.304	6.405.195	6.420.320	6.379.756
TIP 100%[54]	111	192.111	194.654	175.045	158.637	69.567	51.014		
PAC[55]	111	8.392	8.598	9.558	9.830	9.201	13.643		
		6.608.258	*6.576.812*	*6.534.850*	*6.495.557*	*6.489.072*	*6.469.852*	*6.420.320*	*6.379.756*
Invalides 75%	120	146.358	139.144	135.401	130.346	133.748	131.842	134.662	136.478
Invalides 100%	121	146.420	145.978	148.594	153.987	149.526	149.968	150.303	150.591
PAC	121	446	433	499	494	471	739		
		293.224	*285.555*	*284.494*	*284.827*	*283.745*	*282.549*	*284.965*	*287.069*
Handicapés 75%	120	2.086	2.015	2.398	2.733	2.666	1.459	3.196	3.267
Handicapés 100%	121	67.763	65.077	59.168	58.035	56.518	24.230	20.958	19.890
PAC	121	57	51	145	70	52	26		
		69.906	*67.143*	*61.711*	*60.838*	*59.236*	*25.715*	*24.154*	*23.157*
Pensionnés 75%	130	1.173.710	1.149.662	1.131.425	1.122.361	1.096.396	1.069.305	1.049.510	1.019.794
Pensionnés 100%	131	429.338	445.020	462.313	475.240	485.513	513.326	519.872	529.691
PAC	131	3.246	3.034	3.073	3.152	2.784	5.281		
		1.606.294	*1.597.716*	*1.596.811*	*1.600.753*	*1.584.693*	*1.587.912*	*1.569.382*	*1.549.485*
Veuves et orphelins 75%	140	200.906	197.085	195.213	191.430	187.439	182.753	178.803	174.062
Veuves et orphelins 100%	141	198.110	207.728	216.171	223.994	231.603	242.181	249.922	254.782
PAC	141	364	384	412	438	425	946		
		399.380	*405.197*	*411.796*	*415.862*	*419.467*	*425.880*	*428.725*	*428.844*

[53] titulaire indemnisable primaire
[54] 100% signifie que les personnes considérées sont bénéficiaires de l'intervention majorée : le tarif préférentiel de l'Assurance Maladie est appliqué.
[55] personne à charge

Registre national 75%	**100**	77.103	73.241	69.413	61.394	47.956	35.447	105.486	99.363
Registre national 100%	**101**	179.141	173.098	159.723	137.330	111.263	74.365		
PAC	**101**	345	250	244	231	225	146		
**jusqu'en 97 : PNP*[56]		*256.589*	*246.589*	*229.380*	*198.955*	*159.444*	*109.958*	*105.486*	*99.363*
total =		9.233.651	9.179.012	9.119.042	9.056.792	8.995.657	8.901.866	8.833.032	8.767.674

résumé	***100***	***101***	***110***	***111***	***120***	***121***	***130***	***131***	***140***	***141***	**Total**
ben02=	77.103	179.486	6.407.755	200.503	148.444	214.686	1.173.710	432.584	200.906	198.474	9.233.651
ben01=	73.241	173.348	6.373.560	203.252	141.159	211.539	1.149.662	448.054	197.085	208.112	9.179.012
ben00=	69.413	159.967	6.350.247	184.603	137.799	208.406	1.131.425	465.386	195.213	216.583	9.119.042
ben99=	61.394	137.561	6.327.090	168.467	133.079	212.586	1.122.361	478.392	191.430	224.432	9.056.792
ben98=	47.956	111.488	6.410.304	78.768	136.414	206.567	1.096.396	488.297	187.439	232.028	8.995.657
ben97=	35.447	74.511	6.405.195	64.657	133.301	174.963	1.069.305	518.607	182.753	243.127	8.901.866
ben96=	105.486	0	6.420.320	0	137.858	171.261	1.049.510	519.872	178.803	249.922	8.833.032
ben95=	99.363	0	6.379.756	0	139.745	170.481	1.019.794	529.691	174.062	254.782	8.767.674

Régime des indépendants	**SS**	**31-déc-02**	**31-déc-01**	**31-déc-00**	**31-déc-99**	**31-déc-98**	**31-déc-97**	**31-déc-96**	**31-déc-95**
TIP 75%	**410**	817.287	828.111	839.197	846.294	859.339	871.412	866.845	869.797
TIP 100%	**411**	2.264	2.233	2.092	2.033	2.280	1.985		

[56] personne non protégée

PAC	**411**	614	666	665	642	685	1.013		
		820.165	*831.010*	*841.954*	*848.969*	*862.304*	*874.410*	*866.845*	*869.797*
Invalides et handicapés 75%	**420**	13.309	12.506	12.809	12.056	12.245	12.193	13.180	13.755
Invalides et handicapés 100%	**421**	10.763	11.058	11.512	12.497	12.272	12.945	13.454	13.725
PAC	**421**	83	68	71	75	98	115		
		24.155	*23.632*	*24.392*	*24.628*	*24.615*	*25.253*	*26.634*	*27.480*
Pensionnés 75%	**430**	56.278	56.145	55.814	55.955	54.856	56.233	56.696	56.207
Pensionnés 100%	**431**	68.148	69.471	69.169	68.770	68.495	69.382	69.919	69.977
PAC	**431**	339	256	226	203	233	473		
		124.765	*125.872*	*125.209*	*124.928*	*123.584*	*126.088*	*126.615*	*126.184*
Veuves et orphelins 75%	**440**	10.282	10.096	10.152	10.767	10.756	11.127	12.282	12.751
Veuves et orphelins 100%	**441**	23.939	24.335	24.150	24.762	25.045	26.238	26.145	26.691
PAC	**441**	14	14	21	16	22	71		
		34.235	*34.445*	*34.323*	*35.545*	*35.823*	*37.436*	*38.427*	*39.442*
Communauté religieuse	**470**	4.758	5.035	5.219	5.440	4.798	5.654	6.062	6.575
total =		1.008.078	1.019.994	1.031.097	1.039.510	1.051.124	1.068.841	1.064.583	1.069.478

résumé	***410***	***411***	***420***	***421***	***430***	***431***	***440***	***441***	***470***	**total**
ben02=	817.287	2.878	13.309	10.846	56.278	68.487	10.282	23.953	4.758	1.008.078
ben01=	828.111	2.899	12.506	11.126	56.145	69.727	10.096	24.349	5.035	1.019.994
ben00=	839.197	2.757	12.809	11.583	55.814	69.395	10.152	24.171	5.219	1.031.097
ben99=	846.294	2.675	12.056	12.572	55.955	68.973	10.767	24.778	5.440	1.039.510

ben98=	859.339	2.965	12.245	12.370	54.856	68.728	10.756	25.067	4.798	1.051.124
ben97=	871.412	2.998	12.193	13.060	56.233	69.855	11.127	26.309	5.654	1.068.841
ben96=	866.845	0	13.180	13.454	56.696	69.919	12.282	26.145	6.062	1.064.583
ben95=	869.797	0	13.755	13.725	56.207	69.977	12.751	26.691	6.575	1.069.478

8.4. RÉSULTATS GÉNÉRÉS

8.4.1. Résultats globaux

Nous avons généré pour les 9 grandes rubriques figurant dans les documents C, les résultats suivants :

- pour chaque rubrique C1 à C9 ;
- selon les combinaisons des régimes (salariés et indépendants) et selon que les assurés bénéficient ou non de l'intervention majorée ;
- de 1995 à 2002 et pour l'ensemble de la période 1995-2002 ;
- les taux de variation instantanés des facteurs, selon
    - les équations (4) – méthode1 pour les rubriques C1 à C6, C8 et C9
    - les équations (4') – méthode 2 pour la rubrique C7 ;
- les proportions relatives de chaque facteur, selon
    - les équations (5) – méthode1 pour les rubriques C1 à C6, C8 et C9
    - les équations (5') – méthode 2 pour la rubrique C7.

Selon le niveau d'analyse, les résultats par rubrique C sont repris en annexe II du Chapitre II Tableaux 1 à 18.

8.4.2. Résultats par code comptable

Certains codes comptables sont utilisés durant l'entireté de la période considérée. D'autres apparaissent et disparaissent. Nous ne retenons que les codes comptables qui apparaissent entre 1995 et 2001 et qui sont encore utilisés en 2002. Les taux de variation sont calculés d'année en année et selon l'ensemble de la période considérée.

Les résultats ont été générés pour chaque code comptable, selon les combinaisons des régimes (salariés et indépendants) et selon que les assurés bénéficient ou non de l'intervention majorée, lorsque les informations sont présentes pour les facteurs considérés (pour certains codes, le nombre de cas n'est pas renseigné).

Pour les codes comptables 709, 716, 726 et 744, nous n'avons pas le nombre de cas. Mais ces codes sont relatifs à des forfaits par journée. Nous faisons donc l'hypothèse que le nombre de journées correspond au nombre de cas. Ce qui nous permet d'appliquer les formules (1) à (5) – méthode 1.

Pour les codes comptables 750, 752, 753, 754, 755, 760, le nombre de cas correspond en fait à un nombre de forfaits journaliers. Ici, nous devrions alors avoir une égalité entre le nombre de cas et le nombre de jours. Ce n'est pas toujours ainsi. En guise d'indicateur de consommation, nous retenons la variable 'jours' que nous utilisons à la place de la variable 'cas' dans le cadre des formules (1) à (5) – méthode 1.

Ci-après en annexe II du Chapitre II, Graphiques 1 à 46, à titre illustratif pour quelques codes comptables significatifs, nous donnons, sous forme graphique, les taux de variation pour les facteurs considérés, tout régime et tout type d'assuré confondu. On peut y voir dans quelle mesure la croissance des dépenses est 'tirée' par l'effet prix ou bien par l'effet volume. De tous

ces exemples, il est difficile de tirer des conclusions générales : pour certains codes comptables, les dépenses sont clairement influencées davantage par l'effet prix, pour d'autres c'est l'effet volume qui apparaît prépondérant. Pour quelles raisons l'un ou l'autre effet est-il prépondérant et à tel moment ? Il est difficile d'y répondre sans rentrer dans le détail au niveau des prestations qui composent le code comptable. En effet, pour bien comprendre comment évolue un bloc de prestations, il faut se référer aux évolutions sous-jacentes de la nomenclature des soins de santé. Quelques exemples ciblés sont données dans la partie 3, tout en appliquant la même méthode numérique de décomposition de la croissance des dépenses.

8.5. QUELQUES COMMENTAIRES SUR LA METHODE DE DECOMPOSITION DES DEPENSES DE SOINS DE SANTE SELON DIVERS FACTEURS DE CROISSANCE

Dans le tableau 19, ci-dessous, nous reprenons les taux de croissance observés pour l'ensemble des dépenses de soins de santé, les deux régimes étant confondus, les statuts sociaux également (assurés ordinaires et assurés bénéficiant de l'intervention majorée). Déjà à ce niveau maximum d'agrégation on peut apprécier l'importance de la croissance annuelle des dépenses de soins de santé santé : de l'ordre de 5 à 7 % par an, sauf de 1996 à 1997 où on remarque une variation négative. Cette dernière est dû aux baisses provisoires des tarifs de remboursement qui ont eu lieu dans le courant de 1997 dans le but de faire des économies. Ces diminutions tarifaires se voient encore mieux avec la croissance négative du facteur 'Coût moyen par cas' qui diminue de 3,34 % de 1996 à 1997.

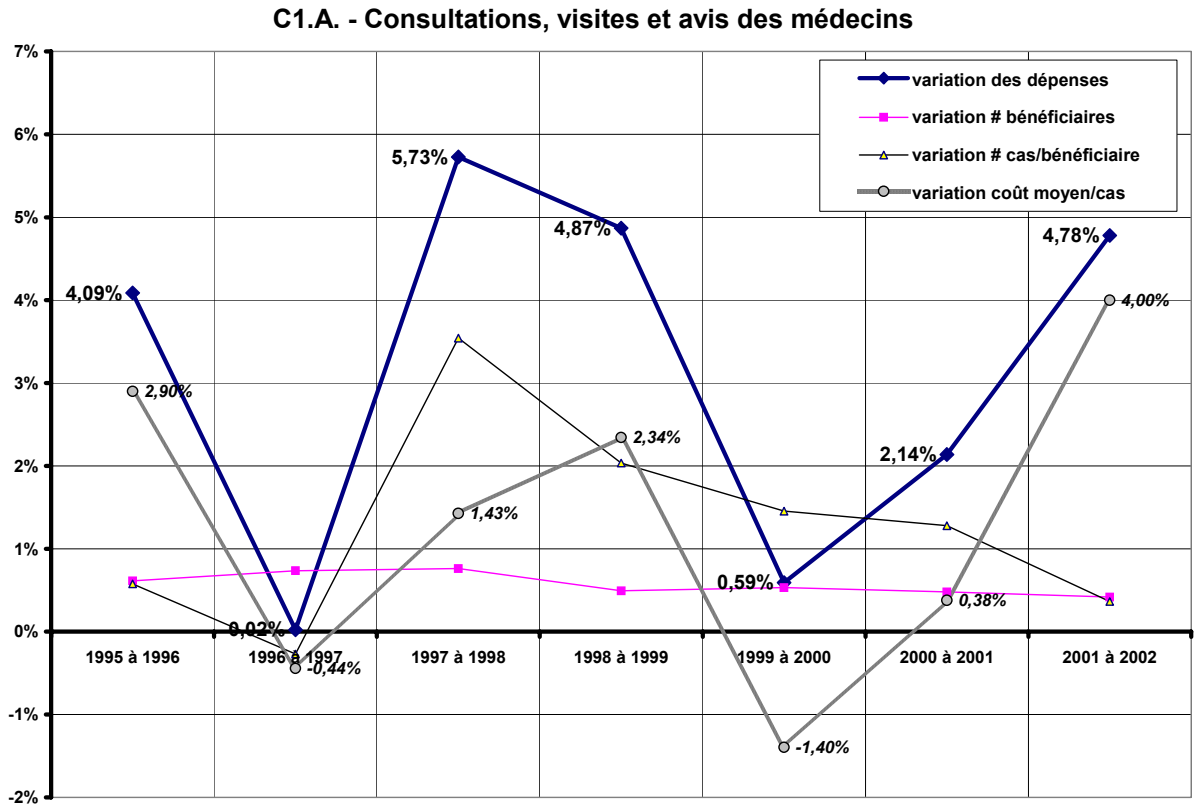
La méthode de décomposition permet d'apprécier, d'année en année, et pour l'ensemble de la période considérée, le poids relatif des trois facteurs de croissance des dépenses pris en compte. Globalement de 1995 à 2002, le facteur 'Nombre de cas par bénéficiaire' est le facteur principal rendant compte de la hausse des dépenses de soins de santé, à raison de 50,17 %. Ce facteur correspond à l'effet volume. Ensuite vient, à raison de 38,17 %, le facteur 'Coût moyen par cas'. Ce facteur correspond à un effet prix. Enfin, le facteur le plus faible, à raison de 11,66 %, est celui qui correspond à la croissance du nombre total de bénéficiaires couverts pour leurs soins de santé.

Tableau 19. Décomposition de la croissance de l'ensemble des dépenses de soins de santé

Ensemble des dépenses de soins de santé	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	Pour la période de 1995 à 2002
Taux annuels de croissance selon les facteurs								
1. Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%
2. # cas / bénéficiaire	4.48%	0.74%	4.81%	2.58%	0.70%	2.01%	2.04%	17.35%
3. Coût moyen / cas	1.42%	(3.34%)	1.55%	3.90%	3.93%	2.58%	3.17%	13.20%
4. Dépense (=1+2+3)	6.51%	(1.86%)	7.11%	6.97%	5.16%	5.07%	5.62%	34.58%
Proportion relative des taux annuels de croissance selon les facteurs								
1. Bénéficiaires	9.41%	(39.52%)	10.69%	7.06%	10.31%	9.47%	7.44%	11.66%
2. # cas / bénéficiaire	68.81%	(39.81%)	67.59%	36.96%	13.56%	39.61%	36.22%	50.17%
3. Coût moyen / cas	21.78%	179.33%	21.72%	55.99%	76.13%	50.91%	56.34%	38.17%
4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Par rapport à ces indicateurs très généraux, on peut essayer de voir comment se comporte la croissance des dépenses de soins de santé d'une rubrique particulière. Prenons la rubrique C1.A, les consultations, visites et avis des médecins. D'année en année, sauf pour la période 1996-1997, comme on peut le voir au graphique 47 ci-après, les variations observées au niveau des dépenses totales de la rubrique C1.A (régimes et types d'assurés confondus) ont des amplitudes moins grandes : de 0,6 % à 4,8 %. Dans la variation annuelle de ces dépenses, on remarque deux creux importants : en 1996-1997 et en 1999-2000. On peut vraisemblablement attribuer ces creux à des mesures d'économie. Le premier creux correspond aux mesures linéaires de réduction tarifaire qui ont été prises au début de 1997. Le second creux est sans doute dû aux mesures d'économie en biologie clinique (code comptable 115, voir graphique 7) prises dans le courant de 2000 : en matière ambulatoire le taux d'intervention de l'Assurance Maladie a baissé considérablement (de 57,5 % à 25 %).

Graphique 47.



Dans les tableaux 20A et 20B, nous donnons la décomposition de la croissance des dépenses de cette rubrique selon les divers niveaux d'analyse retenus : selon le type de remboursement dont bénéficent les assurés (intervention majorée ou pas), selon le régime considéré (salariés, indépendants).

Tous les types de remboursement et régimes étant confondus, les dépenses de la rubrique C1.A ont augmenté moins vite que l'ensemble des dépenses de santé : de 1995 à 1999, il y a 22,21 % de croissance pour la rubrique C1.A tandis que l'ensemble des dépenses de santé progresse de 34,58 % (voir dans le tableau 19). On constate également que, contrairement à l'ensemble des dépenses de santé, les dépenses de la rubrique C1.A sont en premier lieu influencées par le facteur 'Coût moyen par cas' : ce facteur rend compte à lui seul de 41,43 % de la hausse des dépenses de la rubrique C1.A sur la période 1995 à 2002. En second lieu, avec toutefois un faible écart, arrive le facteur 'Nombre de cas par bénéficiaire' : il rend compte de 40,43 % de la hausse observée sur la période considérée. En troisième lieu, le facteur 'Nombre de bénéficiaires' explique près de 18,14 % de la hausse des dépenses de la rubrique C1.A, ce qui est bien plus que pour l'ensemble des dépenses de santé (11,66 % dans le tableau 19).

L'influence majeure du facteur 'Coût moyen par cas' sur la croissance des dépenses se remarque également au niveau des codes comptables importants qui composent la rubrique C1.A : il suffit de regarder les graphiques 3 à 8 montrant la décomposition de la croissance des dépenses de santé par code comptable, tous les assurés et régimes étant confondus. On voit que la variation des dépenses est 'tirée' par la variation du coût moyen par cas (voir les graphiques 3, 4, 5, 7). La variation du nombre de cas par bénéficiaire n'est toutefois pas à négliger au niveau de ces codes comptables : parfois elle amplifie la variation du coût moyen par cas, parfois ces deux variations

se compensent modérant ainsi la croissance des dépenses (par exemple : graphiques 4 et 5, 6 en fin de période).

Revenons à la décomposition de l'ensemble des dépenses de la rubrique C5, exposée aux tableau 20A et 20B. Voyons quelques caractéristiques marquantes selon les niveaux d'analyse présentés.

- La différenciation entre les deux régimes, le type de remboursement aux assurés étant égal par ailleurs, montre que ce sont les variations observées au niveau des dépenses des salariés qui influencent les variations des dépenses globales. C'est normal et attendu, les salariés étant bien plus nombreux que les indépendants. De plus, les prestations en cause sont, en grande majorité, du type "petits risques" et couvertes généralement via des assurances facultatives. Toutefois, pour des catégories sociales spécifiques d'indépendants ce type de prestations est remboursé dans le cadre de l'Assurance Maladie obligatoire. Or, à partir de 1998, une réforme de l'assurabilité (voir plus loin au point 9.1) a étendu cette possibilité de couverture des "petits risques" au sein du régime des indépendants de l'Assurance Maladie. Les effets de cette réforme se sont poursuivis en 1999 via des régularisations. On retrouve ces effets dans les tableaux 20A et 20B pour la période 1997 à 1999 : selon le niveau d'analyse, les taux de croissance des dépenses au sein du régime des indépendants sont de l'ordre de 17 % à 27 % par an, variation due au facteur 'Nombre de cas par bénéficiaire' (ce qui est normal : ces personnes étaient déjà dans le régime des indépendants mais leur couverture d'Assurance Maladie s'est étendue, donc une plus grande consommation a été prise en compte pour les remboursements à charge du régime des indépendants).
- La différenciation selon le type de remboursement aux assurés, le régime étant égal par ailleurs, montre que ce sont les variations au niveau des assurés ordinaires qui sont les plus proches de celles observées au niveau des dépenses globales. C'est normal et attendu, les assurés ordinaires étant bien plus nombreux que ceux qui bénéficient de l'intervention majorée. Cela dit, on remarque quelque chose d'important : le facteur 'Nombre de bénéficiaires de l'assurance' a une importance bien plus grande au niveau des dépenses des assurés bénéficiant de l'intervention majorée (poids relatif : 79,94 % pour la période 1995 à 2002) que par rapport au niveau des dépenses des assurés ordinaires (poids relatif : 7,80 % pour la période 1995 à 2002). C'est l'effet des réformes de l'assurabilité qui ont facilité l'accès à l'intervention majorée (voir point 9.1 plus loin). A noter que ce sont bien les salariés qui ont profité de cette réforme montrant son influence surtout de 1997 à 1999. Au niveau des indicateurs, on voit que pour cette période, les dépenses de ceux qui bénéficient de l'intervention majorée sont tout de même assez bien influencées par le facteur 'Nombre de bénéficiaires'.
- Le tableau 20B, présentant pour chaque niveau d'analyse et d'année en année la proportion relative des taux annuels de variation par facteur de croissance, peut parfois présenter des résultats numériques prêtant à confusion. Par exemple, voyons ce qui se passe de 1996 à 1997, au sein du régime des salariés, assurés ordinaires et bénéficiaires de l'intervention majorée étant pris en compte ensemble. La variation du nombre de bénéficiaires est de 0,78 %. Ce facteur de croissance est compensé par une variation négative des deux autres facteurs : le facteur 'Nombre de cas par bénéficiaire' diminue de 0,32 %, le facteur 'Coût moyen par cas' diminue de 0,44 %. Au total, les dépenses de santé prises en compte augmentent légèrement de 0,02 %.

Si maintenant on exprime les trois premiers pourcentages (soit 0,78 %, -0,32 % et -0,44 %) par rapport au dernier (0,02 %), on obtient bien les poids relatifs qui suivent (en tenant compte, bien sûr, d'un plus grand nombre de décimales que présentées dans le tableau 20A).

- pour le 1er facteur 'Nombre de bénéficiaires assurés' : 4199,96 % = 0,77625871 % / 0,01848252 % (a)
- pour le second facteur 'Nombre de cas par bénéficiaire' : -1734,83 %= -0,3206406 % / 0, 01848252 % (b)
- pour le troisième facteur 'Coût moyen par cas' : -2635,13 % = -0,4371356 % / 0, 01848252 % (c)

Pour ces facteurs, il peut paraître irréaliste d'obtenir des poids relatifs de l'ordre de ± plusieurs milliers de %. C'est inhérent à la méthode de calcul et simplement dû au fait que, numériquement, dans les trois fractions (a), (b) et (c), le numérateur est d'un ordre de grandeur nettement supérieur à celui du dénominateur. En terme d'interprétation : la variation observée au niveau des dépenses dépend positivement et massivement du premier facteur et non pas de la variation du second et troisième facteur.

Tableau 20A. Décomposition de la croissance des dépenses de soins de santé de la rubrique C1.A : consultations, visites et avis des médecins

Prestations considérées : rubrique C1.A. Niveau d'analyse :		facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	Pour la période de 1995 à 2002
Assurés	Régime	Taux de croissance selon les facteurs								
assurés ordinaires pas d'inter-vention majorée	salariés	1. Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%
		2. # cas par bénéficiaire	0.35%	0.89%	1.75%	2.60%	0.81%	1.04%	0.32%	7.77%
		3. Coût moyen par cas	3.44%	(0.54%)	1.17%	2.41%	(1.65%)	0.02%	4.74%	9.60%
		4. Dépense (=1+2+3)	4.80%	(0.48%)	3.59%	4.46%	(0.22%)	1.70%	5.98%	19.83%
	indépen-dants	1. Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)
		2. # cas par bénéficiaire	(3.67%)	(0.11%)	18.75%	16.85%	6.85%	10.77%	4.06%	53.50%
		3. Coût moyen par cas	(2.06%)	(3.57%)	6.26%	5.52%	(1.23%)	0.45%	4.19%	9.56%
		4. Dépense (=1+2+3)	(6.15%)	(3.51%)	23.47%	21.14%	4.84%	9.99%	7.14%	56.92%
	ensemble	1. Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%
		2. # cas par bénéficiaire	0.48%	0.79%	2.07%	2.75%	0.99%	1.29%	0.54%	8.91%
		3. Coût moyen par cas	3.43%	(0.55%)	1.16%	2.40%	(1.65%)	0.01%	4.73%	9.53%
		4. Dépense (=1+2+3)	4.76%	(0.49%)	3.66%	4.53%	(0.19%)	1.75%	5.98%	20.00%
assurés bénéfi-ciant de l'inter-vention majorée	salariés	1. Bénéficiaires	(1.47%)	*13.39%*	*3.77%*	*8.92%*	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%
		2. # cas par bénéficiaire	2.01%	*(11.52%)*	*5.81%*	*(5.66%)*	2.23%	0.53%	0.79%	(5.80%)
		3. Coût moyen par cas	1.52%	*(0.44%)*	*0.97%*	*1.96%*	(1.08%)	1.30%	2.47%	6.70%
		4. Dépense (=1+2+3)	2.06%	*1.43%*	*10.54%*	*5.23%*	2.25%	2.59%	1.76%	25.86%
	indépen-dants	1. Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)
		2. # cas par bénéficiaire	5.48%	(0.27%)	29.55%	15.35%	10.08%	12.05%	2.20%	74.44%
		3. Coût moyen par cas	3.16%	(0.58%)	0.75%	2.22%	(0.84%)	0.89%	3.11%	8.71%
		4. Dépense (=1+2+3)	7.84%	1.60%	27.50%	17.46%	8.23%	13.12%	3.50%	79.24%

	ensemble	1. Bénéficiaires	(1.40%)	*12.30%*	*3.16%*	*8.15%*	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%
		2. # cas par bénéficiaire	2.07%	*(10.42%)*	*7.03%*	*(4.39%)*	2.66%	1.12%	0.87%	(1.06%)
		3. Coût moyen par cas	1.56%	*(0.44%)*	*0.93%*	*1.94%*	(1.08%)	1.25%	2.50%	6.66%
		4. Dépense (=1+2+3)	2.24%	*1.44%*	*11.12%*	*5.71%*	2.51%	3.08%	1.84%	27.93%
tous les assurés	salariés	1. Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%
		2. # cas par bénéficiaire	0.44%	(0.32%)	3.01%	1.66%	1.20%	0.93%	0.18%	7.10%
		3. Coût moyen par cas	2.90%	(0.44%)	1.42%	2.34%	(1.41%)	0.37%	4.01%	9.19%
		4. Dépense (=1+2+3)	4.08%	0.02%	5.47%	4.67%	0.48%	1.96%	4.79%	21.47%
	indépen-dants	1. Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)
		2. # cas par bénéficiaire	2.05%	1.05%	25.30%	16.47%	8.94%	12.48%	2.35%	68.65%
		3. Coût moyen par cas	2.84%	(1.01%)	2.99%	2.90%	(0.64%)	1.05%	3.10%	11.23%
		4. Dépense (=1+2+3)	4.43%	0.44%	26.62%	18.26%	7.49%	12.45%	4.28%	73.97%
	ensemble	1. Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%
		2. # cas par bénéficiaire	0.58%	(0.27%)	3.54%	2.03%	1.45%	1.28%	0.36%	8.98%
		3. Coût moyen par cas	2.90%	(0.44%)	1.43%	2.34%	(1.40%)	0.38%	4.00%	9.20%
		4. Dépense (=1+2+3)	4.09%	0.02%	5.73%	4.87%	0.59%	2.14%	4.78%	22.21%

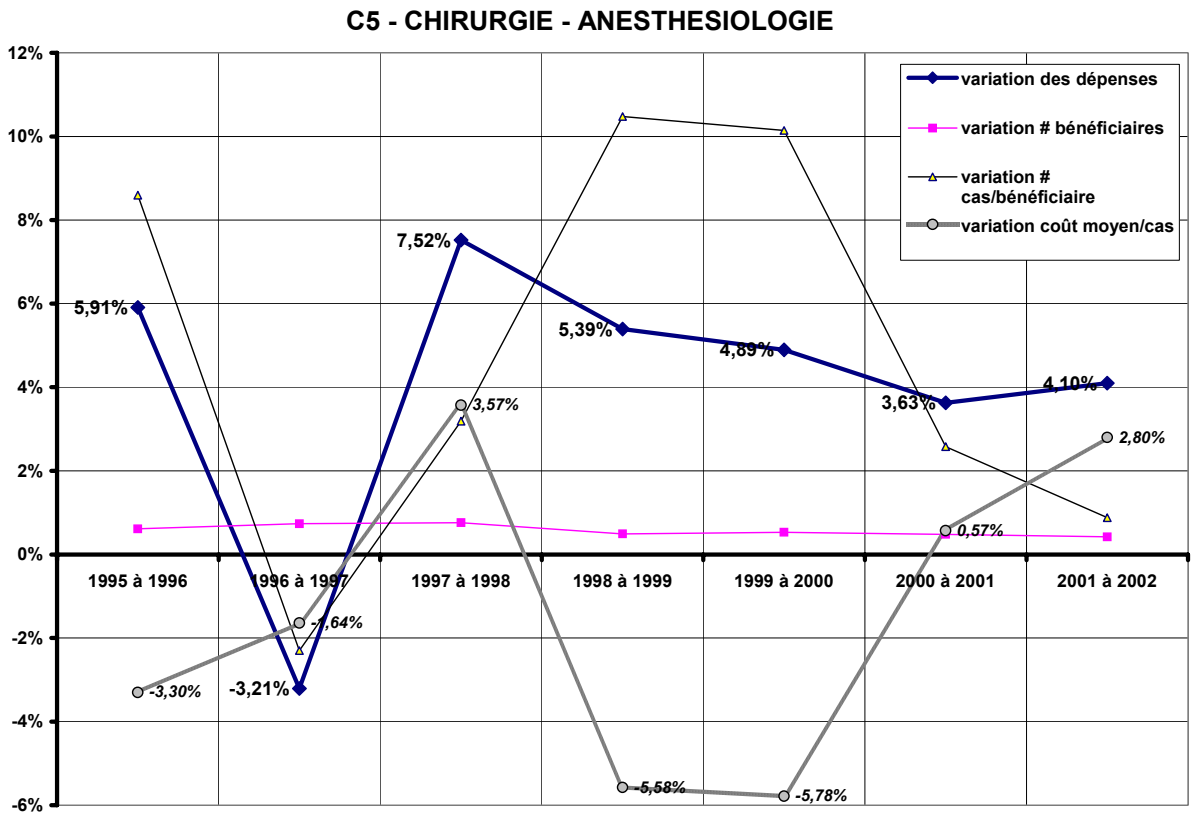
Tableau 20B. Décomposition de la croissance des dépenses de soins de santé de la rubrique C1.A : consultations, visites et avis des médecins

Prestations considérées : rubrique C1.A. Niveau d'analyse :		facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	Pour la période de 1995 à 2002
Assurés	Régime	Proportion relative des taux de croissance selon les facteurs								
assurés ordinaires pas d'inter-vention majorée	salariés	1. Bénéficiaires	21.01%	173.76%	18.65%	(12.32%)	(286.88%)	37.57%	15.36%	12.44%
		2. # cas par bénéficiaire	7.39%	(185.12%)	48.83%	58.19%	(375.32%)	61.12%	5.38%	39.18%
		3. Coût moyen par cas	71.61%	111.37%	32.52%	54.13%	762.20%	1.31%	79.26%	48.38%
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
	indépen-dants	1. Bénéficiaires	6.83%	(4.63%)	(6.56%)	(5.80%)	(16.33%)	(12.33%)	(15.40%)	(10.80%)
		2. # cas par bénéficiaire	59.72%	3.05%	79.89%	79.71%	141.74%	107.79%	56.78%	94.00%
		3. Coût moyen par cas	33.44%	101.58%	26.67%	26.09%	(25.41%)	4.54%	58.63%	16.80%
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
	ensemble	1. Bénéficiaires	17.92%	148.14%	11.76%	(13.71%)	(246.24%)	25.50%	11.90%	7.80%
		2. # cas par bénéficiaire	10.12%	(159.27%)	56.54%	60.69%	(517.86%)	73.98%	9.04%	44.55%
		3. Coût moyen par cas	71.96%	111.13%	31.69%	53.02%	864.10%	0.52%	79.06%	47.64%
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
assurés bénéfi-ciant de l'inter-vention majorée	salariés	1. Bénéficiaires	(71.09%)	936.01%	35.71%	170.80%	48.81%	29.19%	(85.56%)	96.53%
		2. # cas par bénéficiaire	97.45%	(805.24%)	55.09%	(108.29%)	99.08%	20.64%	44.82%	(22.44%)
		3. Coût moyen par cas	73.63%	(30.77%)	9.20%	37.49%	(47.89%)	50.17%	140.74%	25.91%
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
	indépen-dants	1. Bénéficiaires	(10.15%)	152.57%	(10.16%)	(0.69%)	(12.24%)	1.38%	(51.64%)	(4.93%)
		2. # cas par bénéficiaire	69.85%	(16.60%)	107.44%	87.96%	122.50%	91.87%	62.73%	93.94%
		3. Coût moyen par cas	40.31%	(35.97%)	2.71%	12.73%	(10.26%)	6.75%	88.91%	10.99%
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
	ensemble	1. Bénéficiaires	(62.37%)	856.84%	28.44%	142.86%	37.01%	23.06%	(82.90%)	79.94%

		2. # cas par bénéficiaire	92.66%	(725.86%)	63.21%	(76.91%)	106.11%	36.27%	47.15%	(3.78%)
		3. Coût moyen par cas	69.71%	(30.99%)	8.35%	34.05%	(43.13%)	40.67%	135.74%	23.84%
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
tous les assurés	salariés	1. Bénéficiaires	18.19%	4199.96%	19.16%	14.49%	142.81%	33.53%	12.39%	24.12%
		2. # cas par bénéficiaire	10.80%	(1734.83%)	54.96%	35.45%	250.29%	47.63%	3.78%	33.06%
		3. Coût moyen par cas	71.01%	(2365.13%)	25.88%	50.05%	(293.09%)	18.84%	83.83%	42.83%
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
	indépen-dants	1. Bénéficiaires	(10.36%)	90.64%	(6.28%)	(6.08%)	(10.86%)	(8.70%)	(27.46%)	(7.99%)
		2. # cas par bénéficiaire	46.18%	239.29%	95.05%	90.19%	119.40%	100.26%	55.03%	92.81%
		3. Coût moyen par cas	64.18%	(229.93%)	11.23%	15.90%	(8.55%)	8.44%	72.43%	15.18%
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
	ensemble	1. Bénéficiaires	14.99%	3188.79%	13.27%	10.10%	89.97%	22.47%	8.75%	18.14%
		2. # cas par bénéficiaire	14.08%	(1165.11%)	61.83%	41.79%	246.14%	59.84%	7.61%	40.43%
		3. Coût moyen par cas	70.92%	(1923.68%)	24.90%	48.11%	(236.11%)	17.69%	83.64%	41.43%
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Comme autre exemple, prenons la rubrique C5, les prestations de chirurgie et d'anesthésiologie. Sauf pour le creux en 1996-1997, on voit au graphique 48 que la variation de l'ensemble des dépenses de cette rubrique, tous les régimes et types de remboursement étant confondus, oscille d'année en année d'environ 3,6 % à 7,5 %.

Graphique 48.



Dans les tableaux 21A et 21B, nous donnons la décomposition de la croissance des dépenses de cette rubrique selon les divers niveaux d'analyse retenus : selon le type de remboursement dont bénéficent les assurés (intervention majorée ou pas), selon le régime considéré (salariés, indépendants). Tous les assurés et régimes étant confondus, à l'instar de l'ensemble des dépenses de santé, celles de la rubrique C5 sont surtout influencées par le facteur 'Nombre de cas par bénéficiaire' (poids relatif : 118,89 % pour la période 1995-2002). On remarque que le facteur 'Coût moyen par cas' a une contribution négative à la croissance des dépenses sur la période 1995 à 2002 (poids relatif : -33,16 %). En somme, ce facteur joue, ici, un effet de freinage plutôt qu'un effet d'emballement des dépenses.

L'influence prépondérante du facteur 'Nombre de cas par bénéficaire' sur la croissance des dépenses se remarque également au niveau des codes comptables importants qui composent la rubrique C5 : il suffit de regarder les graphiques 29 à 38 montrant la décomposition de la croissance des dépenses de santé par code comptable, tous les assurés et régimes étant confondus. Très souvent, on voit que la variation des dépenses est tirée par la variation du nombre de cas par bénéficiaire (voir les graphiques 29, 30, 31, 35, 36). Certes l'impact de la variation du coût moyen par cas n'est pas à négliger au niveau de ces codes comptables : parfois elle amplifie la variation du nombre de cas par bénéficiaire, parfois ces deux variations se compensent modérant ainsi la croissance des dépenses (par exemple : voir graphique 29, 30, 31 lors des premières années ; graphiques 32, 33 en milieu de période, graphique 37 en fin de période).

Revenons à la décomposition de l'ensemble des dépenses de la rubrique C5, exposée aux tableau 21A et 21B. Voyons quelques caractéristiques marquantes selon les niveaux d'analyse présentés.

- La différenciation entre les deux régimes, le type de remboursement aux assurés étant égal par ailleurs, montre que ce sont les variations observées au niveau des dépenses des salariés qui influencent les variations des dépenses globales. C'est normal et attendu, les salariés étant bien plus nombreux que les indépendants. La réforme de l'assurabilité sur la couverture des "petits risques" de certains indépendants ne joue pas ici : les prestations en cause sont surtout des "gros risques", couverts par l'Assurance Maladie tant pour les indépendants que pour les salariés et aux mêmes conditions.
- La différenciation selon le type de remboursement aux assurés, le régime étant égal par ailleurs, montre que ce sont les variations au niveau des assurés ordinaires qui influencent les variations des dépenses globales. Normal et attendu, les assurés ordinaires étant bien plus nombreux que ceux qui bénéficient de l'intervention majorée. Pour la réforme de l'assurabilité concernant l'intervention majorée, même remarque que pour la rubrique C1.A.
- Tout niveau d'analyse confondu, la rubrique C5 présente des alternances de hausse et de baisse quant au taux de croissance du facteur 'Coût moyen par cas'. Cette variation est généralement négative de 1995 à 1997 et de 1998 à 2000. De véritables baisses de tarif ont eu lieu 1997, à l'instar des autres dépenses de santé. Mais de telles mesures n'ont pas été appliquées de 1998 à 2000. Pourquoi des variations négatives pour ce facteur et durant ces trois années ? L'interprétation doit être prudente. Observons le comportement des séries numériques en cause dans le tableau 21C. On peut y voir que, généralement, les dépenses et les cas augmentent mais que les dépenses augmentent moins vite que le nombre de cas pris en compte, ce qui entraîne des coûts moyens par cas successifs décroissants – et donc des taux de variation négatifs, après passage aux logarithmes népériens.
- Le tableau 21B, indiquant les proportions relatives des taux annuels de variation par facteur de croissance, présente également des résultats numériques pouvant prêter à confusion. Par exemple, voyons ce qui se passe de 1996 à 1997, au sein du régime des salariés quand ces derniers bénéficient de l'intervention majorée : la variation du nombre de bénéficiaires pris en compte est très forte (13,39 %) ; on retrouve ici l'effet de la réforme de l'assurabilité), ce facteur de croissance est compensé par une variation négative des deux autres facteurs (le facteur 'Nombre de cas par bénéficiaire' diminue de 12,77 %, le facteur 'Coût moyen par cas' diminue de 1,90 %). Au total, les dépenses de santé prises en compte diminue de 1,28 %.

Si maintenant on exprime les trois premiers pourcentages en fonction du dernier, on obtient bien les poids relatifs suivant :

- pour le 1er facteur 'Nombre de bénéficiaires' : –1046,93 % = 13,39 % / -1,28 %
- pour le 2d facteur 'Nombre de cas par bénéficiaire' : 998,48 % = -12,77 % / -1,28 %
- pour le 3ème facteur 'Coût moyen par cas' : 148,45 % = -1,90 % / -1,28 %

Comme on l'a déjà vu auparavant, c'est inhérent à la méthode de calcul. En terme d'interprétation : la variation observée au niveau des dépenses ne dépend en rien de la variation du 1er facteur mais bien massivement du second facteur et dans une certaine mesure du

troisième facteur (en fait le poids relatif de ce second facteur est 6,7 fois plus important que le poids relatif du troisième facteur).

Tableau 21A. Décomposition de la croissance des dépenses de soins de santé de la rubrique C5 : chirurgie - anesthésiologie

Prestations considérées : rubrique C5 Niveau d'analyse :		facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	Pour la période de 1995 à 2002
Assurés	Régime	Taux de croissance selon les facteurs								
assurés ordinaires pas d'inter-vention majorée	salariés	1. Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%
		2. # cas par bénéficiaire	7.84%	(1.07%)	1.86%	11.75%	9.96%	2.32%	0.31%	32.96%
		3. Coût moyen par cas	(2.57%)	(1.60%)	3.12%	(5.50%)	(5.83%)	0.71%	3.11%	(8.56%)
		4. Dépense (=1+2+3)	6.28%	(3.51%)	5.65%	5.70%	4.74%	3.66%	4.34%	26.87%
	indépen-dants	1. Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)
		2. # cas par bénéficiaire	17.61%	(5.04%)	2.81%	4.04%	3.95%	2.92%	2.06%	28.35%
		3. Coût moyen par cas	(12.69%)	(1.12%)	3.79%	(0.89%)	1.27%	0.36%	2.96%	(6.32%)
		4. Dépense (=1+2+3)	4.50%	(5.99%)	5.06%	1.93%	4.43%	2.05%	3.92%	15.89%
	ensemble	1. Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%
		2. # cas par bénéficiaire	8.39%	(1.33%)	2.04%	11.43%	9.79%	2.46%	0.51%	33.29%
		3. Coût moyen par cas	(3.13%)	(1.66%)	3.13%	(5.42%)	(5.54%)	0.63%	3.09%	(8.90%)
		4. Dépense (=1+2+3)	6.12%	(3.72%)	5.60%	5.39%	4.72%	3.54%	4.31%	25.96%
assurés bénéfi-ciant de l'inter-vention majorée	salariés	1. Bénéficiaires	(1.47%)	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%
		2. # cas par bénéficiaire	9.87%	(12.77%)	6.10%	2.89%	11.28%	2.63%	2.87%	22.87%
		3. Coût moyen par cas	(3.55%)	(1.90%)	4.55%	(6.24%)	(6.77%)	0.28%	1.94%	(11.70%)
		4. Dépense (=1+2+3)	4.85%	(1.28%)	14.41%	5.57%	5.61%	3.67%	3.30%	36.14%
	indépen-dants	1. Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)
		2. # cas par bénéficiaire	18.78%	(3.61%)	12.07%	8.26%	11.46%	6.83%	6.67%	60.46%
		3. Coût moyen par cas	(10.21%)	(1.11%)	0.56%	(4.48%)	(6.48%)	(0.73%)	(0.23%)	(22.69%)

		4. Dépense (=1+2+3)	7.77%	(2.29%)	9.84%	3.67%	3.98%	6.28%	4.63%	33.87%
	ensemble	1. Bénéficiaires	(1.40%)	12.30%	3.16%	8.15%	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%
		2. # cas par bénéficiaire	10.43%	(11.80%)	6.66%	3.42%	11.33%	2.91%	3.13%	26.08%
		3. Coût moyen par cas	(3.90%)	(1.88%)	4.14%	(6.18%)	(6.80%)	0.29%	1.83%	(12.49%)
		4. Dépense (=1+2+3)	5.14%	(1.38%)	13.96%	5.39%	5.46%	3.92%	3.43%	35.92%
tous les assurés	salariés	1. Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%
		2. # cas par bénéficiaire	8.02%	(2.21%)	2.93%	10.65%	10.26%	2.39%	0.66%	32.71%
		3. Coût moyen par cas	(2.80%)	(1.59%)	3.66%	(5.65%)	(6.00%)	0.62%	2.84%	(8.93%)
		4. Dépense (=1+2+3)	5.97%	(3.02%)	7.64%	5.67%	4.95%	3.67%	4.10%	28.96%
	indépen-dants	1. Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)
		2. # cas par bénéficiaire	17.84%	(4.35%)	5.04%	5.39%	6.06%	4.37%	3.34%	37.69%
		3. Coût moyen par cas	(12.09%)	(1.12%)	2.93%	(1.89%)	(0.94%)	(0.10%)	1.95%	(11.26%)
		4. Dépense (=1+2+3)	5.29%	(5.07%)	6.29%	2.39%	4.31%	3.19%	4.12%	20.52%
	ensemble	1. Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%
		2. # cas par bénéficiaire	8.59%	(2.30%)	3.19%	10.48%	10.15%	2.58%	0.88%	33.56%
		3. Coût moyen par cas	(3.30%)	(1.64%)	3.57%	(5.58%)	(5.78%)	0.57%	2.80%	(9.36%)
		4. Dépense (=1+2+3)	5.91%	(3.21%)	7.52%	5.39%	4.89%	3.63%	4.10%	28.23%

Tableau 21B. Décomposition de la croissance des dépenses de soins de santé de la rubrique C5 : chirurgie - anesthésiologie

Prestations considérées : rubrique C5 Niveau d'analyse :		facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	Pour la période de 1995 à 2002
Assurés	Régime	Proportion relative des taux de croissance selon les facteurs								
assurés ordinaires	salariés	1. Bénéficiaires	16.08%	23.92%	11.83%	(9.63%)	13.08%	17.46%	21.15%	9.18%
		2. # cas par bénéficiaire	124.87%	30.52%	32.98%	205.99%	209.96%	63.28%	7.14%	122.67%

pas d'inter-vention majorée		3. Coût moyen par cas	(40.95%)	45.56%	55.19%	(96.36%)	(123.04%)	19.26%	71.71%	(31.86%)
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
	indépen-dants	1. Bénéficiaires	(9.34%)	(2.71%)	(30.44%)	(63.64%)	(17.84%)	(60.08%)	(28.06%)	(38.69%)
		2. # cas par bénéficiaire	391.71%	84.05%	55.61%	209.71%	89.15%	142.69%	52.46%	178.47%
		3. Coût moyen par cas	(282.36%)	18.66%	74.83%	(46.07%)	28.69%	17.39%	75.60%	(39.79%)
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
	ensemble	1. Bénéficiaires	13.95%	19.65%	7.68%	(11.52%)	10.00%	12.60%	16.53%	6.01%
		2. # cas par bénéficiaire	137.10%	35.64%	36.43%	211.98%	207.51%	69.61%	11.73%	128.26%
		3. Coût moyen par cas	(51.06%)	44.71%	55.88%	(100.46%)	(117.50%)	17.79%	71.74%	(34.28%)
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
assurés bénéfi-ciant de l'inter-vention majorée	salariés	1. Bénéficiaires	(30.23%)	(1046.93%)	26.13%	160.23%	19.60%	20.57%	(45.56%)	69.08%
		2. # cas par bénéficiaire	203.46%	998.48%	42.33%	51.84%	201.05%	71.68%	86.84%	63.28%
		3. Coût moyen par cas	(73.24%)	148.45%	31.54%	(112.07%)	(120.65%)	7.75%	58.72%	(32.37%)
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
	indépen-dants	1. Bénéficiaires	(10.25%)	(106.71%)	(28.41%)	(3.30%)	(25.32%)	2.87%	(39.05%)	(11.53%)
		2. # cas par bénéficiaire	241.76%	157.94%	122.76%	225.49%	288.22%	108.77%	143.94%	178.51%
		3. Coût moyen par cas	(131.52%)	48.77%	5.65%	(122.19%)	(162.90%)	(11.64%)	(4.90%)	(66.98%)
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
	ensemble	1. Bénéficiaires	(27.16%)	(891.46%)	22.66%	151.28%	17.02%	18.10%	(44.58%)	62.17%
		2. # cas par bénéficiaire	202.98%	855.48%	47.71%	63.38%	207.53%	74.43%	91.23%	72.61%
		3. Coût moyen par cas	(75.82%)	135.98%	29.63%	(114.66%)	(124.54%)	7.47%	53.35%	(34.78%)
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
tous les assurés	salariés	1. Bénéficiaires	12.45%	(25.66%)	13.72%	11.94%	13.85%	17.88%	14.48%	17.88%
		2. # cas par bénéficiaire	134.40%	72.95%	38.40%	187.70%	207.49%	65.25%	16.18%	112.94%

		3. Coût moyen par cas	(46.84%)	52.71%	47.87%	(99.64%)	(121.34%)	16.87%	69.34%	(30.82%)
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
	indépen-dants	1. Bénéficiaires	(8.67%)	(7.88%)	(26.56%)	(46.55%)	(18.87%)	(33.94%)	(28.55%)	(28.81%)
		2. # cas par bénéficiaire	337.13%	85.82%	80.03%	225.73%	140.79%	137.07%	81.16%	183.70%
		3. Coût moyen par cas	(228.46%)	22.06%	46.53%	(79.18%)	(21.92%)	(3.13%)	47.39%	(54.89%)
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
	ensemble	1. Bénéficiaires	10.37%	(22.96%)	10.11%	9.12%	10.87%	13.25%	10.20%	14.28%
		2. # cas par bénéficiaire	145.50%	71.75%	42.40%	194.29%	207.36%	71.10%	21.49%	118.89%
		3. Coût moyen par cas	(55.87%)	51.20%	47.49%	(103.41%)	(118.23%)	15.65%	68.32%	(33.16%)
		4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Tableau 21C. Séries numériques de 1998 à 2000 des dépenses et des cas pris en compte pour la rubrique C5 : chirurgie - anesthésiologie

Niveau d'analyse		Cas et dépenses : montants absolus et indicés (à partir de 1998)	1998	1999	2000
assurés	régimes				
assurés ordinaires pas d'intervention majorée	salariés	*Cas (indice)*	*100*	*112*	*124*
		Dépenses (indice)	*100*	*106*	*111*
		Cas	8.514.306	9.523.306	10.585.715
		Dépenses	412.004.370	436.186.387	457.368.403
	indépendants	*Cas (indice)*	*100*	*103*	*106*
		Dépenses (indice)	*100*	*102*	*107*
		Cas	429.840	442.111	456.288
		Dépenses	37.541.452	38.271.894	40.004.026
	ensemble	*Cas (indice)*	*100*	*111*	*123*
		Dépenses (indice)	*100*	*106*	*111*
		Cas	8.944.146	9.965.417	11.042.003
		Dépenses	449.545.822	474.458.281	497.372.428
assurés bénéficiant de l'intervention majorée	Salariés	*Cas (indice)*	*100*	*113*	*127*
		Dépenses (indice)	*100*	*106*	*112*
		Cas	2.173.841	2.446.404	2.768.864
		Dépenses	126.154.832	133.381.135	141.079.747
	indépendants	*Cas (indice)*	*100*	*108*	*120*
		Dépenses (indice)	*100*	*104*	*108*
		Cas	158.176	171.596	190.506
		Dépenses	13.380.376	13.879.885	14.442.941
	ensemble	*Cas (indice)*	*100*	*112*	*127*
		Dépenses (indice)	*100*	*106*	*111*
		Cas	2.332.017	2.618.000	2.959.370
		Dépenses	139.535.208	147.261.020	155.522.688
tous les assurés	Salariés	*Cas (indice)*	*100*	*112*	*125*
		Dépenses (indice)	*100*	*106*	*111*
		Cas	10.688.147	11.969.710	13.354.579
		Dépenses	538.159.202	569.567.521	598.448.150
	indépendants	*Cas (indice)*	*100*	*104*	*110*
		Dépenses (indice)	*100*	*102*	*107*
		Cas	588.016	613.707	646.794
		Dépenses	50.921.828	52.151.779	54.446.966
	ensemble	*Cas (indice)*	*100*	*112*	*124*
		Dépenses (indice)	*100*	*106*	*111*

		Cas	11.276.163	12.583.417	14.001.373
		Dépenses	589.081.030	621.719.301	652.895.116

9. PARTIE II. MODIFICATIONS LEGISLATIVES AYANT UN IMPACT SUR LES DEPENSES DE SOINS DE SANTE AU COURS DE LA PERIODE 1995 A 2002

9.1. AU NIVEAU DE L'ASSURABILITE

Date d'application de la mesure	Type de mesure	Source d'informations	Référence légale	Explication de la mesure en cause
1/07/1997	**extension du tarif préférentiel à de nouvelles catégories d'assurés**	CSS 99/174	AR 16/04/1997 - MB 30/04/1997 3e éd.	Tarif préférentiel étendu aux minimexés, bénéficiaires de l'aide du CPAS, du revenu garanti aux personnes âgées, d'une allocation de handicapés, d'allocations familiales majorées.
1/06/1999		CSS 2000/37	AR 26/05/1999 - MB 29/05/1999	Tarif préférentiel étendu aux chômeurs de longue durée ayant 50 ans au moins.
1/07/2001		CSS 2003/72	AR 31/05/2001 - MB 23/06/2001	Tarif préférentiel étendu aux chômeurs de longue durée cohabitants âgés d'au moins 50 ans.

Le tarif préférentiel (ou intervention majorée) consiste à octroyer un taux de remboursement supérieur en fonction du statut social d'une personne combiné avec un niveau de revenu plafonné.

Avant le 1er juillet 1997, les catégories suivantes étaient susceptibles de bénéficier du tarif préférentiel. Elles correspondent essentiellement aux « VIPO 100% » :

- les **V**euf(ve)s ;
- les **I**nvalides (personnes en incapacité de travail depuis plus d'une année dans le cadre de l'Assurance Maladie Invalidité) ;
- les **P**ensionné(e)s ;
- les **O**rphelin(e)s ;
- les handicapé(e)s ;
- quelques autres petits groupes d'assurés.

Le nombre de bénéficiaires de cette intervention a été considérablement augmenté en juillet 1997 notamment par l'introduction d'un nouveau statut de bénéficiaires, des actifs au revenu faible. Ces nouvelles catégories (titulaires et leurs personnes à charge) de bénéficiaires sont les suivantes :

- les personnes percevant le revenu garanti pour personnes âgées ;
- les minimexés ;
- les personnes émargeant au CPAS : il s'agit donc de personnes bénéficiant d'un soutien financier de la part du CPAS. Ce soutien financier équivaut au minimum d'existence octroyé par le CPAS aux indigents ;
- les personnes percevant une allocation de handicapé ;

- les personnes percevant des allocations familiales majorées en raison d'un handicap.

Suite à cette réforme, il est désormais possible d'octroyer le tarif préférentiel au groupe des titulaires indemnisables primaires (dans le régime général et le régime des indépendants). Il est également possible qu'une personne à charge puisse en bénéficier (même si le titulaire de cette personne à charge n'en bénéficie pas)[57].

Au 1er juin 1999, une nouvelle extension a lieu : le régime préférentiel devient accessible aux chômeurs de longue durée qui ont au moins atteint l'âge de 50 ans (travailleurs salariés avec personnes à charge ou isolés). Enfin, au 1er juillet 2001, le régime préférentiel est étendu aux chômeurs de longue durée cohabitants âgés d'au moins 50 ans.

L'octroi de ce régime particulier de remboursement est généralement conditionné à une enquête sur les ressources sauf pour certaines catégories d'affiliés qui sont, par définition, en situation financière précaire.

L'impact de ces mesures d'extension du tarif préférentiel se fait voir dans le tableau des effectifs du régime général. Au 31/12/1999, le nombre de TIP 100% augmente de 89.699 unités par rapport à la situation au 31/12/1998. Dans le même temps, on constate une diminution des TIP 75% (couverts au tarif normal) de 83.214 unités. « Un glissement s'est donc produit : des assurés sans régime préférentiel sont passés dans le groupe avec régime préférenteil pour la catégorie des TIP. Ce glissement peut s'expliquer par l'octroi du régime préférentiel à certains chômeurs »[58].

Date d'application de la mesure	Type de mesure	Source d'informations	Référence légale	Explication de la mesure en cause
1/01/1998	**Qualité de handicapé**	CSS 2000/37 CSS 2001/37 CSS 2003/72	AR 25/04/1997 AR 29/12/1997	Qualité de handicapé plus facile à obtenir.
	Personnes inscrites au Registre National			Elargissement de la couverture des soins de santé du Régime Général à un certain nombre de situations (en remplacement du régime résiduaire des PNP).

Jusqu'au 31/12/1997, il existait, au-delà des deux régimes de base (les régimes des salariés et des indépendants), divers régimes dits « résiduaires ». Ces régimes spéciaux permettent aux personnes ne pouvant faire valoir leurs droits dans les deux régimes de base d'obtenir le remboursement des soins de santé.

Parmi ces régimes résiduaires, il y a celui des « handicapés », dont font partie un certain nombre d'indépendants (et leurs personnes à charge) reconnus comme étant handicapés par l'INAMI.

[57] INAMI, circulaire OA n 97/284, 24 juillet 1997
[58] INAMI, note CGSS 2003/18 page 3.

Pour être reconnu comme étant « handicapé » par l'INAMI, une procédure spécifique doit être suivie :

- Il faut avoir entre 15 et 65 ans, lorsque l'on démarre la procédure ;
- Il faut passer un examen médical ;
- Le service du contrôle médical de l'INAMI évalue alors la perte de capacité d'effectuer un travail lucratif (en raison de lésions, de troubles fonctionnels)
- Si cette capacité de gain est réduite de 2/3 ou plus, pour une durée d'au moins un an, alors la personne est reconnue comme « handicapée » ;
- Après la première année, un réexamen est effectué. Selon les résultats, la reconnaissance peut être prolongée, parfois jusqu'à la pension, ou être acquise définitivement.

Pour toutes ces personnes, les « gros risques » étaient couverts par le régime des indépendants. Mais vu la reconnaissance de la qualité de « handicapés », ils disposaient également d'un droit complémentaire, *gratuit*, aux « petits risques », pris en charge par ce régime résiduaire.

A partir du 1/01/1998, une réforme de l'assurabilité a été mise en oeuvre. Un des aspects importants de cette réforme est de rattacher les régimes résiduaires aux deux régimes de base. Pour ce qui est des indépendants handicapés, il suffit d'ouvrir ou de pouvoir ouvrir un droit aux soins de santé dans le régime des indépendants pour être à charge de ce régime. La personne handicapée conserve par ailleurs son droit aux « petits risques » mais dans le cadre du régime des indépendants.

Autre élément important : cette réforme a grandement simplifié l'obtention de cette qualité de « handicapé ». En effet, l'une des reconnaissances suivantes suffit pour que la qualité d'« handicapé » soit automatiquement attribuée[59] :

- la reconnaissance de la part de l'INAMI (comme ci-dessus) ;
- une reconnaissance de la part du ministère de la Prévoyance sociale en vue de bénéficier :
  - d'une allocation de remplacement de revenus ;
  - d'une allocation d'intégration ;
  - d'une allocation pour l'aide aux personnes âgées ;
- le bénéfice d'allocations familiales majorées pour cause de handicap (dès la naissance)
- être reconnue invalide dans le cadre de l'assurance obligatoire – régime des indépendants (c'est le conseil médical de l'invalidité qui délivre cette reconnaissance, pour l'obtenir il faut que la perte de capacité de gain soit totale).

Avec l'élargissement de la reconnaissance de la qualité de « handicapé », le nombre d'indépendants bénéficiant de cette qualité a alors fortement augmenté. Pour l'ensemble du régime des indépendants, l'augmentation est de près de 14.000 personnes pour la période allant du 31/12/1997 au 31/12/2000[60].

[59] AR 31/12/1997, article 5
[60] INAMI, Note CSS n 2000/37 et 2001/37 et 2003/72

Evolution des effectifs des handicapés du régime des indépendants

Au	Nombre d'indépendants ayant la qualité de handicapés
31/12/1997	45.463
30/06/1998	55.484
31/12/1998	55.213
30/06/1999	54.808
31/12/1999	57.996
31/12/2000	59.485

Dans le même temps, pour le régime des indépendants, les dépenses à couvrir augmentent à due concurrence. De plus, les indépendants nouvellement reconnus comme « handicapés » mais qui n'étaient assurés que pour les « gros risques » verront leurs couverture s'améliorer : leurs « petits risques » étant maintenant couverts également par le régime des indépendants, sans hausse de cotisation sociale. Ainsi, **les dépenses « petits risques » à charge de l'assurance obligatoire – régime des indépendants, croissent globalement de 1997 à 1998 à raison de 29 %, de 1998 à 1999 à raison de 26 %.** Les effets de la réforme sont visibles également sur 1999 car les régularisations des statuts des indépendants se sont faites au cours des deux années 1998 et 1999.

Evolution des dépenses (millions de BEF) dans l'assurance obligatoire - régime des indépendants[61] **:**

Année	Petits risques	Gros risques	Total
1992	1.899,40	21.365,60	23.265,00
1993	2.030,40	21.754,30	23.784,70
1994	2.237,20	22.317,80	24.555,00
1995	2.361,30	23.206,30	25.567,60
1996	2.624,50	25.031,10	27.655,60
1997	2.681,80	23.426,70	26.108,50
1998	***3.458,90***	24.128,40	27.587,30
1999	***4.361,80***	24.806,40	29.168,20
2000	5.210,80	26.670,00	31.880,80
2001	5.842,20	29.060,70	34.902,90

[61] idem

Autre conséquence de cette réforme de l'assurabilité, la catégorie résiduaire des « personnes non protégées » s'élargit et de devient celle des personnes inscrites au Registre National. Le but est de pouvoir assurer la couverture des soins de santé dans le Régime Général à toutes les personnes, qui, légalement et pour un temps suffisant, séjournent en Belgique et correspondent aux cas suivants[62] :

- les personnes arrivées en Belgique dans le cadre d'un regroupement familial ;
- les étudiants étrangers ;
- les personnes avec un permis de travail ;
- les ressortissants de l'Union Européenne ;
- les apatrides ;
- les candidats réfugiés politiques dont la demande a été déclarée recevable.

Par rapport à l'ancienne catégorie des « personnes non protégées », on voit que la nouvelle catégorie des personnes inscrites au Registre National est plus large (le nombre de personnes augmente fortement) et permet également l'octroi du tarif préférentiel à pas mal de ces personnes.

9.2. AU NIVEAU DE LA NOMENCLATURE DE SOINS DE SANTE

Les modifications de la nomenclature de soins de santé sont diverses et fréquentes. Regroupées selon les rubriques comptables, nous donnons en annexe un répertoire de ces modifications au cours de la période allant de 1995 à 2002 dans les annexes électroniques en format Excel.

(cfr la liste des tableaux Excel en annexe 4 du Chapitre II).

[62] Devliegher J., Huybrechs J., Lénelle P., Moorthamer L., Le nouveau droit annuel, Fiche-Info, MC-Informations 182, avril-mai 1998

10. PARTIE III. EXEMPLES DE MODIFICATIONS DE LA NOMENCLATURE ET IMPACT SUR LA CROISSANCE DES DEPENSES

Les exemples d'analyses détaillées des modifications de nomenclature sont repris à l'annexe III du chapitre II.

HOOFDSTUK III: OPDELING VAN UITGAVEN NAAR PRIJS EN VOLUME

KCE: RALPH CROTT , DIRK VAN DEN STEEN.

Federaal Kenniscentrum voor de Gezondheidszorg
Centre Fédéral d'Expertise des Soins de Santé

HOOFDSTUK III: OPDELING VAN UITGAVEN NAAR PRIJS EN VOLUME

11. INLEIDING

Een evaluatie van de uitgaven voor gezondheidszorg dient de mogelijkheid tot voorspelbaarheid op korte, middellange en langere termijn in te houden voor diverse niveaus van aggregatie. Een a posteriori analyse van historische evoluties en groeivoeten is hierbij nuttig om de diverse componenten van veranderingen te onderscheiden.

In hoofdstuk II werd reeds een methode uitgewerkt waarbij historisch gerapporteerde budgettaire groeivoeten in componenten ontbonden werden. Een aantal opmerkingen kan hierbij geformuleerd worden:

1) de logaritmische transformatie is enkel gelijk aan de groeivoet (gedefinieerd als $\Delta D_{t,t+1} / D_t$) zolang de variatie in uitgaven niet te hoog oploopt;

2) de interpretatie van de ontbonden groeivoeten (IB, ICS, ICM) is complex aangezien deze gezien moet worden in samenhang met de globale (positieve of negatieve) groeivoeten van uitgaven (ID) en de overige componenten. Bijgevolg bestaat een veelheid aan mogelijke verhoudingen waarvan de interpretatie niet altijd even evident is (zie hoofstuk II);

3) in tegenstelling tot het aantal "gevallen", dwz het makkelijk interpreteerbare aantal ingrepen of diensten dat gepresteerd werd op het niveau van de N-code, is er geen zinvolle interpretatie voor het aantal "gevallen" op een hoger geaggregeerd niveau. Daarom ook is de interpretatie van $\Delta C = C_{t+1} - C_t$ niet voor de hand liggend, aangezien hier sprake is van een bundeling van verschillende elementen. Daarenboven zal elke verandering van de definitie voor de onderliggende N-code(s) de geobserveerde waarden wijzigen (zie bijvoorbeeld hoofdstuk II, grafiek 2 in appendix, waarbij het aantal "gevallen" het hoogst oploopt voor klinische biologie en goed is voor 55% van alle diensten en ingrepen die opgenomen zijn in C1A. De optelling van medische bezoeken en laboratoriumtesten samen resulteert echter in een moeilijk interpreteerbare grootheid;

4) het aantal aangesloten verzekerden (B) is identiek voor alle elementen en kostentotalen aangezien het de weergave is van het totale aantal verzekerden op jaarbasis op nationaal niveau. Niettemin wijzigt dit aantal licht gezien de veranderingen in het aantal aangeslotenen per jaar. Dit betekent dat de ratio CS = C/B de weergave is van de globale consumptie van "gevallen" in de hele bevolking en dat de evolutie van ΔCM nauw zal aansluiten bij deze van ΔD, gegeven de stabiliteit van B (minder dan 1% wijziging op jaarbasis).

Het zou meer aangewezen zijn een schatting te verkrijgen van B_j met j=1…N van het aantal begunstigden per jaar en per N-code. Dit zou toelaten een maatstaf te bepalen voor de evolutie van het aantal begunstigden voor een specifiek element (zie bijvoorbeeld grafieken 7 en 8 voor code 115 & 142 in appendix hoofdstuk II). Hoeveelheideffecten zouden dan opgedeeld kunnen worden in toename van aantal patiënten en toename van aantal behandelingen/prestaties per patiënt;

5) jaarlijkse groeivoeten van uitgaven variëren aanzienlijk en zijn nagenoeg nergens stabiel, maar lijken eerder cyclisch te evolueren of ze nu respectievelijk geraamd worden naar nominale uitgaven of historisch geobserveerde groeivoeten. Hiervan lijkt een goed deel te wijten aan wijzigingen in terugbetalingregels of andere maatregelen. Elke (mechanische) lineaire extrapolatie op basis hiervan zal dan ook vertekend zijn. Indien de predictieve waarde verhoogd dient te worden, moet meer aandacht gaan naar externe, causale budgettaire factoren en moet, indien mogelijk, rekening gehouden worden met verwachte wijzigingen in regelgeving in de forecastingmethode. Een voorspellende analyse stelt echter hogere eisen inzake gegevenskwaliteit en -beschikbaarheid.

12. STRATIFIERING VAN UITGAVEN

Een belangrijke aanvulling bij de tot nu beschikbare gegevens is de indeling van budgettaire posten naar leeftijdsprofiel, geslacht en sociaal statuut van patiënten. Er speelt immers een aanzienlijke correlatie tussen leeftijd en gezondheidsuitgaven. Daarenboven verschilt het type zorg en het uitgavenprofiel naar geslacht. Bovendien kan ook het sociaal statuut van de patiënt een invloed uitoefenen op zijn behoefte aan gezondheidszorg. Gezien de verwachte veroudering van de bevolking werd de beslissing genomen de uitgekeerde uitgaven voor gezondheidszorg in te delen naar leeftijd, geslacht en statuut voor een bepaalde periode (1996-2003). Hiertoe werd gebruik gemaakt van cijfermateriaal dat ingezameld werd bij het IMA, het Intermutualistisch Agentschap van de verschillende publieke verzekeringsinstellingen (VIs). Deze gegevensopmaak geldt als voorwaarde om de predictieve proefprojecten beschreven in hoofdstuk IV en V, uit te kunnen voeren. Om redenen van consistentie werd in eerste instantie besloten de bestaande courant gehanteerde classificatie in zogenaamde "C-codes" te hanteren van het RIZIV. In de IMA gegevens worden de uitgaven echter bepaald op prestatiedatum en niet volgens boekingsdatum van de betrokken factuur zoals in de ons ter beschikking gestelde RIZIV gegevens. Elke nomenclatuurcode (N-code) wordt opgesplitst naar leeftijd, geslacht en statuut van de betrokken patiënten. De combinatie van deze voornoemde elementen vormt een "cel" of "stratum". De N-Codes werden vervolgens geaggregeerd per cel (dagen, gevallen en bedragen). Aansluitend werd het aantal verzekerde personen per cel bepaald om zo de "totale populatie" per cel te bekomen.

De resultante hiervan bestaat uit twee afzonderlijke elektronische bestanden, één met betrekking tot uitgaven en één betreffende "de totale populatie" per stratum. Hierbij werd een specifieke variabele opgenomen om het onderscheid tussen ziekenhuisuitgaven en ambulante uitgaven te maken op basis van Code-C niveau 4.

Tabel 1. IMA-Uitgaven en populatie: structuur van de bestanden

Uitgaven Bestand	Verzekerden (referentiepopulatie) Bestand
Jaar	Jaar
C code (3 cijfers)	
C code (4e cijfer)	
Status Verzekerde (KG1)	Status Verzekerde(KG1)
Status Verzekerde (KG2)	Status Verzekerde (KG2
Geslacht	Geslacht
Leeftijd	Leeftijd
Bedrag (Euro)	# verzekerden
Gevallen (aantal gepresteerde codes)	
Dagen (indien van toepassing)	

Hier moet opgemerkt worden dat de bestaande gepubliceerde RIZIV gegevens of beschikbare databestanden per C-code geen veld hebben waarin het aantal patiënten vermeld is dat de betrokken uitgaven veroorzaakt heeft.

De data werden geaggregeerd per cel, wat impliceert dat geen patiëntendata op individueel niveau aanwezig zijn in de bestanden. Zo vinden we bijvoorbeeld 2251 verzekerenden voor de cel leeftijd=26, KG1=KG2=100 en geslacht=1 en jaar=2003. De twee bestanden zijn niet " individueel verbonden" in die zin dat een welbepaalde prestatie niet "toegekend" wordt aan een specifiek individu in dezelfde cel.

Deze gegevens zijn bovendien de bouwstenen voor de specifieke econometrische schattingen in de volgende hoofdstukken.

Daarentegen gebruiken economische en econometrische modellen typisch (vaak uitgebreide) chronologische reeksen, uitgedrukt als "reële" uitgaven, dwz na correctie voor "zuivere" prijseffecten, gelijkaardig aan bijvoorbeeld de consumptie-uitgaven die aangepast worden voor inflatie met de consumptieprijsindex. Men kan de reeksen van "reële" uitgaven aanwenden om de uitgavenevolutie te schatten in "pseudo-volumes", waardoor men voorbijgaat aan de noodzaak met fysieke hoeveelheden te werken en de hieraan verbonden aggregatieproblemen zoals hierboven aangehaald.

Dit betekent echter dat voorafgaandelijk geschikte prijsindices gedefinieerd en samengesteld moeten worden voor de diverse aggregatieniveaus van uitgaven. Deze aanpak wordt geïllustreerd in het volgende deel en hierbij toegepast op twee concrete casussen: dialyse en palliatieve zorgen.

13. METHODOLOGIE

13.1. GEGEVENSINZAMELING EN VALIDERING VAN GESTRATIFIEERDE DATA VAN HET IMA

13.1.1. De gebruikte gegevens

Om de uitgavenwijzigingen voor gezondheidszorg per betekenisvolle uitgavencategorie op te delen naar prijs- en hoeveelheidseffect, werd gebruik gemaakt van gegevens uit de documenten N (RIZIV), gegroepeerd naar boekjaar. Deze lopen van 1995 tot 2003. De precieze opmaak van deze gegevensbron wordt verder in hoofdstuk III behandeld.

13.1.2. Validering van de gegevens

De gebruikte budgettaire gegevens betreffen de documenten N zoals die door het RIZIV gevalideerd ter beschikking gesteld werden aan de onderzoekers. Deze gegevens werden daarnaast beperkt gevalideerd (zie bijlage 6 van dit hoofdstuk) door middel van vergelijking met de gegevensbronnen die elders in dit onderzoek gehanteerd werden.

Voor de uitgevoerde analyses (prijsindices in hfdst. III , econometrische analyses in hfdst. IV en V) werden enerzijds op globaal niveau (zie bijlage 6) en anderzijds per C-code de uitgaven en andere variabelen gehanteerd voor specifieke zorgsectoren (palliatieve zorgen, dialyse, rusthuizen en huisartsconsulten) door de diverse onderzoeksteams bekeken.

Een systematische validatie moet alsnog uitgevoerd worden in de toekomst, zowel wat de interne consistentie van de gegevens aangaat (incoherent waardeverloop in de reeksen, onwaarschijnlijke bedragen,…) als wat de externe consistentie betreft (systematische vergelijking met de tijdreeksen die het RIZIV publiceert en, indien mogelijk, voor bepaalde gevallen met epidemiologische gegevens.

13.2. PRIJSINDICES: OPBOUW EN KEUZE VAN DEFLATOR

De door het RIZIV-INAMI gerapporteerde uitgaven zijn gebaseerd op de boekhoudkundige "C-codes" die aggregaten vormen van de elementaire "nomenclatuurcodes", die op hun beurt de kleinst observeerbare uitgavenpost vormen. De omschakeling van een samengestelde uitgave naar een equivalent in reële prijs is een wiskundige berekening die "deflatie" heet en toegepast wordt aan de hand van maatstaven voor prijsvariaties die "prijsdeflators" of meer gemeenzaam "prijsindices" genoemd worden. Er bestaat een veelheid aan prijsindices - die doorgaans berekend worden door nationale statistische instellingen - zoals de consumptieprijsindex (CPI), de productieprijsindex (PPI), de groothandelprijsindex of meer gespecialiseerde indices zoals die voor primaire grondstoffen of huurprijzen. Op het meest algemene niveau wordt doorgaans de impliciete BBP-deflator gehanteerd. Het voornaamste voordeel van chronologische reeksen van uitgaven na prijsdeflatie bestaat erin zich van het "prijseffect" te ontdoen en aldus een maatstaf voor de evolutie in de consumptiehoeveelheid of geproduceerde goederen en diensten te bekomen. Hoe accurater de prijsdeflator is, hoe nauwkeuriger de benadering zal uitvallen. Uitgavenreeksen na deflatie worden derhalve beschouwd als een vervangende maatstaf van hoeveelheden uitgedrukt als fysieke eenheden. Binnen de gezondheidszorg, net als in de dienstensector of het economische stelsel in het algemeen, wordt de fysieke weergave van activiteiten vaak bepaald als het aantal transacties (aantal uitgevoerde taken, aantal verstuurde facturen, ...). De gezondheidssector vormt een combinatie van enerzijds "diensten" die gemeten worden door het aantal keren dat een prestatie verricht wordt (het nemen van een radiografie van de thorax,…) en door de "consumptie" van gezondheidsgoederen die fysieke goederen zijn die de patiënt verkrijgt zoals geneesmiddelen, implantaten, medische hulpmiddelen, etc… De gerapporteerde uitgaven voor gezondheidszorg kunnen bijgevolg opgevat worden als "aankopen" door de patiënt bij de gezondheidssector die algemeen beschouwd wordt als samengesteld uit een combinatie van producenten gelijkaardig aan de subsectoren in de PPI-classificatie.

13.2.1. De definitie van een prijs

In de gezondheidszorg wordt het onderscheid gemaakt tussen de terugbetaalde prijs (lasten) en de gefactureerde eindprijs. De terugbetaalde prijs, die gedefinieerd wordt aan de hand van een bij conventie bepaalde prijs, geeft het bedrag weer dat door publieke gezondheidsinstellingen terugbetaald wordt aan de verstrekkers. Deze vormt de resultante van onderhandelingen tussen verstrekkers en de overheid. Het verschil tussen deze terugbetaalde prijs en de factuurprijs wordt vaak de persoonlijke bijdrage van de patiënt genoemd, die ook betrekking heeft op aankopen waarin helemaal geen terugbetaling voorzien is. De prijs die betaald wordt door de patiënt is vaak hoger dan de terugbetaalde prijs voor dezelfde medische dienst, omwille van een aantal wettelijke voorwaarden die het terugbetaalde bedrag (direct of indirect) beperken voor de patiënt. De persoonlijke bijdragen en uitgaven die door consumenten (patiënten zowel als gezonde consumenten) betaald worden, worden doorgaans geraamd in huishoudbudgetenquêtes (in België uitgevoerd door het NIS). Prijzen voor diensten of goederen die regelmatig aangekocht worden, zouden moeten ingezameld worden voor een opeenvolging van tijdspunten (door discrete interval sampling) of voortdurend opgevolgd worden in sommige gevallen. Dit laatste is in principe het geval voor administratieve prijzen voor terugbetalingen die opgetekend kunnen worden telkens er een wijziging optreedt in de terugbetaalde hoeveelheid op het niveau van de N-code. Een elementaire prijsindex wordt daarom berekend voor twee verzamelingen producten/diensten waarvoor geen prijsgegevens ontbreken en die geen kwaliteitswijzigingen ondergaan hebben tussen de twee tijdspunten.

13.2.2. De keuze van goederen/diensten

De meeste prijsindices zijn opgebouwd uit een sample van goederen/diensten die gekozen worden uit de miljoenen goederen die beschikbaar zijn. Analisten maken hierbij gebruik van een "representatieve goederenkorf" om de aankopen door huishoudens te analyseren of hanteren lijsten van de meest verkochte producten van producenten. Dit is een pragmatische aanpak gezien de grote verscheidenheid aan beschikbare goederen. In de Belgische gezondheidssector is de lijst van terugbetaalde goederen/diensten volledig en gekend in een fee-for-service stelsel. Daarom is "het sample producten" gelijk aan het geheel van producten/diensten dat onder een N-code geboekt staat, hoewel niets ons verhindert uit deze populatie van productie een kleiner geheel van "representatieve" producten te selecteren.

13.2.3. De keuze van producenten

De keuze van producenten wordt eveneens vergemakkelijkt in de gezondheidssector vergeleken met andere sectoren. De factuurbestanden van de verzekeraars (VIs) en het RIZIV/INAMI dekken immers in principe alle gezondheidsverstrekkers waarvoor minstens één verrichting beschikbaar is. Bijgevolg dekken ze sluitend alle actieve, wettelijke verstrekkers (producenten), of het artsen, paramedici betreft, of aankopen door patiënt of verstrekker van goederen (geneesmiddelen, prothesen, …). Derhalve is het geheel aan verstrekkers in de gezondheidszorg grotendeels gekend en volledig.

13.2.4. De keuze van prijsindex

Een grote verscheidenheid aan prijsindices met verschillende wiskundige eigenschappen is voorhanden (ILO, 2004, hoofdstuk 20). Doorgaans hanteren statistische agentschappen relatief eenvoudige prijsindices zoals de Laspeyres, Paasche of meer recent, de Fisher index voor de berekening van hun consumptie- of productieprijsberekeningen. Bij de overige indices vinden we de Tornqvist, Vartia en Walsh indices als de meest bekende. In de huidige literatuur terzake gaat de voorkeur uit naar het gebruik van zogenaamde "superlatieve" indices aangezien deze bepaalde aantrekkelijke axiomatische eigenschappen hebben zoals symmetrie. Bij de diverse indices geldt de "Fisher Ideal Index" wellicht als de meest performante (ILO, 2004). Prijsindices worden typisch opgebouwd volgens een hiërarchische boomstructuur waarbij elke (economische) verrichting op het laagste niveau resulteert in een verandering van "eigenaar" (in samenhang met één of andere betaling) van een product of dienst, een welbepaalde handelswaar op een welbepaalde datum voor een bepaalde hoeveelheid. In de context van de Belgische gezondheidszorg worden deze "basistransacties" typisch weergegeven voor de afzonderlijke N-code transacties zoals deze voorkomen op een ziekenhuisfactuur of op een doktersvoorschrift

die naar de VI's en de patient wordt opgestuurd. Een prijsindex voor alle (hiërarchische) aggregaten wordt berekend als een gewogen gemiddelde van het prijspeil op het laagste niveau. De meest aangewezen prijselementen in België zijn de classificaties naar N-code en naar C-code. Men zou hiernaast, indien beschikbare gegevens daartoe toereikend zijn, prijsindices kunnen bepalen voor subgroepen zoals ambulante versus gehospitaliseerde zorg. Het laagste niveau van aggregatie wordt bepaald door de aanwezige detaillering van gegevens en door de analist en wordt het "elementaire aggregaat" genoemd. Dit aggregaat vormt de bouwsteen waarmee hogere prijsaggregaten gevormd worden tot één enkele globale prijsindex volgens een geschikte indexformule. Eens de elementaire prijzen en hoeveelheden ingezameld zijn op het laagste transactieniveau (N-code) voor minstens twee tijdspunten (die resulteren in een prijsvector [p_{0i}, p_{1i}] en een hoeveelheidsvector [q_{0i}, q_{1i}], i = 1…M) is het noodzakelijk te overwegen hoe deze elementaire prijzen en hoeveelheden geaggregeerd dienen te worden naar aggregaten op een hoger niveau. Dit probleem betreft de definitie van een functionele vorm F(p_0, p_1, q_0, q_1), wat neerkomt op het vinden van de meest geschikte methode om een prijsindex samen te stellen. Volgens de leer van indexgetallen wordt een onderscheid gemaakt tussen 4 theoretische benaderingen, die elk leiden tot de meest aangewezen keuze voor een specifieke prijsindexformule. Deze worden weergegeven in de volgende tabel.

Tabel 2. Prijsindex benaderingen

Theoretische benadering	Keuze van beste index
Vaste Korf	Fisher ideal number index
Test benadering	Tornqvist-Theil index
Stochastische benadering	Tornqvist-Theil index
Economische benadering	Fisher ideal number index or Tornqvist-Theil index

Bron: ILO,2004

Hierbij kan aangetoond worden dat deze laatste twee indices in de praktijk elkaar numeriek benaderen (Diewert, 1976; Hill, 2002) en beide zogenaamde "superlatieve" indices vormen.

In navolging van de aggregaatdimensies die Hawkes & Piotrowski (2003) voorstellen, kunnen we de scope van indices voor de Belgische gezondheidszorg als volgt weergeven:

- de tijdsdimensie bedraagt 1 jaar
- de ruimtelijke dimensie is het nationale niveau
- de productdimensie is de RIZIV-classificiatie naar N-code
- de eenheidsdimensie betreft alle actieve zorgverstrekkers die minstens 1 transactie lieten optekenen voor het betrokken jaar

Met betrekking tot de vergelijking tussen een stelsel met een vaste korf of een aaneenschakeling van geketende korven, beargumenteert Hill (1993) het gebruik van geketende, symmetrisch gewogen indices, zo lang prijzen niet bijzonder instabiel oscilleren. Geketende korven bieden het voordeel dat de afwijking tussen de Laspeyres en Paasche indices verminderd wordt, maar ook tussen de diverse superlatieve indices (ILO, 2004).

Hoewel de Fisher Ideal Index tot op zekere hoogte aantoonbaar voldoet aan het circulariteitsaxioma waarbij het gebruik van een vaste of geketende korf leidt tot dezelfde antwoorden, gaat dit doorgaans enkel op voor relatief beperkte periodes en voor beperkte wijzigingen in prijzen en hoeveelheden. Op vergelijkbare wijze voldoen ook de Tornqvist en Walsh indices aan het circulariteitsaxioma voor tijdsreeksen met stabiele trends.

De Tornqvist index wordt bij voorkeur berekend in logaritmische vorm:

- Ln TQt = ½ $\sum_i^k$ [(w_{i0} + w_{it}) ln (P_{it}/P_{i0})] voor producten i= 1 ….k
- Met w_{i0} = productgewicht i voor periode 0
- w_{it} = productgewicht i voor periode t
- P_{i0} = productprijs i voor periode 0
- P_{it} = productprijs i voor periode t

Er dient aangestipt te worden dat de Tornqvist index een discrete tijdsbenadering inhoudt van de Divisia index (continue tijdsverdeling) als de bijhorende kostenfunctie een translogaritmische vorm aanneemt. Bijgevolg wordt soms de voorkeur gegeven aan deze laatste index.

Niettemin stemt de geketende Fisher index overeen met de SNA-aanbevelingen ("System of National Accounts") van 1993, die het referentiekader vormen voor het afgeleide National Health Accounts stelsel (NHA) van de OESO.

13.2.5. De keuze van gewichten

Gewichten hebben tot doel het relatieve belang van de betrokken goederen en diensten weer te geven in een index. De gewichten die toegekend worden aan elk basisgoed of basisdienst bepalen de impact van de verbonden prijswijziging op de globale index. Zo zijn de gewichten in de CPI gebaseerd op het verbruik (i.e. aankopen) van goederen en diensten door huishoudens zoals dat op geregelde tijd bevraagd wordt via gedetailleerde enquêtes over het huishoudbudget. Elementaire aggregaten in de CPI worden bepaald als de kleinste groep goederen of diensten waarvoor gegevens over uitgaven beschikbaar zijn. In de opmaak van de PPI zijn de gewichten gebaseerd op de netto output van de diverse sectoren zoals gemeten naar de productiewaarde (omzet gemeten door verkoop van output + verandering in de stock van afgewerkte producten). Hoeveelheidgewichten (die de productie in aantal weergeven) kunnen enkel aangewend worden op het laagst gedetailleerde productniveau omdat hogere aggregatieniveaus geen zinvolle schattingen van hoeveelheden toelaten die betrekking hebben op diverse producten in eenzelfde sector. Het gebruik van hoeveelheidgewichten is daarnaast ook enkel gepast indien er geen merkwaardige veranderingen zijn in de kwaliteit van de technische eigenschappen van het product tussen de basisperiode en de huidige periode. Producten kunnen gegroepeerd worden enerzijds omdat ze een gemeenschappelijke vorm van eindgebruik hebben of anderzijds omdat ze als onderlinge substituten beschouwd worden, die elk een afzonderlijke plaats hebben in het classificatiestelsel. We kunnen deze indeling toepassen op terugbetalingen in de ziekteverzekeringen waarvoor de elementaire productniveaus de individuele N-codes zijn, de elementaire strata of groepniveaus bestaan uit de C-code (classificatie op 3 cijfer niveau, verdere aggregaten bestaan uit aggregaten op het niveau van 2 en 1 codecijfer). De gewichten van de basisperiode zouden moeten gekozen worden aan de hand van de uiteindelijke gecorrigeerde budgettaire gegevens. Deze zijn doorgaans pas beschikbaar twee jaar na de huidige periode (dwz in 2005 dienen de gewichten bepaald te worden aan de hand van de uitgaven in 2002) tenzij er heel weinig verandering te zien is tussen de voorlopige en uiteindelijke cijfers.

Het voordeel van het gebruik van de nomenclatuurcodes als equivalent voor elementaire producten is dat er geen selectie en sampling van specifieke producten dient te gebeuren om de prijsschommelingen weer te geven voor de elementaire aggregaten. Evenmin dienen verkooppunten of producenten gesampled te worden. Daarenboven is de precieze datum van prijswijzigingen in principe duidelijk gekend aangezien deze bekend gemaakt worden in het Belgisch Staatsblad of via een RIZIV-INAMI "omzendbrief". Dit neemt de noodzaak weg om op periodieke basis prijswijzigingen te samplen aangezien deze op continue basis geobserveerd kunnen worden.

13.2.6. Nieuwe producten/diensten

De hiervoor beschreven prijsstructuur geeft het bestaande pakket van medische ingrepen en goederen weer als discrete inputs in de productiefunctie voor gezondheidszorg. Een dusdanige prijsbepaling van inputs met afzonderlijke elementen heeft echter tot nadeel dat de mogelijkheid tot substitutie tussen diverse inputs niet in aanmerking genomen wordt voor de behandeling van patiënten met een specifieke aandoening. Treffende voorbeelden hiervan zijn de inwisselbaarheid

van chirurgische ziekenhuisverblijven met dagchirurgie of de vervanging van psychotherapeutische sessies door medicinale behandeling bij depressies. Dit komt overeen met de *substitutie van goederen tussen verschillende strata* in prijsindex. Deze substitutie wordt niet in beschouwing genomen bij de standaard prijsbepaling, in het bijzonder als de gebruikte gewichten niet frequent herijkt worden. Een manier om dit substitutieprobleem op te vangen, bestaat erin niet langer een prijsindex te berekenen per elementair productaggregaat zoals b.v. per C-code, maar door prijsindices op te maken per pathologie of per diagnose adhv de beschikbare MKG en gedetailleerde factuurgegevens die in België beschikbaar zijn sinds 1996-1998.

Kwaliteitsverbeteringen in de inputs van gezondheidszorg zijn courant in sectoren die snelle technologische vooruitgang kennen zoals diagnostische testen, beeldvorming, implantaten en tot op zekere hoogte geneesmiddelen en chirurgische technieken. Bijgevolg zal een prijsindex voor bijvoorbeeld een prothetisch implantaat de reële prijsevolutie overschatten indien deze prijstoename samengaat met kwaliteitstoename van het middel of de ingreep (duurzaamheid, comfort, kans op verwikkelingen, enz.).

Hetzelfde fenomeen doet zich voor bij heel wat medische producten en procedures. Dit maakt de toekomstige opname noodzakelijk van kwaliteitsverbeteringen in de medische prijsindices waarbij een aantal beproefde methodes aangewend worden. Ruim genomen bestaan er 5 methoden die aangewend worden in de klassieke prijsindices (doorgaans op producten gebaseerde) zoals de CPI en PPI.

Deze zijn (Triplett, OESO, 2004):

- de afwezigheid van kwaliteitscorrecties voor beperkte wijzigingen die geen uitwerking hebben op het productgebruik (bijvoorbeeld een wijziging in kleur of een aangepast extern ontwerp van een omhulsel);
- de waargenomen prijs verminderen met de kost voor de producent (geschat door de producent) om de kwaliteit van het product of de dienst te verhogen (dit houdt een wijziging in van de reële prijs voor de eindgebruiker die vergelijkbaar is met de waargenomen productiekostenwijziging van de producent);
- aannemen dat het verschil tussen de oude en nieuwe prijs geheel te wijten is kwaliteitswijzigingen (dit houdt geen wijziging in in de reële prijs voor de eindgebruiker);
- "parallelle" prijsreeksen voor zowel oude en nieuwe producten vergelijken indien deze naast mekaar in de tijd voortbestaan en zo een correctiefactor bepalen;
- "hedonische" regressies (cf. "hedonic regression") gebruiken voor prijsaanpassingen waarbij prijzen en waarneembare product-/dienstkenmerken (op vergelijkbare wijze als b.v. bij "conjoint analysis") met mekaar in verband gebracht worden om de "impliciete" prijs te ramen van de kwaliteitsverbeteringen. Deze kunnen daarna afgetrokken worden van de nieuwe waargenomen prijzen.

Deze laatste techniek werd voornamelijk voor huishoudelijke elementen beproefd zoals computers, microgolfovens, diepvriezers, maar ook academische boeken, CT-scans (Traijtenberg, 1990) en geneesmiddelen (Berndt, 1993). Het zou echter niet zo evident zijn deze methode toe te passen op zuiver klinische ingrepen, waarbij kwaliteitsverbeteringen niet meteen tastbaar zijn en niet duidelijk meetbaar.

Volstrekt nieuwe goederen of elementen horen in de prijsindex opgenomen te worden zodra deze aanwezig zijn. Gesteld dat we nieuwe "producten" gelijkstellen met nieuwe "N-codes" en dat een regelmatige (jaarlijkse) herweging plaatsvindt van de elementaire prijzen (door bijv. budgettaire aandelen te hanteren) dient dit geen probleem te vormen zolang we terugbetaalde zorg in beschouwing nemen. Hetzelfde geldt voor bestaande N-codes die niet langer in gebruik zijn, hun gewicht zal tot nul herleid worden zodra ze niet langer gefactureerd worden. In deze zin is de invoering van een nieuwe N-code gelijk aan de verschijning van een nieuw "revolutionair" product in de CPI, waardoor de productverzameling uitgebreid wordt.

Hierdoor wordt de productensample uitgebreid (dwz de populatie van N-codes) en wordt een bijkomende prijsreeks gevormd die geen gewichten heeft voor de basisperiode. Bijgevolg dienen oude en nieuwe prijzen met mekaar "vervlecht" te worden op één of andere wijze, wat een herweging inhoudt in de berekeningen met de corresponderende C-codes.

Tabel 3. Voorbeeld Vervlechting (« splice » methode)

Code N	Gewichten Basisperiode	Nieuwe Gewichten	Jaar 1 Prijs	Jaar 2 Prijs	Jaar 3 Prijs
A	0.60	0.50	100	101	101.5
B	0.40	0.30	100	102	102.5
C	-	0.20	-	(101.4)	98.5
GLOBALE INDEX			100	101.4	101.5

Code C wordt ingevoerd in Jaar 2, gewichten zijn bepaald door de waargenomen budgettaire aandelen in Jaar 1 en Jaar 2.

We nemen aan dat C dezelfde prijstrend volgt als de combinatie van A&B in het jaar van introductie:

Jaar 1= 100, Jaar 2 = (101 x 0.6) + (102 x 0.40) = 101.4

Vervolgens gebruiken we de nieuwe (vaste) basisgewichten voor Jaar 2 om de globale index op het niveau van de C-code te berekenen (elementair aggregaat)

(101.5 x 0.5) + (102x0.3) + (101.4x0.2) = 101.4

en vanaf Jaar 3 gebruiken we de geobserveerde prijzen voor C:

(101.5 x 0.5) + (102.5x0.3) + (98.5x0.2) = 101.5

Bijgevolg hebben we de gewichten herijkt binnen het elementaire aggregaat (C-Code) zonder het gewicht van de C-code op zichzelf gewijzigd te hebben in de totale goederenkorf.

Op alternatieve wijze kan (jaarlijkse) ketening (Chaining) aangewend worden om nieuwe N-code te introduceren zodra gegevens beschikbaar zijn voor twee opeenvolgende periodes.

Tabel 4. Berekening van een geketende prijsindex

Voor elk product of element i, waarbij we bijvoorbeeld een Laspeyres index hanteren, definiëren we de directe ongeketende prijsindex tussen periode 0 en 1; periode 0 en 2 en periode 1 en 2 respectievelijk als:

LP01= wi0 (Pi1/Pi0); LP02= wi0 (Pi2/Pi0) en LP12= wi1 (Pi2/Pi1)

De geketende Laspeyres index voor prijswijzigingen tussen periode 0 en periode 2 is gelijk aan:

LC_{02} = wi0 (Pi1/Pi0) x wi1 (Pi2/Pi1)

= LP01 x wi1 (Pi2/Pi1)

= LP01 x LP12

Indien we deze berekeningen toepassen op de Fisher index, bepalen we de Fisher index voor elke twee aansluitende perioden t, t+1 en ketenen we vervolgens de Fisher indices op dezelfde wijze om de geketende Fisher index te bekomen:

$$CF0t = \prod_{0}^{T-1} \sqrt{(LP_{t,t+1} \times PP_{t,t+1})} \text{ voor periode } t= 0 \ldots..T$$

Bijgevolg

CFisher 1997, 2000= F(1997,1998) x F(1998,1999) x F(1999, 2000)

14. BESCHRIJVING EN EIGENSCHAPPEN VAN DE BEREKENDE INDICES

14.1. FORMULES EN EIGENSCHAPPEN VAN PRIJSINDICES

De door ons berekende indices (waarde, prijs en hoeveelheid) op de Belgische uitgaven zijn:

- Waarde-indices (V)
- Laspeyres: zowel prijs als hoeveelheid (L)
- Paasche: zowel prijs als hoeveelheid (P)
- Fisher's Ideal Index: zowel prijs als hoeveelheid (F)
- Chain Fisher Prijsindex ("geketende" Fisher index) (CF)
- Chain Fisher (Impliciete) Hoeveelheidindex (na deflatie met CF) (CFI)

Er werd geen Tornqvist index berekend aangezien deze weinig afwijkt van de Fisher index.

De formules voor deze indices worden weergegeven in tabel 5 met uitzondering van de formules voor de Chain Fisher prijsindex die eerder uiteengezet werd. Hierbij zijn respectievelijk prijs- en hoeveelheidsindex voor een gegeven jaar "t" gedefinieerd. De gevonden indices zullen vermenigvuldigd worden met het getal 100, waardoor de indexwaarde van het basisjaar op 100 komt te liggen.

Symbolen "P" en "Q" verwijzen hierbij naar respectievelijk prijs en hoeveelheid. Het symbool "t" in subscript duidt het betrokken jaar aan waarop deze grootheden betrekking hebben. Het symbool "0" in subscript refereert aan het jaar dat bij de indexbereking gekozen wordt als basisjaar (jaar met indexwaarde 100). Indien symbolen "L", "P", "F", "CF" in superscript vermeld staan, slaat de cijferwaarde op een index, hetzij van het type Laspeyres, Paasche, Fisher of Chain Fisher.

Tabel 5. Formules Prijs- en hoeveelheidsindices

Waarde-index (Uitgaven)

$V_t = \sum P_t Q_t / \sum P_0 Q_0$

Prijsindices

Index	Afkorting	Formule
Laspeyres	P_t^L	$\sum P_t Q_0 / \sum P_0 Q_0$
Paasche	P_t^P	$\sum P_t Q_t / \sum P_0 Q_t$
Fisher	P_t^F	$\sqrt{(P^t_L * P^t_P)}$
Chain Fisher	P_t^{CF}	(zie Tabel 4)

Hoeveelheidsindices

Index	Afkorting	Formula
Laspeyres	Q_t^L	$\sum P_0 Q_t / \sum P_0 Q_0$
Paasche	Q_t^P	$\sum P_t Q_t / \sum P_t Q_0$
Fisher	Q_t^F	$\sqrt{(Q^t_L * P^t_P)}$
Impliciete Chain Fisher	Q_t^{CFI}	V_t / P_t^{CF}

De berekende indices onderscheiden zich uiteraard naar wiskundige aard en bijgevolg naar cijfermatige toepasbaarheid in het onderzoek. De "stylized traits" die relevant zullen blijken bij de verwerking van cijfergegevens voor dit onderzoek worden kort belicht.

De Laspeyres-index heeft als kenmerk voor de betrokken prijsindex dat deze de prijsevolutie weergeeft ten opzichte van het basisjaar waarbij hoeveelheden van nomenclatuurcodes als constant verondersteld worden. Mutatis mutandis geldt hetzelfde voor de hoeveelheidindex: prijzen worden hierbij als constant genomen. Statistische agentschappen verkiezen doorgaans deze berekeningswijze aangezien ze minder vereisten stelt op het vlak van informatiebehoefte: enkel de evolutie van geldende prijzen per "goed" dient gekend te zijn buiten het basisjaar.

De Paasche-index bekomt men door bij de prijs- en hoeveelheidsindices voor de diverse nomenclatuurcodes de hoeveelheden dan wel prijzen van lopende jaren in de berekening op te nemen. Hier is met andere woorden het jaarlijkse "marktaandeel" voor een betrokken goed nodig als bijkomende informatie.

Indien de prijselasticiteiten voor de betrokken nomenclatuurcodes negatief zijn, kan aangetoond worden dat voor de verhouding tussen Laspeyres en Paasche indices in het algemeen geldt:

$P_t^L > P_t^P \quad \text{en} \quad Q_t^L > Q_t^P$

Deze eigenschap geldt bij uitstek in een typisch Marshaliaanse context (inverse relatie tussen prijs en vraag). Dat deze evenwel niet van toepassing is voor de huidige gegevens (terugbetalingen in de Belgische gezondheidszorg, en geen "klassieke" prijzen, die de consument betaalt) lijkt duidelijk. Daarnaast zal ook de gehanteerde rekenwijze (prijzen worden impliciet afgeleid) een rol spelen in de bekomen verhoudingen tussen Laspeyres en Paasche. De geldigheid van deze stelling wordt verder –beknopt- besproken in dit onderzoek.

De Fisher's Ideal Index wordt gedefinieerd als het meetkundige gemiddelde van de Laspeyres en Paasche indices. Het epitheton "Ideal" dankt deze index aan enkele elegante wiskundige eigenschappen waaronder als voornaamste "time reversability" en "factor reversability".

Onder "time reversability" of "tijdsomkeerbaarheid" verstaan we dat omkering van referentie- naar basisjaar waarbij het aanvankelijke basisjaar als nieuwe referentiejaar genomen wordt, samenvalt met de inverse van de aanvankelijke indexwaarde.

Tabel 6. Time Reversability Fisher Indices

$P_t^F = (P'_{t'}^F)^{-1}$
$Q_t^F = (Q'_{t'}^F)^{-1}$
met
P_t^F, Q_t^F : Basisjaar = 0, Referentiejaar = t
$P'_{t'}^F$, $Q'_{t'}^F$: Basisjaar = 0', Referentiejaar = t'
t,0,t',0' : t' = 0, 0' = t

Onder "factor reversability" of "factoromkeerbaarheid" verstaat men dat de vermenigvuldiging van indices voor prijs en hoeveelheid (naar gegeven referentie- en basisjaar) samenvalt met de proportionele wijziging in monetaire waarde.

Tabel 7. Factor Reversability Fisher Indices

$P_t^F * Q_t^F = V_t = \sum P_t Q_t / \sum P_0 Q_0$

Beide voornoemde eigenschappen zijn niet van toepassing op de Laspeyres en Paasche Index. Gezien de bestaande mogelijkheid om hoeveelheids- en prijsgrootheden te berekenen over de gehele beschouwde periode voor de gehanteerde gegevens, lijkt het raadzaam alle drie de besproken indices af te leiden. De Fisher index, een resultante van Laspeyres en Paasche, biedt daarenboven enkele wiskundig aantrekkelijke eigenschappen, die de voorstelling van cijfergegevens makkelijker zal maken:

- herschaalbaarheid van basisjaar, wat een zo ruim mogelijke index met uniform basisjaar mogelijk maakt voor de beschouwde budgettaire rubrieken
- aanschouwelijk verband met de algemene variabiliteit van de geaggregeerde monetaire waarden van diverse rubrieken.

De Chain Fisher Prijsindex, waarvan de berekening in het voorgaande deel van dit hoofdstuk uiteengezet werd, tot slot biedt als voornaamste voordeel dat zowel prijzen als hoeveelheden van de betrokken goederen/diensten niet beperkt worden tot de korf van één bepaald jaar, maar de wijzigende korfevolutie van jaar-op-jaar paarsgewijs opgenomen is in de index.

14.2. IMPLICIETE HYPOTHESEN BIJ BEREKENING PRIJSINDICES

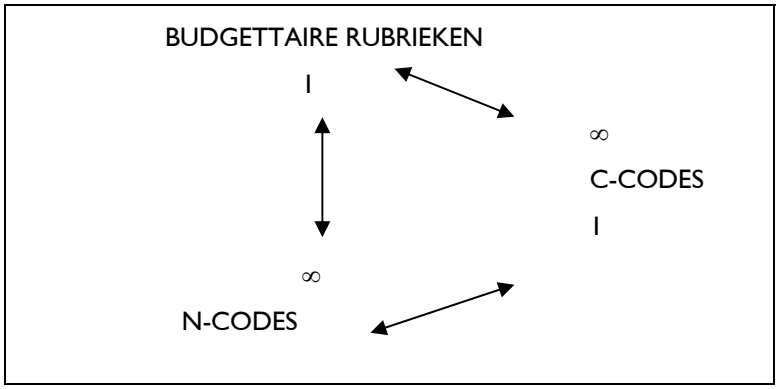
De hierboven geschetste methodologie gaat impliciet uit van een aantal niet te veronachtzamen aannames die methodologisch beperkende voorwaarden opleggen.

Allereerst veronderstellen deze indices, met uitzondering van de Chain Fisher, de keuze van een welbepaald basisjaar. Het is niet vanzelfsprekend dat alle over de beschouwde periode bestaande nomenclatuurcodes gelijktijdig in een zelfde basisjaar voorkomen. De indexkorven zullen bijgevolg een aantal nomenclatuurcodes buiten beschouwing laten. Een vergelijking met de algemene waarde-index kan hier een indicatie geven omtrent mogelijke bias die deze selectie inhoudt.

Daarenboven wordt ervan uitgegaan dat voor de beschouwde nomenclatuurcodes jaarbedragen en hoeveelheidgrootheden beschikbaar zijn. Om redenen van gegevenskwaliteit kunnen deze ontbreken. Sommige nomenclatuurcodes kunnen omwille van hun (semantische) aard grootheden voor hoeveelheden ontberen. Daarnaast kunnen ook negatieve bedragen voorkomen (het betreft hier boekhoudkundige posten en dus saldi), negatieve dagen en/of gevallen, ...

Dit rekenschema gaat daarbij uit van de hypothese dat elke bestaande nomenclatuurcode ressorteert onder één enkele budgettaire rubriek. Daarenboven kan deze zelfde nomenclatuurcode niet tot verschillende rubrieken behoren gedurende de beschouwde periode. We gaan dus uit van een many-to-one (∞ ~ 1) verhouding die, voor elk gegeven jaar dat de bewuste nomenclatuurcodes (of een subset ervan) voorkomen, niet wijzigt.

Figuur 1. Structuur Database : Many-to-one verhouding



Een derde hypothese bestaat erin dat aangenomen wordt dat de definitie van de grootheid "hoeveelheid" consistent is in de betrokken periode. Het lijdt echter weinig twijfel dat allerhande institutionele effecten hier zullen spelen. Het onderstaande rekenvoorbeeld kan de impact van zulke beleidsmatige effecten op de analyse illustreren. Een verdere illustratie van de wisselwerking tussen institutionele effecten en de analyse op basis van indices vindt de lezer in bijlagen 1 en 2 van dit hoofdstuk.

Laten we aannemen dat een bepaalde budgettaire post (op niveau N code) niet in monetaire omvang toeneemt tussen gegeven jaren 1 en 2. De besluitvoerders hebben evenwel institutionele maatregelen getroffen waardoor de definitie "aantal gevallen" gewijzigd wordt voor de betrokken budgettaire post. Het aantal gerapporteerde gevallen neemt op die wijze toe met y% in jaar 2 (x>0). Hoewel in realiteit geen enkele wijziging plaatsgevonden heeft in de besteding van middelen zal daarnaast de afgeleide prijs met y/(1+y)% dalen en de geraamde elasticiteit op -(1+y) komen te liggen. Het mag dus duidelijk zijn in welke mate de impact van institutionele elementen de analyse van de gehanteerde indices kan vertekenen.

De mogelijke vertekening die dergelijke institutionele effecten hebben op de gehanteerde indexwaarden worden geïllustreerd in bijlage 1 en 2. Een zuiver institutioneel effect in het jaar 200t+3 met betrekking tot goed C resulteert in het beschouwde geval in sterk afwijkende conclusies omtrent het respectieve belang van prijs en hoeveelheid, zoals weergegeven in Fisher-indices.

Dit houdt in dat prijsindices niet zomaar op basis van de "fysieke hoeveelheden" zoals het aantal "cases" of "prestaties" per N of C code kunnen berekend worden aangezien deze te veel afhankelijk zijn van een administratieve definitie. Homogene volumes moeten bijgevolg berekend worden op basis van prijsdeflatoren, tenzij de analyse op het niveau van nomenclatuurcodes gebeurt die geen herdefiniëring over de tijd gekend hebben.

15. CASE STUDIES

Een praktische uitwerking van de diverse indexberekeningen wordt geboden aan de hand van twee rekenvoorbeelden, die uitvoerig besproken worden. Hiertoe werden "Dialyse" en "Palliatieve Zorgen" gekozen.

15.1. GEBRUIKTE GEGEVENS

15.1.1. Gegevensbronnen (zie bijlage 3 hoofdstuk III in appendix)

Nomenclatuurcodes: De beschikbare gegevens slaan op de periode 1995-2003. Het betreft aggregaten op jaarbasis. De ZIV-tussenkomsten (in €) worden per boekjaar geaggregeerd voor de diverse Nomenclatuurcodes. Verder worden aantal gevallen/dagen per N-code vermeld. Belangrijk is hierbij dat de corresponderende Code C eveneens deel uitmaakt van de lay-out van de gegevensrecords. Deze gegevens werden door het RIZIV (Actuariaat) ter beschikking gesteld.

Indeling Codes C naar budgettaire rubrieken: In de berekening van indices voor Dialyse wordt gebruik gemaakt van de huidige indeling naar budgettaire rubrieken die het RIZIV gebruikt. Deze gegevens werden door het RIZIV (Actuariaat) ter beschikking gesteld en betreffen de indeling zoals die gold op 30 juni 2004.

15.1.2. Gegevenselementen

In de gegevensbron "Documenten N" wordt gebruikt gemaakt van de hoeveelheidindicator die weergegeven is in "aantal dagen" dan wel "aantal gevallen". De keuze van hoeveelheidindicator komt nader in dit onderzoek aan bod.

De deling van het vermelde jaarbedrag (geaggregeerde som per nomenclatuurcode op (boek)jaarbasis) door de gekozen hoeveelheidindicator levert een maatstaf voor de gemiddelde prijs van de betrokken code op per boekjaar. In dit onderzoek refereren we aan het totale jaarbedrag per nomenclatuurcode als "(monetaire) waarde".

Aan de hand van deze 2 elementen, hoeveelheid- en prijsindicator kunnen vervolgens indices berekend worden. De korf van betrokken nomenclatuurcodes stemt overeen met de samenstelling van budgettaire rubrieken zoals die door het RIZIV gehanteerd wordt.

15.2. CASE-STUDY DIALYSE

15.2.1. Beschrijving gegevens

De bestudeerde gegevens hebben betrekking op de budgettaire rubrieken 29, 30 en 31 zoals die door het RIZIV gehanteerd worden (zie tabel 8).

Tabel 8. Budgetaire Rubrieken Dialyse

BUDGETTAIRE RUBRIEKEN DIALYSE	
29	-Dialyse a) Geneesheren
30	-Dialyse b) Forfait nierdialyse
31	-Dialyse c) Thuis, in een centrum

Voor de betrokken periode (boekjaren 1995-2003) corresponderen deze 3 rubrieken met 28 verschillende nomenclatuurcodes (N codes). In de tabel 9 (zie bijlage hoofdstuk III in appendix) staan deze codes ingedeeld naar budgettaire rubriek en inhoudelijk omschreven.

In tabel 10 wordt de aanwezigheid van deze nomenclatuurcodes in de database per jaar weergegeven. We zien dat lang niet alle codes elk jaar voorkomen in de database en we merken daarenboven dat 2003 het jaar is waarin het hoogste aantal codes opgemerkt wordt: 26 van de 28 N-codes komen in dat boekjaar voor in de database.

Tabel 10. N-Codes Dialyse

JAAR / N-CODE	1995	1995	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	#JAAR /CODE
470374	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
470385	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
470400	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
470422	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
470433	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
470444	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
470466	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
470470	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
470481	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
470492	0	0	0	0	1	1	1	1	1	5
470503	0	0	0	0	1	1	1	1	1	5
474714	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
474725	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
761272	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
761283	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
761456	0	0	0	0	0	0	1	1	1	3
761471	0	0	0	0	0	0	1	1	1	3
761493	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
761515	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
761530	0	0	0	0	0	0	1	1	1	3
761552	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
761574	0	0	0	0	0	1	1	1	1	4
761596	1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
761655	0	0	0	0	0	0	1	1	1	3
761670	0	0	0	0	0	0	1	1	1	3
761692	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1
761714	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1
761736	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1
#CODES/ JAAR	15	15	15	15	17	18	23	25	26	169

Tabel 11. Fysieke Hoeveelheidsindicatoren Dialyse

169 N-Codes	Dagen	Gevallen	Aantal
Value	<0	<0	0
		0	0
		>0	0
	0	<0	0
		0	9
		>0	142
	>0	<0	0
		0	18
		>0	0

Uit de bovenstaande tabel blijkt dat voor de 169 geobserveerde N-Codes (maximum 1 observatie per onderscheiden N-Code per gegeven jaar) in totaal 9 N-codes zowel voor de variabele "dagen" als "gevallen" 0 laten optekenen als waarde. Deze 9 codes gaan terug op 9 observaties van de beschouwde periode van de N-Code 761596, "Dialyse thuis of in een centrum, reiskosten dialyse". Daarnaast blijkt dat voor het merendeel van de Codes (142 codes) "aantal gevallen" als hoeveelheidgrootheid gehanteerd zal worden. Voor de 18 overige codes wordt het "aantal dagen" als parameter genomen.

In de onderstaande tabel vinden we het aandeel terug dat elke N-Code voor de diverse jaren vertegenwoordigt in het totaalbedrag van de beschouwde codes samen. Dit aandeel stemt overeen met het relatieve gewicht van elke N-code op jaarbasis gebruikt voor de berekening van de Chain Fisher Indices. De belangrijkste bemerking hier is, dat 2 codes, 47470 en 761272, samen meer dan 50% vormen van het totaalbedrag van de rubrieken "dialyse". Daarnaast zien we dat de N-code 761596 slechts een beperkte budgettaire impact heeft.

Tabel 12. Dialyse: gewichten op basis van jaarlijkse uitgaven N-Codes

% BUDGET	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
470470	38,27%	38,07%	39,71%	38,32%	38,20%	38,85%	37,24%	35,19%	35,09%
761272	35,09%	32,17%	35,14%	33,38%	33,54%	33,83%	33,39%	33,34%	32,91%
761515	8,97%	11,17%	9,39%	10,56%	9,72%	10,49%	11,04%	12,28%	13,23%
470481	4,29%	4,57%	3,83%	4,14%	4,19%	3,86%	3,86%	3,94%	3,96%
761530	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,49%	3,19%	3,52%
761283	5,23%	4,42%	2,76%	3,04%	3,18%	3,12%	3,07%	3,23%	3,09%
470466	2,49%	2,93%	2,55%	2,81%	3,09%	2,10%	2,13%	2,19%	1,99%
761552	2,75%	3,92%	4,43%	5,22%	4,94%	4,20%	4,85%	2,32%	1,89%
761596	1,54%	1,59%	1,33%	1,65%	2,04%	1,87%	1,73%	1,66%	1,62%
470503	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,21%	1,03%	1,14%	1,23%	1,34%
761471	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,13%	0,56%	0,54%
761493	0,77%	0,72%	0,38%	0,51%	0,51%	0,29%	0,52%	0,36%	0,24%
470444	0,18%	0,20%	0,18%	0,18%	0,19%	0,16%	0,16%	0,18%	0,17%
474714	0,29%	0,13%	0,21%	0,10%	0,09%	0,08%	0,06%	0,07%	0,09%
761655	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,01%	0,07%	0,09%
761574	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,05%	0,11%	0,06%	0,07%
761456	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,01%	0,04%	0,05%
761670	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,02%	0,03%
470422	0,06%	0,05%	0,04%	0,04%	0,05%	0,03%	0,03%	0,03%	0,02%
470385	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,02%
470492	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,01%	0,00%	0,01%	0,02%
474725	0,03%	0,04%	0,03%	0,02%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%

470433	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%
470400	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,00%	0,01%	0,00%
470374	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
761714	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
761692	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
761736	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
BUDGET	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%

Tabel 13. Dialyse: gewichten op basis van jaarlijkse hoeveelheden[63] N-Codes

% Quant	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	St. Afw
761272	39,64%	36,47%	40,99%	38,70%	39,15%	39,14%	38,00%	37,00%	36,73%	1,50%
470470	38,11%	38,45%	38,70%	38,43%	38,88%	39,04%	38,05%	36,73%	36,51%	0,90%
761515	7,10%	8,98%	7,03%	7,96%	7,54%	8,14%	8,60%	9,91%	10,86%	1,29%
761283	5,93%	5,95%	5,12%	5,55%	4,59%	4,96%	5,70%	6,10%	5,89%	0,53%
470481	4,28%	4,62%	3,74%	4,15%	4,27%	3,88%	3,96%	4,14%	4,12%	0,26%
470466	2,08%	2,49%	2,09%	2,37%	2,64%	1,78%	1,82%	1,95%	1,74%	0,33%
470503	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,18%	0,87%	0,98%	1,09%	1,18%	0,53%
761530	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,12%	0,83%	0,94%	0,38%
761552	1,20%	1,48%	1,20%	1,63%	1,45%	1,18%	1,42%	0,69%	0,57%	0,36%
470444	0,46%	0,52%	0,44%	0,47%	0,50%	0,41%	0,43%	0,48%	0,44%	0,04%
761493	0,63%	0,59%	0,29%	0,39%	0,41%	0,23%	0,42%	0,30%	0,20%	0,15%
761655	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,02%	0,12%	0,16%	0,06%
761574	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,10%	0,21%	0,13%	0,14%	0,08%
761471	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,03%	0,13%	0,13%	0,06%
470422	0,28%	0,27%	0,17%	0,21%	0,24%	0,17%	0,15%	0,17%	0,11%	0,06%
474714	0,20%	0,09%	0,14%	0,07%	0,07%	0,06%	0,04%	0,05%	0,07%	0,05%
470385	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,06%	0,02%
761670	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,03%	0,05%	0,02%
761456	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,01%	0,03%	0,04%	0,01%
470433	0,03%	0,02%	0,02%	0,02%	0,03%	0,03%	0,03%	0,02%	0,03%	0,00%

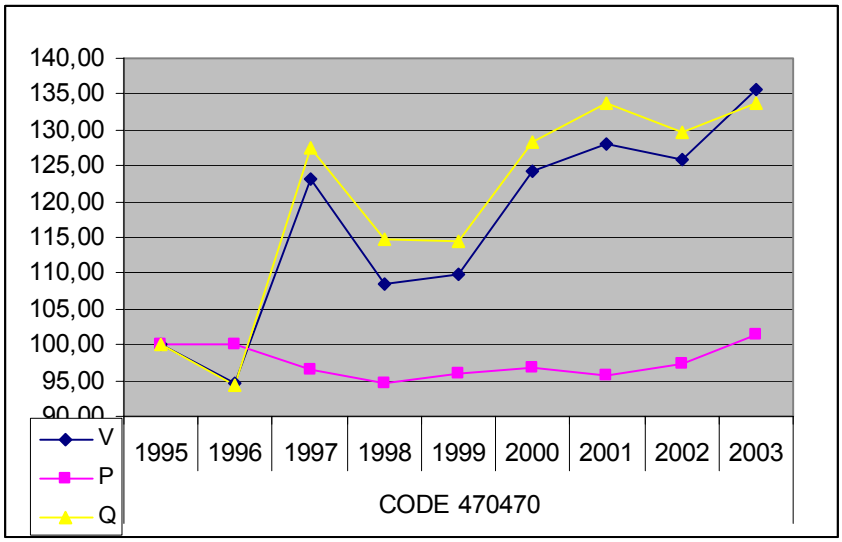
[63] Codes 761283 en 761272 worden in aantal dagen uitgedrukt, de overige codes in aantal gevallen.

470492	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,01%	0,01%	0,00%
470400	0,04%	0,04%	0,03%	0,03%	0,03%	0,02%	0,02%	0,02%	0,01%	0,01%
474725	0,02%	0,03%	0,02%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,00%	0,01%	0,01%
470374	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
761714	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
761596	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
761692	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,06%	0,00%	0,02%
761736	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%

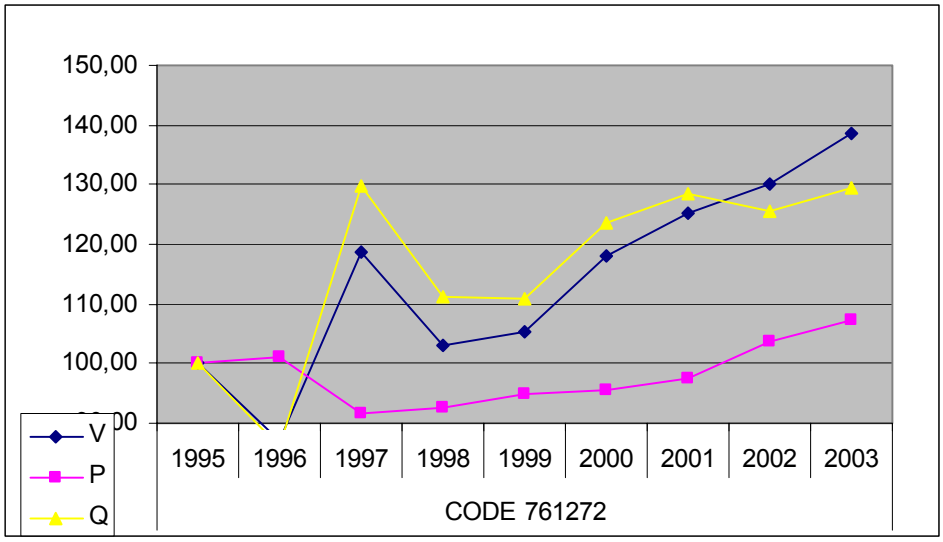
In tabel 13 wordt het aandeel van de diverse N-codes voor de rubrieken dialyse in de totale "hoeveelheid" per jaar weergegeven. In de eerste plaats blijkt dat deze aandelen sterk correleren met de in tabel 12 weergegeven budgettaire aandelen (Correlatie = 0,99). Daarnaast blijkt dat de "hoeveelheidaandelen" stabiel blijven over de beschouwde periode. Hoeveelheden (en afgeleide prijzen) in het gekozen basisjaar zullen voor de Laspeyres-index als wegingselement gelden.

Gezien de grote budgettaire impact van Codes 470470 en 761272 op de totaaluitgaven voor dialyse lijdt het geen twijfel dat de analyse van de evolutie voor dialyse-uitgaven in sterke mate beïnvloed zal zijn door de evolutie van deze posten (zie onderstaande figuren).

Figuur 2. Dialyse N-code 470470



Figuur 3. Dialyse-N code 761272



15.2.2. Verwerking gegevens en berekening prijsindices voor Dialyseuitgaven [64]

Uit de gegevensbeschrijving traden enkele elementen naar voren die bij de verwerking van de gegevens belangrijk zullen blijken:

De N-Code 761596, "Dialyse thuis of in een centrum, reiskosten dialyse", vermeldt geen grootheden voor hoeveelheden over de beschouwde periode en kan derhalve niet opgenomen worden in de Laspeyres, Paasche en Fisher indices. Uit de analyse bleek dat deze N-Code ongeveer 0,01% van de totaal beschouwde kostenpost inneemt.

De overige codes lieten bij elke observatie een (positieve) monetaire waarde optekenen in combinatie met precies één (positieve) hoeveelheidsindicator. Deze codes kunnen bijgevolg opgenomen worden in de berekening van de indices (L,P en F, CF, CFI).

Uit de analyse bleek het jaar 2003 voor de beschouwde budgettaire rubrieken het hoogste aantal observaties van N-Codes te laten optekenen. Dit jaar zal dan ook als basisjaar gehanteerd worden van L-,P-, en F-indices (niet-geketende indices).

De berekeningen hebben bijgevolg betrekking op:

- Waarde-indices, berekend respectievelijk met en zonder de N-Code 761596 in de kostenposten. Daarnaast zullen als basisjaren 1995 en 2003 genomen worden;
- Laspeyres- en Paasche-indices met als basisjaar 2003 zowel voor hoeveelheid- als prijsindices;
- Fisher indices, hoeveelheid- en prijsindices, berekend met als basisjaar 2003;
- Chain Fisher indices voor de prijsindex en de afgeleide hoeveelheidsindex.

De onderstaande tabellen geven de gevonden indexwaarden weer voor de drie budgettaire rubrieken die onder de gemeenschappelijke noemer "dialyse" vallen. De volgende conclusies kunnen getrokken worden:

[64] De gehanteerde basisgegevens voor de berekening van de diverse indices vindt men terug in bijlage 4 van dit hoofdstuk.

- Algemeen blijkt uit de indices dat de hoeveelheidfactor sinds 1995 sterker heeft bijgedragen aan de totale kostentoename dan de prijsfactor dat gedaan heeft. Dit is in overeenstemming met de eerder bemerkte evolutie van Nomenclatuurcodes 470470 en 761272.
- De exclusie van code 761596 heeft, gezien de beperkte budgettaire impact, geen invloed op de algemene analyse.
- Daarnaast geldt ook dat de Paasche index doorgaans hoger ligt dan de corresponderende Laspeyres. Dit gegeven valt evenwel moeilijk te evalueren, gezien de eigenheid van de onderzochte gegevens en mogelijke institutionele vertekeningen.
- Tijdsomkeerbaarheid en factoromkeerbaarheid zijn gerespecteerd (vgl. Fisher-indices met waarde-indices).

Tabel 14. Dialyse: waarde-indices (lopende uitgaven)

GENERAL VALUE INDEX									
BASE year	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**
1995	100	95	119	108	110	123	132	137	148
2003	68	64	80	73	74	83	89	93	100

Tabel 15. Dialyse: waarde-indices (excl. Code 761596)

GENERAL VALUE INDEX (EXCL. N-CODE 761596)									
BASE	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**
1995	100	95	119	108	110	122	131	137	148
2003	68	64	80	73	74	83	89	93	100

Tabel 16. Dialyse: Laspeyres-indices (Basisjaar 2003)

LASPEYRES INDICES									
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Price	92	92	87	86	90	90	94	97	100
Quant.	70	66	88	81	79	88	95	96	100

Tabel 17. Dialyse: Paasche-indices (Basisjaar 2003)

PAASCHE INDICES									
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Price	97	97	92	91	93	94	94	97	100
Quant.	73	70	93	85	83	92	95	96	100

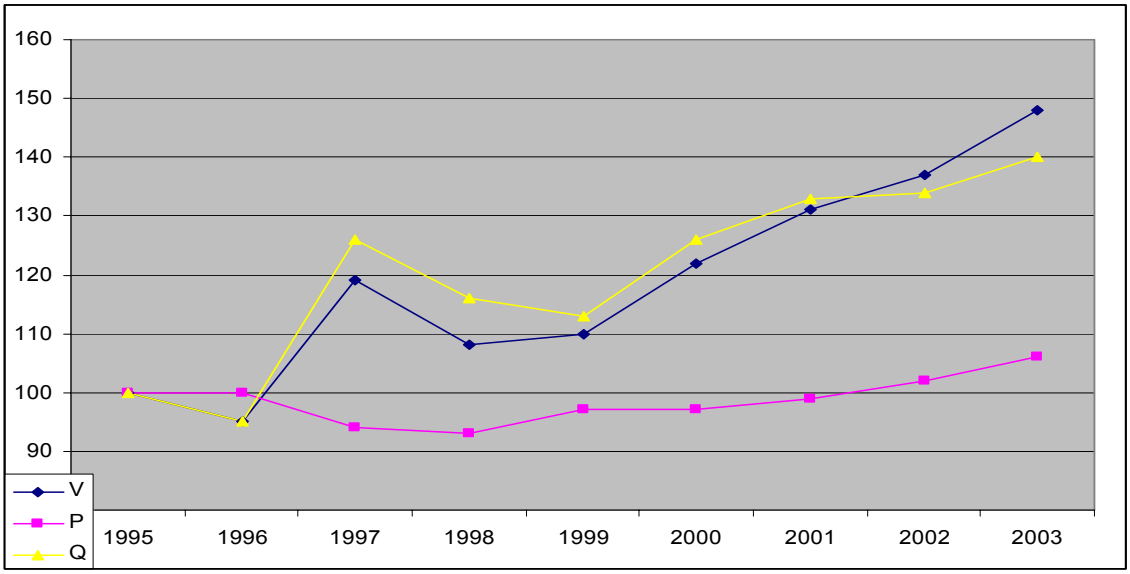
Tabel 18. Dialyse: Fisher-indices (Basisjaar 2003)

FISHER INDICES (BASE 2003)									
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Price	95	95	89	88	92	92	94	97	100
Quant.	71	68	90	83	81	90	95	96	100
P*Q	68	64	80	73	74	83	89	93	100

Tabel 19. Dialyse: Fixed Fisher-indices (Basisjaar 1995)

FISHER INDICES (BASE 1995)									
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
P	100	100	94	93	97	97	99	102	106
Q	100	95	126	116	113	126	133	134	140
V= P*Q	100	95	119	108	110	122	131	137	148

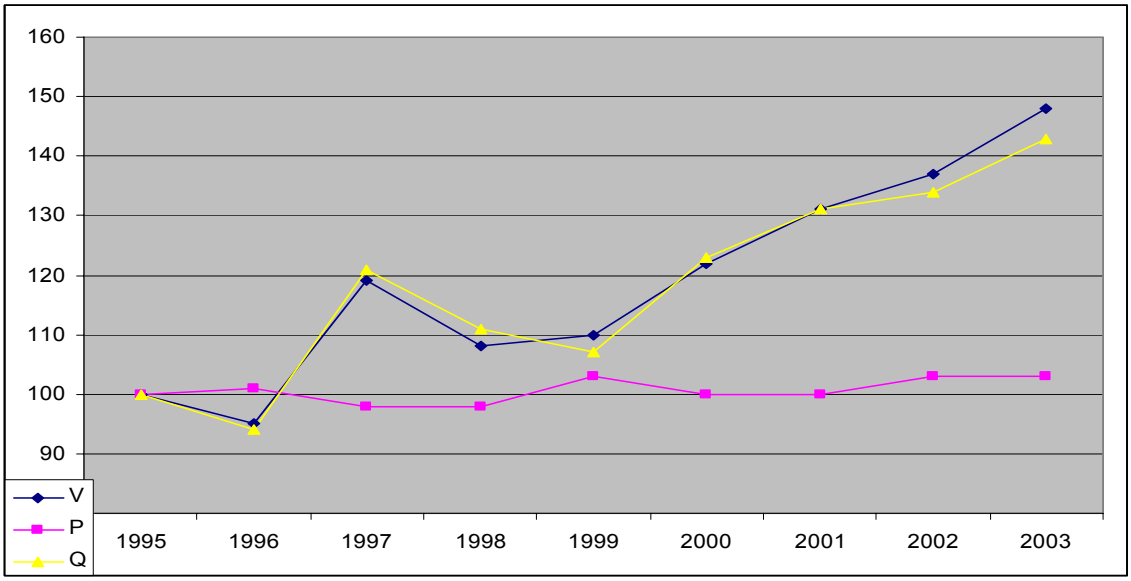
Figuur 4. Dialyse: budgettaire evolutie volgens Fixed Fisher-Indices



Tabel 20. Chain Fisher prijsindex Dialyse (1995=100)

CHAIN FISHER									
YEAR	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
PRICE INDEX	100	101	98	98	103	100	100	103	103
IMPLICIT QUANT INDEX	100	94	121	111	107	123	131	134	143

Figuur 5. Dialyse: budgettaire evolutie volgens Chain Fisher-Indices



De vergelijking tussen de Fixed en Chain Fisher prijsindex toont weinig verschil alhoewel het volume in het laatste geval wat hoger ligt. De groeitendensen tonen hetzelfde beeld. De analyse wijst hier duidelijk op een volume-effect met een stabilisatie in 1998-1999. Wil men de redenen achterhalen van deze stabilisatie in volumegroei in die periode moet men echter naar een verfijnde analyse toe op nomenclatuur code niveau op basis van hun aandeel in de uitgaven enerzijds en op basis van de ingevoerde maatregelen anderzijds in die periode. Ook hier lijken prijsveranderingen zoals in tussen 1997 en 1999 zichtbaar maar weinig invloed gehad te hebben op uitgaven en volumes en waarschijnlijk dus ook op consumptiegedrag.

15.3. PALLIATIEVE ZORGEN

15.3.1. Beschrijving gegevens

De bestudeerde gegevens corresponderen met budgettaire rubrieken (C code) 46 en 49 zoals die door het RIZIV gehanteerd worden (zie tabel 21).

Tabel 21. Palliatieve Zorgen: Budgettaire Rubrieken

RUBRIEK	LABEL
46	Palliatieve Zorgen (patiënt)
49	Palliatieve Zorgen

Tabel 22 biedt een overzicht van de 4 Nomenclatuurcodes waar deze 2 rubrieken mee samenvallen.

Tabel 22. Palliatieve Zorgen: N-Codes

RUBR	N-CODE	OMSCHRIJVING N-CODE
46	740213	Kosten van verblijf, forfait palliatieve thuispatiënten
49	774056	Overeenkomsten (bedragen geldig vanaf 1/1/91), palliatieve verzorging, eenmalig forfaitair bedrag
	774071	Overeenkomsten (bedragen geldig vanaf 1/1/91), palliatieve verzorging, verminderd forfaitair bedrag
	774093	Overeenkomsten (bedragen geldig vanaf 1/1/91), palliatieve verzorging, inhaalforfait 1998

De onderstaande tabel geeft aan hoeveel observaties van de diverse N-Codes er zijn per jaar van de bestudeerde periode. Het valt op dat voor 1999 geen enkele Code voorkomt in de database. Dit lijk erop te wijzen dat, hoewel de conventies in kwestie vanaf 1991 wettelijk mogelijk waren, er voor de (boek)periode 1995-1998 geen beroep op gedaan werd. Daarnaast blijkt elke code vanaf 2000 voor te komen.

Tabel 23. Palliatieve Zorgen: N-Codes

JAAR / N-CODE	1995	1995	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	#JAAR/ CODE
740213	0	0	0	0	0	1	1	1	1	4
774056	0	0	0	0	1	1	1	1	1	5
774071	0	0	0	0	1	1	1	1	1	5
774093	0	0	0	0	1	1	1	1	1	5
#CODES/ JAAR	0	0	0	0	3	4	4	4	4	19

Tabel 24. Palliatieve Zorgen: Hoeveelheidsindicatoren

N-Codes	Dagen	Gevallen	Aantal
Value	<0	<0	0
		0	0
		>0	0
	0	<0	0
		0	0
		>0	19
	>0	<0	0
		0	0
		>0	0

Tabel 25 werpt nader licht op de bruikbaarheid van de 19 Nomenclatuurcodes: de grootheid "hoeveelheid" kan voor elke observatie op N code niveau berekend worden door middel van het vermelde aantal gevallen.

Tabel 25. Brutogegevens per jaar voor palliatieve zorgen

Year	N-Code	Budget (in €)	Cases	Budget (in €)
1999	774056	2.539.559	1.833	4.338.997
	774071	31.331	248	
	774093	1.768.107	349	
2000	774056	4.890.329	3.473	9.082.300
	774071	63.805	497	
	774093	308.221	60	
	740213	3.819.945	7.903	
2001	774056	5.760.161	3.859	11.450.660
	774071	111.565	856	
	774093	5.717	5	
	740213	5.573.217	11.534	
2002	774056	6.605.503	4.258	13.568.990
	774071	126.257	1.097	
	774093	1.168	1	
	740213	6.836.062	14.145	
2003	774056	7.474.327	4.714	14.777.747
	774071	162.699	1.166	
	774093	132	1	
	740213	7.140.589	14.770	

Uit tabel 26 blijkt hoe de voornaamste Codes het leeuwendeel van de financiële middelen voor zich nemen. Daarnaast valt de proportionele schommeling tussen budgettaire posten van 1999 en 2000. Ook hier spelen wellicht institutionele effecten een belangrijke rol.

Tabel 26. Palliatieve Zorgen: Budgettaire Impact N-Codes

% BUDGET	1999	2000	2001	2002	2003
740213	0,00%	42,06%	48,67%	50,38%	48,32%
774056	58,53%	53,84%	50,30%	48,68%	50,58%
774071	0,72%	0,70%	0,97%	0,93%	1,10%
774093	40,75%	3,39%	0,05%	0,01%	0,00%

Uit tabel 27 blijkt dat de aandelen van diverse N-Codes in totale hoeveelheid correleren (r= 0,78) met de budgettaire aandelen. De correlatie blijkt echter minder sterk dan bij de rubrieken "dialyse" het geval was en de "hoeveelheidaandelen" schommelen daarenboven sterker van jaar tot jaar.

Tabel 27. Palliatieve Zorgen: "Hoeveelheidsimpact" N-Codes

% Quant	1999	2000	2001	2002	2003
740213	0,00%	66,23%	70,96%	72,53%	71,52%
774056	75,43%	29,10%	23,74%	21,83%	22,83%
774071	10,21%	4,16%	5,27%	5,63%	5,65%
774093	14,36%	0,50%	0,03%	0,01%	0,00%

15.3.2. Verwerking gegevens en berekening prijsindices voor Palliatieve Zorg

Uit de gegevensbeschrijving traden enkele elementen naar voren die bij de verwerking van de gegevens belangrijk zullen blijken: [65]

- Het aantal codes is beperkt tot 4 codes en de berekeningsperiode dient ingekort te worden tot 1999-2003;
- Voor deze periode lieten de codes elke observatie een (positieve) monetaire waarde optekenen in combinatie met precies één (positieve) hoeveelheidindicator. Deze codes kunnen bijgevolg opgenomen worden in de berekening van de indices (L, P en F, CF, CFI);
- Wellicht spelen voor deze codes sterke institutionele effecten;
- Uit de analyse bleek het jaar 2003 voor de beschouwde budgettaire rubrieken het hoogste aantal observaties van N-Codes te laten optekenen. Dit jaar zal dan ook als basisjaar gehanteerd worden van de vaste basis L-,P-, en F-indices.

De berekeningen hebben bijgevolg betrekking op:

- Waarde-indices met als basisjaren 1999 en 2003;
- Laspeyres- en Paasche-indices met als basisjaar 2003 zowel voor hoeveelheid- als prijsindices;
- Fisher en Chain Fisher indices, hoeveelheid- en prijsindices, berekend met als basisjaar 2003 en 1999.

De onderstaande tabellen geven de gevonden index waarden weer voor de twee budgettaire rubrieken die onder de gemeenschappelijke noemer "palliatieve zorgen" vallen. De volgende conclusies kunnen getrokken worden:

Algemeen blijkt uit de indices dat de hoeveelheidfactor sinds 1999 sterker heeft bijgedragen aan de totale kostentoename dan de prijsfactor dat gedaan heeft.

[65] De gehanteerde basisgegevens vindt men terug in bijlage 4A van dit hoofdstuk.

Daarnaast geldt ook dat de Paasche index doorgaans hoger ligt dan de corresponderende Laspeyres. Dit gegeven valt evenwel moeilijk te evalueren, gezien de eigenheid van de onderzochte gegevens en mogelijke institutionele vertekeningen. Uit de basisgegevens blijkt dat de prijsevolutie hier niet invers verloopt aan de hoeveelheidsevolutie, wat een verklaring kan bieden.

Tijdsomkeerbaarheid en factoromkeerbaarheid zijn echter gerespecteerd (vgl. Fisher-indices met waarde-indices).

Tabel 28. Palliatieve Zorgen: Waarde-Index

GENERAL VALUE INDEX					
BASE YEAR	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**
1999	100	209	264	313	341
2003	29	61	77	92	100

Tabel 29. Palliatieve Zorgen: Laspeyres-Index (basket 2003)

LASPEYRES INDICES					
	1999	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**
PRICE	45	94	97	99	100
QUANTITY	20	64	80	93	100

Tabel 30. Palliatieve Zorgen: Paasche-Index (basket 2003)

PAASCHE INDICES					
	1999	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**
PRICE	145	97	97	99	100
QUANTITY	65	65	80	93	100

Tabel 31. Palliatieve Zorgen: Fisher-Index (basket 2003)

FISHER INDICES (BASE = 2003)					
	1999	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**
PRICE	81	95	97	99	100
QUANTITY	36	64	80	93	100
P*Q	29	61	77	92	100

Tabel 32. Palliatieve Zorgen: Fisher-Index (base 1999, basket 2003)

FISHER INDICES (BASE = 1999)					
	1999	2000	2001	2002	2003
PRICE	100	118	120	122	123
QUANTITY	100	178	221	257	276
P*Q	100	209	264	313	341

Figuur 6. Palliatieve Zorgen: budgettaire evolutie volgens Fisher-Indices

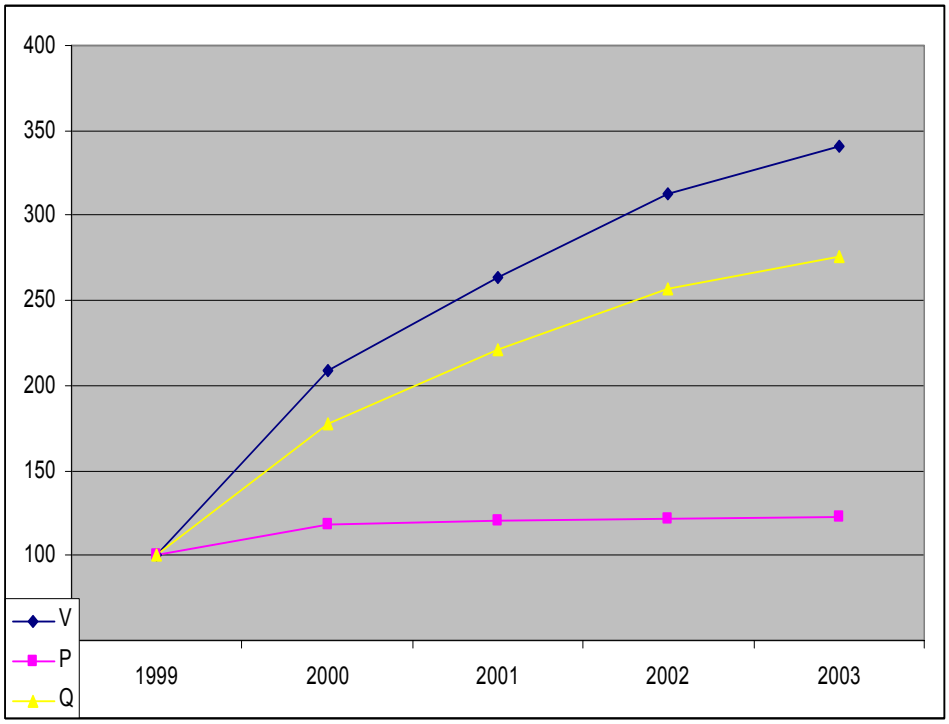
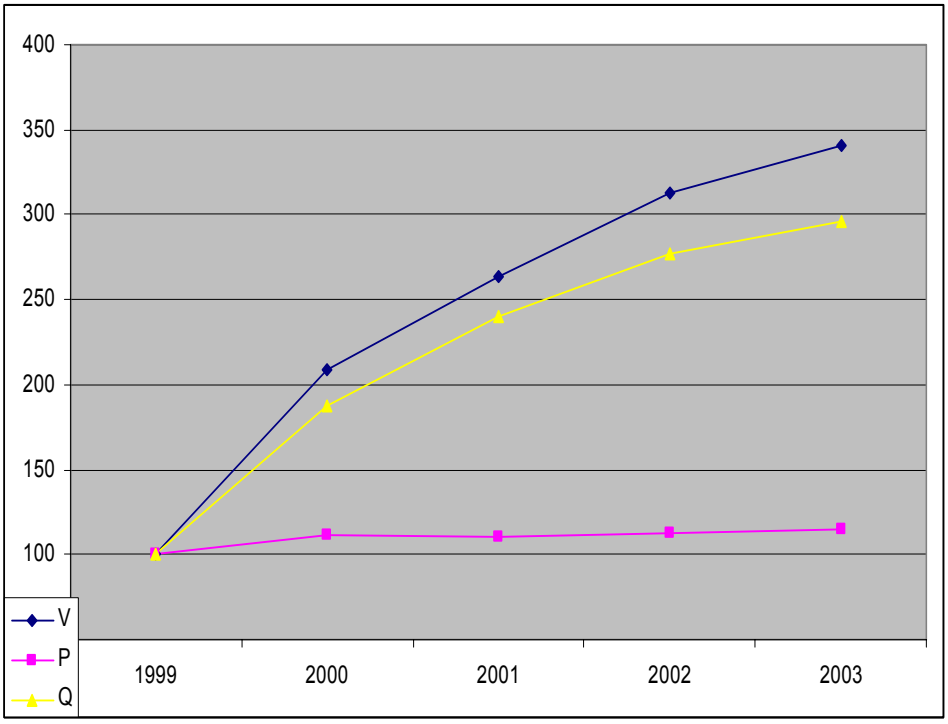


Table 33. Chain Fisher Indices voor palliatieve zorg

CHAIN FISHER INDEX					
YEAR	1999	2000	2001	2002	2003
PRICE INDEX	100	112	110	113	115
IMPLICIT QUANT INDEX	100	187	240	277	296

Figuur 7. Palliatieve Zorgen: budgettaire evolutie volgens Chain Fisher-Indices



De vergelijking tussen de Fixed en Chain Fisher prijsindex toont weinig verschil hoewel het volume in het laatste geval wat hoger ligt. De groeitendensen zijn echter evenredig en tonen hetzelfde beeld. De analyse wijst hier ook duidelijk op een verhoging van de uitgaven gestuurd door een volume effect.

16. UITBREIDING METHODE EN GEGEVENSBEHOEFTEN NAAR NOMENCLATUUR

16.1. AFTOETSING HYPOTHESEN

In het voorgaande deel van dit hoofdstuk werd gewezen op een aantal hypothesen die gelden bij de berekening van de diverse indices. Deze hypothesen resulteren in beperkende voorwaarden, waarvan sommige globaal nagegaan kunnen worden voor het beschikbare cijfermateriaal.

16.1.1. Relatie Budgettaire Rubrieken – N-Codes

Tabel 34 toont hoe de relatie tussen N-Codes en Budgettaire rubriek niet uniek is in de voorhanden database: blijkbaar ressorteert een beperkt aantal N-Codes onder meerdere Rubrieken in eenzelfde boekjaar.

Daarnaast blijkt dat van de 12827 unieke N-Codes (over periode 1995-2003) er 41 tijdens die periode onder meer dan één rubriek vielen.

Men kan dus besluiten dat de relatie Rubrieken – N-Codes niet uniek is (meerdere N-codes in eenzelfde jaar) en al evenmin stabiel is voor de beschouwde periode. Niettemin gaan deze voorwaarden op voor de grote meerderheid van de bestudeerde N-Codes.

Tabel 34. Relatie Rubrieken – N-Codes

JAAR	UNIEKE N-CODES BINNEN RUBRIEK	UNIEKE N-CODES	%
1995	9826	9597	97,67%
1996	9746	9495	97,42%
1997	9662	9206	95,28%
1998	9030	8663	95,94%
1999	9462	9090	96,07%
2000	9360	9047	96,66%
2001	9588	9267	96,65%
2002	9848	9409	95,54%
2003	10304	9855	95,64%
1995-2003	12875	12827	99,63%

16.1.2. Fysieke Hoeveelheidsindicatoren

Tabel 35 geeft een inschatting van de beschikbare hoeveelheidsgrootheden ("cases" of dagen). Om als bruikbare grootheid te gelden, moet voldaan zijn aan de volgende voorwaarden (per nomenclatuurcode):

- Aanwezigheid van positieve monetaire waarde
- Positief aantal vermelde dagen en/of gevallen
- Geen verandering in de definitie over tijd van de hoeveelheden (institutioneel effect)

Over het algemeen blijkt de beschikbaarheid van "bruikbare" cijfers per rubriek hoog te liggen. Bij de voornaamste uitgavenposten (die meer dan 1% van de totale uitgaven vertegenwoordigen) ligt weliswaar voor Rubrieken 26, "Verpleegdagprijs", 12 en 11, specialiteiten uit een ziekenhuisofficina voor respectievelijk al dan niet gehospitaliseerde patiënten, het percentage "bruikbare" observaties laag met respectievelijk 8,83%, 41,24% en 11,86%.

Tabel 35. Fysieke Hoeveelheidsindicatoren

RUBRIEK	Quant. Measure			€ (Boekhoudjaar 2003)	% (Bedrag)	CUM Bedrag
	OK	TOTAAL	%			
26	233	2640	8,83%	3452167193	22,69%	
10	73	76	96,05%	2011348811	13,22%	35,91%
3	1985	1995	99,50%	1113267768	7,32%	43,23%
4	8555	8576	99,76%	904522864,9	5,95%	49,17%
32	47	47	100,00%	822396770,2	5,41%	54,58%
1	15862	15869	99,96%	815947360,7	5,36%	59,94%
2	4491	4510	99,58%	749688005,9	4,93%	64,87%
5	25768	25792	99,91%	740294773,8	4,87%	69,74%
9	592	595	99,50%	646919508,7	4,25%	73,99%
12	80	194	41,24%	474591514,4	3,12%	77,11%
8	1767	1768	99,94%	467017458,3	3,07%	80,18%
33	65	65	100,00%	384728860,7	2,53%	82,71%
19	1300	1325	98,11%	367205742,6	2,41%	85,12%
22	3798	3809	99,71%	350150978,1	2,30%	87,42%
11	14	118	11,86%	326602303,5	2,15%	89,57%
38	1854	2857	64,89%	287522010	1,89%	91,46%
7	521	576	90,45%	211902298,9	1,39%	92,85%
44	0	24	0,00%	150381189	0,99%	93,84%
29	93	93	100,00%	109358534,1	0,72%	94,56%
28	177	181	97,79%	108532163,9	0,71%	95,27%

RUBRIEK	Quant. Measure			€ (Boekhoudjaar 2003)	% (Bedrag)	CUM Bedrag
	OK	TOTAAL	%			
30	18	18	100,00%	92126588,98	0,61%	95,88%
21	4631	4645	99,70%	82500656,67	0,54%	96,42%
35	27	33	81,82%	67543573,37	0,44%	96,86%
6	1659	1660	99,94%	63641962,12	0,42%	97,28%
45	60	60	100,00%	60803685,17	0,40%	97,68%
20	2034	2040	99,71%	59839163,51	0,39%	98,08%
15	5	294	1,70%	56070002,86	0,37%	98,44%
31	49	58	84,48%	54486402,03	0,36%	98,80%
13	75	75	100,00%	46187018,39	0,30%	99,11%
40	148	148	100,00%	41704034,29	0,27%	99,38%
18	445	445	100,00%	22629156,66	0,15%	99,53%
36	9	9	100,00%	21622483,92	0,14%	99,67%
24	83	83	100,00%	16758806,75	0,11%	99,78%
39	18	18	100,00%	14430592,95	0,09%	99,88%
41	26	98	26,53%	12124907,73	0,08%	99,96%
23	1896	1972	96,15%	9742381,54	0,06%	100,02%
42	14	35	40,00%	8872605,95	0,06%	100,08%
16	42	2349	1,79%	8266825,88	0,05%	100,13%
49	15	15	100,00%	7637157,56	0,05%	100,18%
46	4	4	100,00%	7140589,16	0,05%	100,23%
25	324	327	99,08%	7118048,87	0,05%	100,28%
14	12	14	85,71%	4732906,98	0,03%	100,31%
17	47	69	68,12%	4476312,37	0,03%	100,34%
27	18	70	25,71%	4409446,65	0,03%	100,37%
47	533	542	98,34%	4067342,3	0,03%	100,39%
34	3	3	100,00%	3825951,17	0,03%	100,42%
37	27	37	72,97%	658418,63	0,00%	100,42%
51	3	3	100,00%	6860	0,00%	100,42%
52	2	2	100,00%	0	0,00%	100,42%
48	4	590	0,68%	-64151633,31	-0,42%	100,00%
SUM	79506	86826	91,57%	15213818359	100,00%	44,02264

16.1.3. Basisjaren: keuze

Tabel 36 (in bijlage 7 van hoofdstuk III in appendix) geeft inzicht in de mogelijke basisjaren die per rubriek gehanteerd kunnen worden voor de berekening van diverse indexwaarden (met uitzondering van geketende indices). Als basisjaar geldt per rubriek dat jaar dat het hoogste aantal observaties telt die voldoen aan:

- Aanwezigheid van positieve monetaire waarde
- Positief aantal vermelde dagen en/of gevallen

Indien meerdere jaren in aanmerking komen wordt het meest recente jaar als basisjaar gekozen. Dezelfde conclusies als in de voorgaande paragraaf gelden. Voor de meeste rubrieken kan een basisjaar gekozen worden dat een hoog aantal bruikbare observaties oplevert. Het verloren basisjaar verschilt echter per rubriek. Alhoewel het jaar 2003 meestal de beste resultaten geeft. Ook hier geldt rubriek 26 als een belangrijke uitzondering op deze regel.

Tabel 37 (zie bijlage 7 van Hoofdstuk III in appendix) geeft een beter beeld van de representativiteit van de korven die voor elk mogelijk ("beste") basisjaar per rubriek berekend kunnen worden: gemiddeld bevatten deze korven een kleine 72% van het totaal aantal N-codes per rubriek voor de totale periode.

17. GEGEVENSBEHOEFTE EN OPVOLGING IN DE TOEKOMST

Om vertekeningen van indexcijfers in de mate van het mogelijke te vermijden, dient zo relevant en volledig mogelijk cijfermateriaal aangewend te worden bij de berekening van prijsindices.

17.1.1. Gegevens naar prestatiejaar

In de eerste plaats dienen de indices gebaseerd te worden op prestatiedata (zoals de IMA gestratifieerde gegevens), in plaats van op boekhoudkundige data (zoals door het RIZIV gepubliceerd) zoals het geval was voor de indexberekeningen in dit hoofdstuk.

Tabel 38 (in bijlage 7 in appendix) maakt de vergelijking tussen gegevens op basis van prestatiejaar en boekhoudjaar voor de verschillende budgettaire rubrieken. Omwille van het verschil tussen boekjaar en prestatiejaar merken we in de eerste plaats een licht algemeen "inflatie-effect" op: 266 van de 368 vermelde percentages overstijgen de 100%. Daarnaast valt de specifieke impact van tijdsgebonden institutionele effecten op (bijv. rubriek 44, "maximumfactuur").

17.1.2. Historiek van samenstelling rubrieken en C-Codes

Uit de controle van de gehanteerde hypothese met betrekking tot de opbouw van de database bleek dat enige afwijkingen optraden. Dit euvel kan deels te wijten zijn aan wijzigingen in de historisch gebruikte correspondentiebestanden tussen Rubrieken/C-Codes en N-Codes. Zo werd de rubriek "52" toegevoegd aan de gebruikte RIZIV-lijst door de onderzoekers. Deze rubriek heeft betrekking op de budgettaire rubriek "bronkuren", die na 1996 niet langer in de geboekte cijfers voorkwamen.

Om dit soort effecten in de mate van het mogelijke te vermijden, dienen historiekbestanden van de wisselende samenstelling van de budgettaire rubrieken en C-Codes gebruikt te worden bij toekomstige berekeningen.

17.1.3. Additionele fysieke Hoeveelheidsindicatoren

Uit de bespreking van de gehanteerde grootheden voor hoeveelheden bleek hoezeer deze onderhevig zijn aan de aard van de gegevensverwerking en de impact van diverse institutionele factoren.

Het lijkt dan ook raadzaam bij toekomstige analyses budgettaire posten ook in de mate van het mogelijke te benaderen aan de hand van alternatieve hoeveelheidsfactoren. Deze variabelen dienen idealiter:

- Een tijdsconsistente definitie te hebben (bijv. "bevallingen");
- In sterke mate te correleren met de corresponderende kostenactiviteit (bijv. "uitgaven voor verlossingen");
- Een voldoende mate van detaillering toe te laten (bijv. "verlossingen waar een vroedvrouw bij aanwezig is").

Een aantal epidemiologische variabelen lijken hiertoe misschien geschikt als gehanteerde variabelen. Verder onderzoek is hiervoor nodig om deze te identificeren en te valideren ten aanzien van de uitgaven rubrieken.

Er moeten ook gedetailleerde historische reeksen van de terugbetalingsprijzen per N code in elektronisch formaat opgemaakt worden en ter beschikking gesteld worden (bv via website) om de berekeningen van prijsindices mogelijk te maken.

17.1.4. Vergelijking tussen de Chain Fisher en de Logaritmische decompositie.

In het voorgaande hoofdstuk werd een methode gehanteerd waarbij groeivoeten van uitgavenposten ontbonden werden in additieve logaritmische componenten. Bedoeling hierbij was de onderliggende dynamiek van budgettaire schommelingen bloot te leggen. Deze methode sluit bijgevolg aan bij de decompositie van budgettaire posten aan de hand van berekende indices naar prijs- en volume-effecten zoals in dit hoofdstuk uiteengezet. Het leek de onderzoekers dan ook opportuun een beperkte vergelijking van beide methoden te maken. De Chain Fisher indices die in de voorgaande analyse als aangewezen naar voren traden worden afgetoetst aan de logaritmische ontbinding voor de uitgaven betreffende dialyse en palliatieve zorgen. Bedoeling is hierbij de relatieve beperkingen en mogelijke complementariteit van beide methodes na te gaan[66].

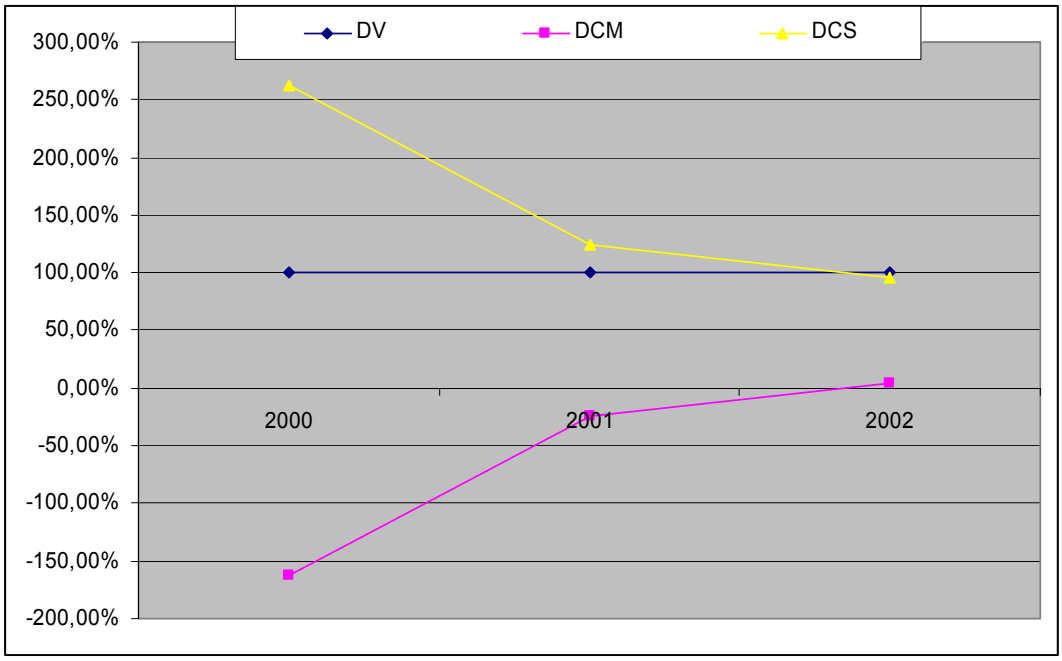
Bij de berekening wordt gebruik gemaakt van dezelfde cijferwaarden die aangewend werden voor de berekening van de Chain Fisher indices. Op deze wijze wordt vermeden dat verschillen in de bekomen resultaten te wijten zijn aan eventuele verschillen in de brongegevens.

De budgettaire gegevens (N-code naar boekhoudkundig jaar) worden geaggregeerd tot intermediaire aggregaten op het niveau van de respectievelijke C-codes. Deze intermediaire aggregaten worden vervolgens geaggregeerd tot de globale budgettaire rubrieken "Dialyse" en "Palliatieve" zorgen. Het betreft hier een gewogen aggregaat waarbij het budgettaire aandeel per jaar het belang van het intermediaire aggregaat weergeeft. Voor deze globale aggregaten worden vervolgens de jaarlijkse groeivoeten berekend voor D evenals de groeivoeten van de samenstellende factoren B, CM en CS (zie hoofdstuk II). Het percentuele aandeel van de logaritmische omzetting van deze elementen in LN(D) wordt vervolgens afgeleid en vergeleken met de Chain Fisher opdeling in prijsindices en impliciete hoeveelheidsindices.

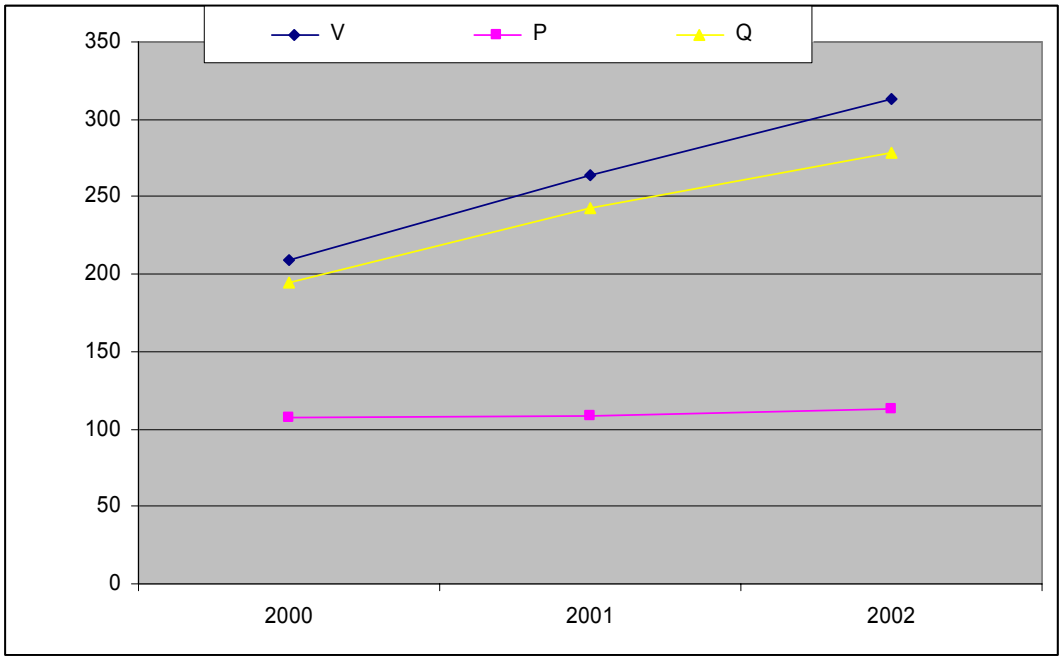
Hieronder worden enkel grafieken weergegeven die betrekking hebben op het hypothetische geval dat de variabele B (Bevolking) niet schommelt van jaar op jaar. Het volledige rekenscenario wordt weergegeven in bijlage 5 van dit hoofdstuk. De lezer kan nagaan dat de variabele B doorgaans stabiel is en een beperkte impact heeft op de budgettaire analyse van jaar op jaar. Daarenboven verhoogt deze hypothese de interpreteerbaarheid van de onderstaande grafieken.

[66] De diverse scenario's zijn verder uitgewerkt in bijlage 5.

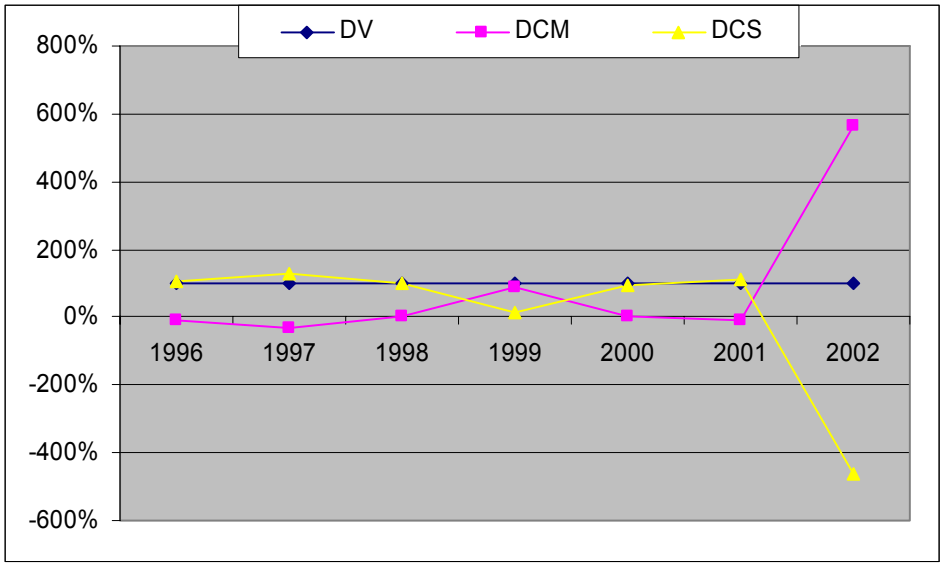
Figuur 8. Palliatieve Zorgen: Logaritmische Decompositie



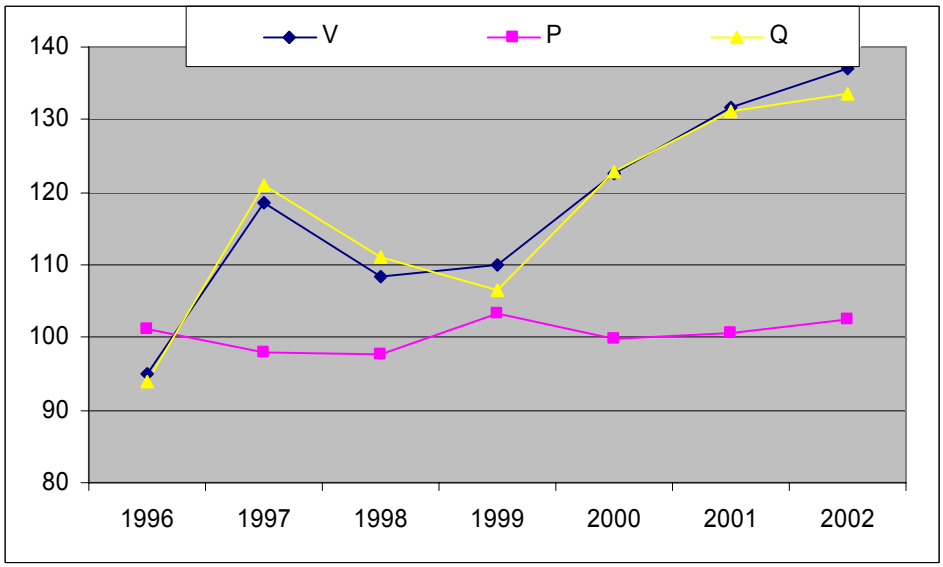
Figuur 9. Palliatieve Zorgen: Chain Fisher Index Decompositie



Figuur 10. Dialyse: Logaritmische decompositie



Figuur 11. Dialyse: Chain Fisher Index Decompositie



Enkele conclusies volgen uit de vergelijking van beide analysemethoden[67]:

De opname van de factor "B" heeft weinig belang bij de analyse van globale budgettaire rubrieken waarbij geen verdere opdeling gehanteerd wordt. Het betreft hier de *totale verzekerde populatie* en als dusdanig een variabele die relatief stabiel is naar jaarlijkse evolutie.

De introductie van een "durée moyenne" waarbij een factor als aantal dagen per geval berekend wordt, stelt problemen inzake interpretatie. Zo is op het niveau van de N-code

[67] Deze worden verder geïllustreerd in bijlage 5.

voor de boekhoudkundige periode 1995-2003 slechts in 370 van de 609 gevallen waarbij het vermelde aantal dagen per N-Code hoger is dan 0, tevens een positief aantal vermelde gevallen beschikbaar. Dit is ondermeer het geval voor de C-code 744, die 2 N-codes groepeert waarvoor enkel dagen en geen gevallen vermeld worden in de gegevensbank (zie onderstaande tabel).

Tabel 40. Groepering « Gevallen » in Dialyse

C-Code	N-Code	Omschrijving
744	761283	Dialyse thuis of in een centrum, peritoneale dialyse thuis
744	761272	Vast bedrag voor verpleegdag, forfaitaire verpleegdag nierdialyse

De vergelijking van aantal dagen en gevallen op een geaggregeerd niveau is inhoudelijk niet evident en een variabele "gemiddelde duur per geval" is a fortiori niet altijd te berekenen.

De logaritmische decompositie kan vertekend worden door de aanzienlijk relatieve bijdrage die opgetekend worden voor in absolute waarden beperkte schommelingen. Een treffende illustratie hiervan vindt men voor de uitgaven van dialyse in het jaar 2002. Deze bevinding sluit aan bij de kritiek die eerder in hoofdstuk II geformuleerd werd.

Beide methoden blijven onderhevig aan vertekeningen door institutionele schommelingen aangezien de precieze definitie van "geval" een arbitraire beleidsparameter is. Deze variabele komt direct voor in de logaritmische decompositie en indirect in de prijsindexmethode voor zover gebruik wordt gemaakt van gemiddelde prijzen (berekend als uitgaven/ aantal gevallen) als startpunt. Om dit te vermijden is het noodzakelijk om over volledige reeksen van administratieve prijsveranderingen op nomenclatuurnummer niveau te beschikken.

18. CONCLUSIES HOOFDSTUK III

Een aantal algemene conclusies en/of aanbevelingen in verband met de haalbaarheid van indexberekeningen voor de Belgische gezondheidsuitgaven kunnen worden gemaakt. Deze conclusies houden enerzijds verband met de beschikbare gegevensbronnen en anderzijds met methodologische aspecten van indexberekeningen.

18.1. GEGEVENSBRONNEN

Uitgavengegevens dienen in de mate van het mogelijke op prestatiedatum gebruikt te worden:

- Historiekbestanden met betrekking tot de samenstelling van Codes C en budgettaire rubrieken (RIZIV) dienen hierbij aangewend te worden waarbij de uniciteit van N- en C-codes dient gerespecteerd te worden;
- De definitie van "gevallen" die opgenomen worden in de C-Codes dient duidelijker bepaald te worden en minstens een onderscheid tussen dagen en verstrekkingen te omvatten. Bestaande hoeveelheidvariabelen (ie "Gevallen") stellen fundamentele problemen qua coherentie over de tijd en interne definitie (content);
- Een officiële historiek-database van N-Codes met bijhorende prijswijzigingen en datum van wijziging dient uitgebouwd te worden en beschikbaar gesteld te worden voor derden (bij voorkeur consulteerbaar via het internet).

18.2. METHODOLOGIE

Voor de bestaande gegevensbestanden van uitgaven zijn Chain Fisher-indices het meest geschikt.

De definitie en beschikbaarheid van een complementaire maatstaf voor "gevallen" op basis van epidemiologische data voor bepaalde C-Codes zou opportuun verder te onderzoeken zijn.

18.3. UITBREIDING BEREKENINGEN

Een aantal C-codes heeft reeds betrekking op een specifieke aandoening of gelijkaardige groep van aandoeningen (bv. dialyse). Het zou opportuun zijn na te gaan of de hergroepering van C-codes en/of N-codes in een meer op pathologie gerichte vorm van budgetweergave mogelijk is. Hierdoor zou de opmaak van prijsindices per pathologie mogelijk maken. Daarnaast zou dit onderzoek naar uitgaven voor innovatie en/of nieuwe producten/ingrepen mogelijk maken per pathologiegroep evenals de opmaak van voor kwaliteitseffecten gecorrigeerde prijsindices in sectoren met snelle technologische vooruitgang zoals beeldvorming, diagnostische test en mogelijk ook geneesmiddelen.

Bijzondere sectoren die verder onderzoek vergen voor de opmaak van prijsindices zijn de ziekenhuissector en farmaceutische sector die samen goed zijn voor meer dan de helft van alle uitgaven.

Een duidelijk onderscheid tussen methodes die gebruikt worden voor voorspelling op korte termijn (tot 2 jaar) en middellange tot lange termijn (3 tot 10 jaar) moet gemaakt worden. Econometrische methoden die uitgaven in verband brengen met de (voorspelde) evolutie van causale factoren zijn bijgevolg aangewezen voor lange termijn analyses. De mogelijkheid tot voorspellingen op korte en bijzonder korte termijn (3 tot 6 maand) aan de hand van alternatieve methoden zoals tijdsreeksanalyse (ARIMA en gelijkaardige technieken), inhoudelijke inbreng van experten of informatie aan de hand van Bayesiaanse methoden dienen onderzocht en getest te worden.

18.4. VOORSTEL BOORDTABEL

Een boordtabel van historische uitgaven vanaf de periode 1996 zou op korte termijn op basis van de methodes en de elementen, die in hoofdstuk 2 en 3 gepresenteerd zijn, verder ontwikkeld moeten worden en dynamisch aangevuld worden over de tijd.

Deze boordtabel zou de volgende elementen per C-code moeten bevatten voor tenminste de laatste 5 jaar:

- De nominale uitgaven en groeivoeten;
- Een opsplitsing van groeivoeten in de drie beschreven componenten samen met een duidelijke definitie van de beschouwde "gevallen" en zo nodig commentaar bij de interpretatie van de decompositie van de groeivoeten daar deze soms moeilijk interpreteerbaar zijn;
- De Chain Fisher prijsindex evolutie op basis van de historische reeksen prijsverandering op nomenclatuur code;
- De afgeleide evolutie van volumes op basis van de Chain Fisher Index methode;
- Een gestructureerde samenvatting van de beleidsmaatregelen van de nomenclatuurcodes die deel uitmaken van de C-code.

18.5. REFERENTIES

1. Deaton, A. (1998). Getting Prices Right: What Should Be Done? *Journal of Economic Perspectives*. 12(1): 37-46.

2. Division UNS. (2004) Price and Volume Measures (updated cited Price and Volume Measures). Available from: http://unstats.un.org/unsd/sna1993/toctop.asp?L1=16.

3. ILO. (2004). Basic Index Number Theory (updated cited Basic Index Number Theory). Available from: http://www-ilo-mirror.cornell.edu/public/english/bureau/stat/download/ch15.pdf.

4. Temple, J. (2000). Further statistical methods for Economics and Management: Oxford University (updated cited Further statistical methods for Economics and Management). Available from: http://www.nuff.ox.ac.uk/Users/Temple/lecture1.pdf.

5. ILO. (2004). ILO Manual on CPI, International Labour Organization, Geneva.

6. ILO. Electronic Discussion Group: Developing a Revised Manual for the PPI (TEG-PPI), Available from: http://www.imf.org/external/np/sta/tegppi/index.htm.

7. Diewert, E. (1976). Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of econometrics.* 4(2) (May): 115-145.

8. Johnson, L. (1996). Choosing a Price Index Formula; Working papers in Econometrics and Applied Statistics 96/1. Australian Bureau of Statistics. Canberra, Australia.

9. Hill, R.J. (2000). "Superlative Index Numbers: Not All of them Are Super". School of Economics. University of New South Wales, Sydney 2052, Australia, September 10.

10 Hawkes, W.J. and F.W. Piotrowski. (2003). "Using Scanner Data to Improve the Quality of Measurement in the Consumer Price Index", **in** Feenstra, Robert C. and Matthew D. Shapiro (eds.), **Scanner Data and Price Indexes** Series: (NBER-IW) National Bureau of Economic Research Studies in Income and Wealth, NBER.

11. Triplett, J.E. (2004). Handbook of Hedonic Indexes and Quality adjustments on Price Indexes, Directorate from Science, Technology and Industry, OECD, June 2004.

12 Trajtenberg, M. (1990). "Product Innovations, Price Indices and the (Mis)Measurement of Economic Performance," NBER Working Papers 3261, National Bureau of Economic Research, Inc.

13. Berndt, E.R., Griliches Z., and J. Rosett. (1993). Auditing the producer Price Index: micro evidence from prescription pharmaceutical preparations. *J. Business and Economic Statistics* 11(3) (July): 251-264.

14 Schultze Cl. And C. Mackie (eds.) (2002). At what Price ? Conceptualizing and measuring Cost-of-living and Price Indexes, National Academy Press, Washington DC, USA.

HOOFDSTUK IV: DE EVOLUTIE VAN DE UITGAVEN VOOR RAADPLEGINGEN EN BEZOEKEN VAN GENEESHEREN: een econometrische analyse

CENTRUM VOOR ECONOMISCHE STUDIËN, KULEUVEN: ERIK SCHOKKAERT, CARINE VAN DE VOORDE

Federaal Kenniscentrum voor de Gezondheidszorg
Centre Fédéral d'Expertise des Soins de Santé

HOOFDSTUK IV: DE EVOLUTIE VAN DE UITGAVEN VOOR RAADPLEGINGEN EN BEZOEKEN VAN GENEESHEREN: EEN ECONOMETRISCHE ANALYSE

19. INLEIDING

In hoofdstuk 2 werd een gedetailleerde analyse opgenomen van het groeipatroon van de uitgaven op het niveau van de boekhoudcodes. Er werd ook dieper ingegaan op enkele frappante bevindingen voor specifieke nomenclatuurcodes. Deze analyse was echter hoofdzakelijk gesitueerd op het geaggregeerde niveau en er werd slechts in beperkte mate rekening gehouden met interindividuele consumptieverschillen. Daarom kon enkel met de gemiddelde groei van het aantal rechthebbenden rekening gehouden worden en werden verschuivingen in de (leeftijds)samenstelling van de bevolking verwaarloosd. Bovendien beperkte de analyse in hoofdstuk 2 zich tot mechanische berekeningen. Om de uitgavenevolutie te begrijpen is het nochtans van belang een betere kijk te krijgen op gedragswijzigingen, zowel bij de verstrekkers als bij de patiënten. Deze gedragswijzigingen kunnen overigens ook door beleidsmaatregelen worden veroorzaakt. Adequate voorspellingen zijn slechts mogelijk wanneer deze gedragseffecten mee in de analyse worden opgenomen. In dit hoofdstuk proberen we een beter inzicht op te bouwen in de evolutie van de uitgaven voor raadplegingen, bezoeken en adviezen van geneesheren (document C1A).

Uit het literatuuroverzicht is gebleken dat een variëteit van gegevens nodig is om het relatieve belang van de verschillende verklarende factoren op een betrouwbare wijze te bepalen. Internationale vergelijkingen zijn noodzakelijk om institutionele effecten behoorlijk te identificeren. Individuele gegevens zijn onmisbaar om heterogeniteit in het gedrag te capteren. Deze gegevens zijn niet voorhanden en konden binnen het beperkte bestek van deze opdracht ook niet verzameld worden. In het kader van dit project stelde het Intermutualistisch Agentschap wel gegevens ter beschikking met een gedetailleerde uitsplitsing van de uitgaven op het niveau van de boekhoudcode naar leeftijd, geslacht en sociale groep en dit voor de periode 1996-2003. Deze gegevens vormen de basis van onze analyse. Zoals blijkt uit hoofdstuk 2 kunnen beleidsmaatregelen pas echt begrepen worden wanneer ze onderzocht worden op een relatief gedesaggregeerd niveau. We hebben ons daarom binnen document C1A toegespitst op een reeks van samenhangende en relatief homogene codes: die voor raadplegingen en bezoeken van geneesheren (codes 101 tot 104). Samen maken ze gemiddeld over de periode 1996-2003 79% uit van de uitgaven voor de globale code C1A en 6% van de totale ZIV-uitgaven. Analyses op dit niveau creëren de mogelijkheid om een eerste inzicht op te bouwen in mogelijke belangrijke substituties: tussen huisartsen en specialisten enerzijds, tussen bezoeken en consultaties anderzijds. Vanuit beleidsstandpunt zijn deze effecten bijzonder relevant.

Gezien de beperkingen van de gegevens moeten onze resultaten natuurlijk met de grootste voorzichtigheid worden geïnterpreteerd. Wij zullen dit zelf ook voldoende benadrukken. Toch heeft deze beperking ook zijn voordelen. De uiteindelijke bedoeling van dit project bestaat erin om te komen tot een korte-termijn voorspellingsmodel dat bruikbaar is voor de beleidsmakers. Dit betekent dat de gegevens die in dat model gebruikt worden op regelmatige basis moeten worden verzameld. Voor de gegevens die wij gebruiken is dat inderdaad goed doenbaar. De meer volledige verzameling van internationale en individuele gegevens ligt veel minder voor de hand.

In afdeling 20 bespreken wij in meer detail onze gegevens en algemene aanpak. Afdeling 21 bevat enkele eerste schattingsresultaten die bijkomende inzichten opleveren in verband met het consumptiegedrag en de evolutie van het aantal raadplegingen en bezoeken. Omdat de uiteindelijke doelstelling erin bestaat uitgaven te simuleren en te voorspellen worden in afdeling 22 de schattingsresultaten geïntegreerd in simulatie-oefeningen over het verleden en in afdeling 23 wordt getoond hoe goed we de uitgaven van 2003 kunnen voorspellen op basis van gegevens over de periode 1996-2002. Afdeling 24 is een besluit.

20. UITGANGSPUNTEN: BESCHRIJVING VAN DE GEGEVENS

In afdeling 20.1 beschrijven we in meer detail de uitgavencategorieën die in dit hoofdstuk worden geanalyseerd en vatten we de belangrijkste beleidsmaatregelen uit hoofdstuk 2 samen. In afdeling 20.2 beschrijven we de gegevens. Tenslotte lichten we in afdeling 20.3 de globale structuur van onze analyse toe.

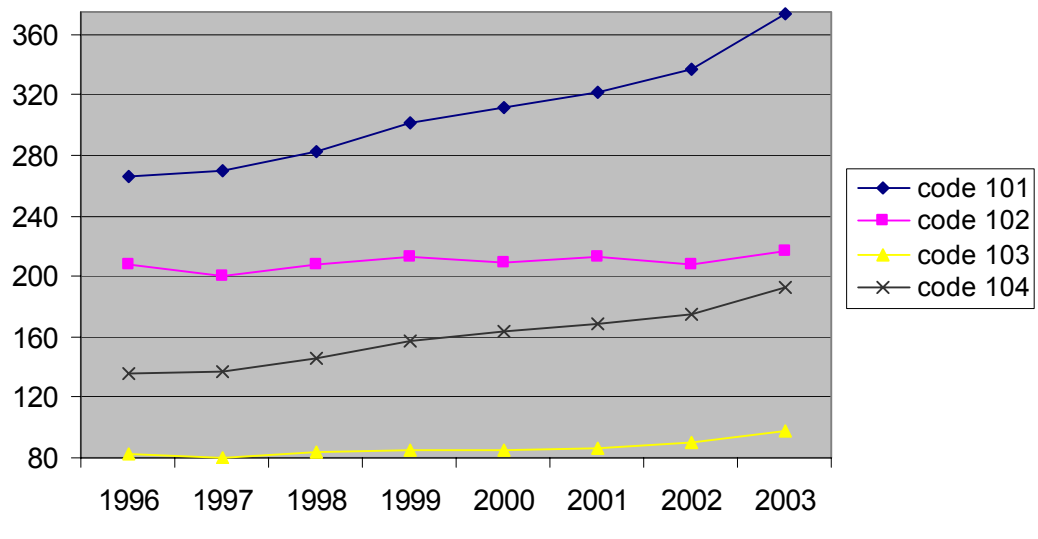
20.1. BESCHRIJVING VAN DE RELEVANTE BOEKHOUDCODES EN BELEIDSMAATREGELEN

De uitgaven voor honoraria van artsen (codes C1A) vormen een belangrijke post in de totale uitgaven. Uit de figuren in hoofdstuk 2 bleek reeds dat ze sterk gedomineerd worden door vijf codes. Van deze vijf zullen wij code 115 (technische geneeskundige verstrekkingen in klinische biologie) niet behandelen, omdat we ons willen concentreren op de contacten tussen patiënten en geneesheren in de ambulante sector. Dit betekent dat wij ons richten op de boekhoudcodes 101 (raadplegingen van geneesheren), 102 (bezoeken van geneesheren), 103 (bezoeken tegen verhoogd tarief) en 104 (raadplegingen van een specialist). Wij houden deze codes apart omdat een verdere aggregatie interessante substituties (tussen huisartsen en specialisten of tussen bezoeken en consultaties) uit ons gezichtsveld zou verwijderen. Voor de codes 101, 102 en 104 krijgen wij op deze wijze een relatief homogene uitgavendefinitie. Dit is niet het geval voor code 103 waarin vele verschillende en uiteenlopende nomenclatuurcodes zijn opgenomen. Het zal verder in deze tekst duidelijk worden wat hiervan de gevolgen zijn. Als we het in het vervolg van deze tekst over boekhoudcodes hebben, verwijzen we dus naar de codes 101, 102, 103, 104. Waar nodig zullen deze aangeduid worden met het superscript *k*.

Figuur 1 geeft voor deze vier codes een eerste overzicht van de evolutie van de uitgaven doorheen de tijd[68]. Zij geeft ook een duidelijke kijk op het relatieve belang van de uitgaven voor de vier codes. Het valt onmiddellijk op dat de groeivoet voor consultaties veel groter is dan voor de bezoeken. Bovendien variëren de jaarlijkse groeivoeten doorheen de tijd. Het zijn precies deze versnellingen en vertragingen in de groei die wij in deze tekst beter proberen te begrijpen.

[68] Wij hebben de gegevens voor bepaalde (relatief onbelangrijke) fouten gecorrigeerd. Over deze beslissingen wordt in meer detail gerapporteerd in afdeling 20.2. Wanneer we het in Figuur 1 en verder in de tekst over "werkelijke uitgaven" hebben, slaat dat op de door ons gecorrigeerde gegevens.

Figuur 1. Evolutie van de uitgaven doorheen de tijd
(in miljoenen EUR)



Vanzelfsprekend kan deze evolutie gedeeltelijk door beleidswijzigingen worden verklaard. De beleidsmaatregelen die in de periode 1995-2002 voor deze boekhoudcodes werden doorgevoerd werden reeds op gedetailleerde wijze gedocumenteerd in hoofdstuk 2. Wij vatten hier enkel de belangrijkste bevindingen samen.

- Op geregelde tijdstippen werden de honoraria geïndexeerd en/of gerevaloriseerd. Het meest opvallend in dit verband waren de lineaire besparingen in 1997 en de relatief sterke stijging in 2003.
- In de periode 1996-2003 werden de regels voor verzekerbaarheid gewijzigd. In 1997, 1999 en 2001 werd de voorkeurregeling geleidelijk aan tot steeds meer groepen uitgebreid, ook in het stelsel van de primaire uitkeringsgerechtigden. Bovendien werd in 1998 het residuair stelsel afgeschaft. Dit had vooral gevolgen voor het regime van de zelfstandigen: de gehandicapte zelfstandigen – met recht op terugbetaling voor kleine risico's – werden nu volledig opgenomen in het regime van de zelfstandigen (en verwijderd uit het residuair stelsel). Bovendien werden de regels voor erkenning als "gehandicapte" versoepeld. Het aantal gehandicapte zelfstandigen nam daardoor sterk toe. Deze wijzigingen leiden vanzelfsprekend op een mechanische wijze tot veranderingen in de uitgaven. Wellicht zijn er ook gedragseffecten opgetreden.
- Op 1 mei 1999 werd het globaal medisch dossier (GMD) ingevoerd voor de plus-zestigjarigen. Dit ging gepaard met een verlaging van de remgelden voor consultaties met 30%. Respectievelijk op 1 mei 2001 en 1 mei 2002 werd het toepassingsgebied van deze regeling uitgebreid tot de leeftijdsgroep tussen 50 en 60 jaar en de mensen jonger dan 50. Op 1 juni 2000 werd een gelijkaardige regeling doorgevoerd voor bezoeken maar enkel voor de plus-vijfenzeventigjarigen en bepaalde groepen van chronisch zieken.

20.2. BESCHRIJVING VAN DE GEGEVENS

Terwijl de analyses in hoofdstuk 2 gesitueerd waren op het niveau van de totale uitgaven beschikken wij voor onze analyses over meer uitgesplitste gegevens. Wij beschrijven het voor ons beschikbare observatieniveau in afdeling 20.2.1. Omdat we niet werken op het niveau van de nomenclatuurcode kampen we met het aggregatieprobleem dat meer uitvoerig behandeld werd in hoofdstuk 3. In afdeling 20.2.2. argumenteren we waarom wij voor de eenvoudige aanpak van hoofdstuk 2 hebben geopteerd.

20.2.1. Observatieniveau

We beschikken over gegevens voor de uitgaven en het aantal gevallen voor de periode 1996-2003, uitgesplitst over geslacht, geboortejaar en CG1/CG2-combinatie, d.w.z. sociale groep. Op basis van de code gerechtigde (CG) kan men een onderscheid maken tussen het statuut van zelfstandige en dat van de algemene regeling. De code gerechtigde 1 duidt de verzekerbaarheid voor de grote risico's aan, de code gerechtigde 2 de verzekerbaarheid voor de kleine risico's. De verschillende mogelijke CG1/CG2 combinaties geven een gedetailleerde uitsplitsing op basis van het sociaal statuut. Vermits de door ons geanalyseerde boekhoudcodes slaan op prestaties die horen bij de kleine risico's nemen we in onze analyse enkel de algemene regeling op en de categorieën van zelfstandigen die recht hebben op terugbetaling voor kleine risico's in de verplichte verzekering.

We hebben ervoor geopteerd om alle beschikbare variatie in de gegevens maximaal te exploiteren. Dat betekent dat we elke "cel" (= leeftijd/geslacht/CG1/CG2) in onze gegevens zullen interpreteren als een afzonderlijke observatie. Na controle van de gegevens werden de foutieve observaties weggelaten. Hierbij werden drie uitsluitingscriteria gebruikt: (a) een niet-bestaande CG1/CG2-combinatie[69]; (b) een onmogelijke leeftijd; (c) gegevens voor een boekhoudcode met een verkeerde suffix[70]. In totaal behouden we dan voor elk jaar ongeveer 5.000 observaties: 100 leeftijden voor mannen en vrouwen en ongeveer 50 CG1/CG2-combinaties[71]. Na deze operaties wijken de door ons gebruikte gegevens enigszins af van degene die in hoofdstuk 2 werden gebruikt.

We onderscheiden in onze analyse dus observatie-eenheden op basis van leeftijd/geslacht/CG1/CG2-combinatie. Verder in deze tekst zullen we deze observatie-eenheden "categorieën" noemen en aanduiden met het subscript *i*. Voor elke periode *t* kennen we voor elke categorie *i* het aantal effectieven $N_{i,t}$. We kennen ook de totale uitgaven $U_{i,t}^{k}$ en het totaal aantal "gevallen" $TC_{i,t}^{k}$ voor boekhoudcode *k*, observatie-eenheid *i* en periode *t*. Als hoeveelheidsindicator zullen wij gewoon dit totale aantal gevallen nemen. Deze keuze impliceert onmiddellijk dat de prijsvariabele bij constructie gevonden wordt door de uitgaven te delen door het aantal gevallen:

---

[69] Er bestaat geen officiële lijst van mogelijke CG1/CG2-combinaties en de verzekeringsinstellingen gebruiken soms "nieuwe" combinaties om zeer specifieke en weinig frequente situaties aan te duiden. Deze combinaties hebben wij behouden en alleen de echte fouten werden verwijderd.

[70] Wij hebben enkel de gegevens gebruikt waarbij de suffix van de boekhoudcode verwijst naar de ambulante sector.

71 Een eenvoudige vermenigvuldiging suggereert dat we ongeveer 10.000 observaties per jaar zouden moeten hebben. Dit is niet het geval omdat niet alle CG1/CG2-combinaties op alle leeftijden voorkomen. Overigens varieert het precieze aantal observaties van jaar tot jaar.

(1) $$P^{k}_{i,t} = U^{k}_{i,t} / TC^{k}_{i,t}$$

Dit betekent dat we het aggregatieprobleem op dezelfde eenvoudige wijze aanpakken als in hoofdstuk 2. In de volgende subsectie gaan wij dieper in op de gevolgen van deze keuze.

20.2.2. Uitsplitsing prijzen en hoeveelheden: een test

Het probleem van de uitsplitsing van de uitgaven over prijzen en hoeveelheden werd uitvoerig toegelicht in hoofdstuk 3. Daar werd gepleit voor het gebruik van Chained Fisher-indices. Er blijven echter nog heel wat methodologische vragen open, ook met betrekking tot het opnemen van Fisher-indices in een verklarend model. Voor onze doelstellingen is het probleem bovendien minder acuut, omdat de prestaties in de boekhoudcodes die door ons worden geanalyseerd relatief homogeen zijn en weinig onderhevig aan kwaliteitswijzigingen. Om maximale vergelijkbaarheid met de resultaten in hoofdstuk 2 te bereiken hebben wij dan ook de eenvoudige procedure gevolgd die in hoofdstuk 2 en in de vorige subsectie beschreven wordt.

Vergelijking (1) toont onmiddellijk aan dat de berekende prijzen voor dezelfde boekhoudcode kunnen verschillen voor verschillende categorieën, omdat ook vertrokken wordt van de uitgaven en aantallen gevallen voor elke categorie afzonderlijk. Dit is een artefact van de gevolgde methode. Wij hebben getest in hoeverre de aldus berekende prijzen een zinnige benadering vormen van de realiteit. Voor een juiste interpretatie is het van belang dat het concept "prijzen" in onze gegevens refereert naar de terugbetalingstarieven, omdat we ons richten op de ZIV-uitgaven. Deze terugbetalingstarieven variëren doorheen de tijd als gevolg van wijzigingen in de honoraria en de remgelden. Als onze prijsbenadering zinvol is zou ze dus onder meer de effecten van de verschillende hoger beschreven beleidsmaatregelen moeten reflecteren. Om dit na te gaan, hebben we voor de verschillende boekhoudcodes de volgende regressievergelijkingen geschat:

(2a)
$$\begin{aligned} P^{101}_{i,t} = {} & \overline{P}^{101} + \pi^{101}_{2} D2 + \pi^{101}_{3} D3 + \pi^{101}_{4} D4 + \pi^{101}_{5} D5 + \pi^{101}_{6} D6 + \pi^{101}_{7} D7 \\ & + \pi^{101}_{8} D8 + \delta^{101} VKR_{i,t} + \varphi^{101}_{1} GMD99_{i,t} + \varphi^{101}_{2} GMD01_{i,t} \\ & + \varphi^{101}_{3} GMD02_{i,t} + \sum_{l} B^{101}_{l} D_{i,l} + u^{101}_{i,t} \end{aligned}$$

(2b)
$$\begin{aligned} P^{102}_{i,t} = {} & \overline{P}^{102} + \pi^{102}_{2} D2 + \pi^{102}_{3} D3 + \pi^{102}_{4} D4 + \pi^{102}_{5} D5 + \pi^{102}_{6} D6 + \pi^{102}_{7} D7 \\ & + \pi^{102}_{8} D8 + \delta^{102} VKR_{i,t} + \varphi^{102} GMD00B_{i,t} + \sum_{l} B^{102}_{l} D_{i,l} + u^{102}_{i,t} \end{aligned}$$

(2c)
$$P_{i,t}^{103} = \overline{P}^{103} + \pi_2^{103} D2 + \pi_3^{103} D3 + \pi_4^{103} D4 + \pi_5^{103} D5 + \pi_6^{103} D6 + \pi_7^{103} D7 + \pi_8^{103} D8 + \delta^{103} VKR_{i,t} + \varphi^{103} GMD00B_{i,t} + \sum_l B_l^{103} D_{i,l} + u_{i,t}^{103}$$

(2d)
$$P_{i,t}^{104} = \overline{P}^{104} + \pi_2^{104} D2 + \pi_3^{104} D3 + \pi_4^{104} D4 + \pi_5^{104} D5 + \pi_6^{104} D6 + \pi_7^{104} D7 + \pi_8^{104} D8 + \delta^{104} VKR_{i,t} + \sum_l B_l^{104} D_{i,l} + u_{i,t}^{104}$$

Naast de constante $\overline{P}^{k}$ en de storingsterm $u_{i,t}^{k}$ worden in deze regressies de volgende variabelen opgenomen:

- In de eerste plaats capteren we de evolutie doorheen de tijd met behulp van een reeks tijdsdummies D2-D8. Zoals beschreven werden de honoraria geregeld geïndexeerd en in 2003 werden ze substantieel verhoogd. Bovendien werden in 1997 lineaire besparingsmaatregelen doorgevoerd. Om de interpretatie gemakkelijk te maken zijn de tijdsdummies als volgt gedefinieerd:

  D1 = 1 voor de volledige periode 1996-2003

  D2 = 1 voor de periode 1997-2003

  D3 = 1 voor de periode 1998-2003

  D4 = 1 voor de periode 1999-2003

  D5 = 1 voor de periode 2000-2003

  D6 = 1 voor de periode 2001-2003

  D7 = 1 voor de periode 2002-2003

  D8 = 1 voor 2003

  Op deze wijze gedefinieerd, geven ze automatisch een beeld van de evolutie doorheen de tijd, omdat elke dummy de wijziging in een bepaalde periode weergeeft. Noteer dat in de schattingen D1 werd weggelaten.

- Vermits de prijzen terugbetalingstarieven reflecteren zullen ze hoger zijn voor groepen met lagere remgelden, d.w.z. met een verhoogde tegemoetkoming. Dit wordt gevat door de dummy $VKR_{i,t}$ die de waarde 1 aanneemt wanneer categorie *i* in periode *t* geniet van de voorkeurregeling. Bovendien zou de verlaging van de remgelden die gepaard ging met de invoering van het globaal medisch dossier (GMD) bij gelijkblijvende honoraria ook moeten weerspiegeld worden in de terugbetalingstarieven. Zoals beschreven werd deze verlaging gefaseerd ingevoerd voor verschillende leeftijdsgroepen. Om deze gefaseerde invoering weer te geven werden de volgende variabelen gedefinieerd:

Voor code 101 (consultaties):

- een dummy GMD99 die de waarde 1 aanneemt voor de categorieën ouder dan 60 jaar vanaf 2000. Vermits het GMD werd ingevoerd vanaf 1/5/1999 wordt voor dezelfde categorieën de dummy voor 1999 proportioneel aangepast en dus gelijkgesteld aan 0.66.
- een dummy GMD01 die de waarde 1 aanneemt voor de categorieën tussen 50 en 60 jaar vanaf 2002. Vermits de uitbreiding werd doorgevoerd op 1/5/2001 wordt voor 2001 en voor de betrokken categorieën de dummy gelijkgesteld aan 0.66.
- een dummy GMD02 die in 2003 de waarde 1 aanneemt voor de categorieën jonger dan 50 jaar. Voor 2002 wordt deze dummy voor dezelfde categorieën gelijkgesteld aan 0.66.

Voor codes 102 en 103 (bezoeken):

- een dummy GMD00B die de waarde 1 aanneemt voor de categorieën ouder dan 75 jaar vanaf 2001. De maatregel werd ingevoerd op 1 juni 2000 en daarom wordt voor 2000 deze dummy gelijkgesteld aan 0.58. De verlaagde remgelden voor bezoeken werden ook ingevoerd voor bepaalde categorieën van chronisch zieken. Deze groepen kunnen wij in onze gegevens echter niet onderscheiden.

- Tenslotte hebben wij als controle ook (apart voor mannen en vrouwen) dummies ingevoerd voor elke leeftijdscategorie van 5 jaar. Om het geboorte-effect op te vangen nemen we het eerste levensjaar afzonderlijk op. Omdat het aantal mannen ouder dan 95 beperkt is, voegen we hen samen met de leeftijdscategorie +90. In totaal geeft dit 41 dummies. De dummy voor mannen tussen 30 en 35 jaar wordt weggelaten. In vergelijking (2) neemt de variabele $D_{i,l}$ de waarde 1 aan als observatie-eenheid *i* tot leeftijds/geslachtsgroep *l* behoort. Vermits de variabele VKR controleert voor het al dan niet recht hebben op een verhoogde tegemoetkoming, zouden de berekende prijzen in principe slechts weinig mogen variëren met de leeftijd.

Tabel 1. De evolutie van de prijzen (in EUR)

Variabelen	Code 101		Code 102		Code 103		Code 104	
Intercept	10.112	(<.0001)	10.814	(<.0001)	14.561	(<.0001)	8.834	(<.0001)
M 0-1j	0.046	(<.0001)	0.085	(<.0001)	-0.799	(<.0001)	-0.152	(<.0001)
M 1-5j	0.016	(0.0022)	0.006	(0.5304)	-1.298	(<.0001)	-0.256	(<.0001)
M 5-10j	0.010	(0.0339)	-0.004	(0.6459)	-1.687	(<.0001)	-0.173	(<.0001)
M 10-15j	-0.003	(0.4765)	0.004	(0.6170)	-2.056	(<.0001)	-0.200	(<.0001)
M 15-20j	-0.014	(0.0041)	0.003	(0.7155)	-1.792	(<.0001)	-0.133	(<.0001)
M 20-25j	-0.026	(<.0001)	-0.008	(0.3222)	0.199	(<.0001)	-0.143	(<.0001)
M 25-30j	-0.028	(<.0001)	-0.015	(0.0533)	0.487	(<.0001)	-0.074	(<.0001)
M 35-40j	0.027	(<.0001)	-0.007	(0.3934)	-0.182	(<.0001)	0.052	(<.0001)
M 40-45j	0.047	(<.0001)	-0.000	(0.9767)	-0.270	(<.0001)	0.105	(<.0001)
M 45-50j	0.065	(<.0001)	0.007	(0.4127)	-0.662	(<.0001)	0.136	(<.0001)
M 50-55j	0.027	(<.0001)	0.017	(0.0448)	-1.236	(<.0001)	0.187	(<.0001)
M 55-60j	0.067	(<.0001)	0.032	(0.0002)	-2.004	(<.0001)	0.230	(<.0001)
M 60-65j	0.060	(<.0001)	0.066	(<.0001)	-2.805	(<.0001)	0.233	(<.0001)
M 65-70j	0.113	(<.0001)	0.070	(<.0001)	-3.387	(<.0001)	0.222	(<.0001)
M 70-75j	0.122	(<.0001)	0.097	(<.0001)	-3.740	(<.0001)	0.211	(<.0001)
M 75-80j	0.133	(<.0001)	-0.063	(<.0001)	-3.887	(<.0001)	0.168	(<.0001)

M 80-85j	0.113	(<.0001)	-0.032	(0.0233)	-3.949	(<.0001)	0.086	(<.0001)
M 85-90j	0.065	(<.0001)	-0.087	(<.0001)	-4.012	(<.0001)	-0.039	(0.0195)
M >90j	-0.082	(<.0001)	-0.139	(<.0001)	-3.980	(<.0001)	-0.119	(<.0001)
V 0-1j	0.017	(0.0831)	0.119	(<.0001)	-0.771	(<.0001)	-0.159	(<.0001)
V 1-5j	0.019	(0.0002)	0.006	(0.4812)	-1.379	(<.0001)	-0.204	(<.0001)
V 5-10j	0.024	(<.0001)	-0.006	(0.4906)	-1.841	(<.0001)	-0.109	(<.0001)
V 10-15j	0.017	(0.0004)	-0.001	(0.9105)	-2.129	(<.0001)	-0.091	(<.0001)
V 15-20j	0.025	(<.0001)	0.016	(0.0623)	-1.342	(<.0001)	-0.082	(<.0001)
V 20-25j	0.011	(0.0222)	-0.015	(0.0654)	0.246	(<.0001)	-0.177	(<.0001)
V 25-30j	0.013	(0.0064)	-0.058	(<.0001)	0.112	(<.0001)	-0.238	(<.0001)
V 30-35j	0.022	(<.0001)	-0.007	(0.3728)	-0.369	(<.0001)	-0.207	(<.0001)
V 35-40j	0.035	(<.0001)	-0.004	(0.6208)	-0.500	(<.0001)	-0.093	(<.0001)
V 40-45j	0.043	(<.0001)	0.002	(0.8440)	-0.589	(<.0001)	-0.013	(0.0558)
V 45-50j	0.059	(<.0001)	0.000	(0.9956)	-0.768	(<.0001)	0.023	(0.0013)
V 50-55j	0.019	(0.0001)	0.022	(0.0075)	-1.324	(<.0001)	0.074	(<.0001)
V 55-60j	0.053	(<.0001)	0.040	(<.0001)	-2.131	(<.0001)	0.141	(<.0001)
V 60-65j	0.036	(<.0001)	0.040	(<.0001)	-2.850	(<.0001)	0.178	(<.0001)
V 65-70j	0.095	(<.0001)	0.062	(<.0001)	-3.344	(<.0001)	0.198	(<.0001)
V 70-75j	0.100	(<.0001)	0.082	(<.0001)	-3.579	(<.0001)	0.189	(<.0001)
V 75-80j	0.094	(<.0001)	-0.089	(<.0001)	-3.684	(<.0001)	0.140	(<.0001)

V 80-85j	0.036	(<.0001)	-0.079	(<.0001)	-3.790	(<.0001)	0.048	(<.0001)
V 85-90j	-0.065	(<.0001)	-0.123	(<.0001)	-3.883	(<.0001)	-0.070	(<.0001)
V 90-95j	-0.239	(<.0001)	-0.163	(<.0001)	-3.984	(<.0001)	-0.165	(<.0001)
V >95j	-0.487	(<.0001)	-0.216	(<.0001)	-4.044	(<.0001)	-0.234	(<.0001)
D2	0.067	(<.0001)	0.051	(<.0001)	0.106	(<.0001)	0.053	(<.0001)
D3	0.214	(<.0001)	0.620	(<.0001)	0.271	(<.0001)	0.286	(<.0001)
D4	0.178	(<.0001)	0.524	(<.0001)	0.244	(<.0001)	0.375	(<.0001)
D5	0.147	(<.0001)	0.091	(<.0001)	0.173	(<.0001)	0.276	(<.0001)
D6	0.167	(<.0001)	0.814	(<.0001)	0.697	(<.0001)	0.164	(<.0001)
D7	0.364	(<.0001)	0.329	(<.0001)	0.917	(<.0001)	0.292	(<.0001)
D8	1.292	(<.0001)	1.393	(<.0001)	1.966	(<.0001)	0.940	(<.0001)
VKR	2.854	(<.0001)	4.954	(<.0001)	4.280	(<.0001)	4.206	(<.0001)
GMD99	0.656	(<.0001)						
GMD01	0.505	(<.0001)						
GMD02	0.274	(<.0001)						
GMD00B			1.069	(<.0001)	0.358	(<.0001)		
Adjusted R^2	0.993		0.992		0.924		0.989	

(p-waarden tussen haakjes)

Alle schattingen die in deze tekst worden voorgesteld zijn uitgevoerd met gewogen kleinste kwadraten, waarbij gewogen wordt met het aantal effectieven in elke categorie. Het is intuïtief duidelijk dat aan grotere groepen een groter gewicht moet worden gegeven. Bovendien is deze procedure noodzakelijk om een voor de hand liggende bron van heteroskedasticiteit op te vangen. De resultaten voor de schattingen van vergelijking (2) worden samengebracht in tabel 1. Over het algemeen zijn ze zeer bevredigend:

- Zowel het niveau van het terugbetalingstarief als de evolutie doorheen de tijd (weergegeven met de dummies D2-D8) sluiten goed aan bij de verwachtingen. Zo vallen onmiddellijk de minimale stijging van de tarieven in 1997 en de sterke stijging in 2003 op. Maar ook voor de andere jaren weerspiegelen de dummies de relatieve grootte van de stijgingen van de honoraria, zoals die beschreven werden in hoofdstuk 2.
- Voor sociale groepen met een recht op verhoogde tegemoetkoming is het terugbetalingstarief hoger. Ook de verlaging van de remgelden als gevolg van het globaal medisch dossier komt mooi tot uiting in de resultaten. Vermits het gaat om gemiddelde prijzen is het niet te verwonderen dat voor code 101 de coëfficiënt van GMD02 kleiner is dan die voor GMD99: het openen van een globaal medisch dossier en de invoering van de remgeldverlaging gebeuren immers met een zekere vertraging en gelden niet onmiddellijk voor alle verzekerden in de betrokken leeftijdsgroepen.
- In principe zouden er geen grote verschillen mogen zijn in de berekende prijzen per leeftijd/geslachtsgroep, nadat we voor de remgeldverlaging en het recht op verhoogde tegemoetkoming hebben gecorrigeerd. De overblijvende verschillen moeten in de eerste plaats worden toegeschreven aan de verschillende aandelen van verschillende nomenclatuurcodes in de globale boekhoudcode. De verschillen blijken inderdaad klein te zijn voor de codes 101, 102 en 104: de grootste prijsverschillen tussen leeftijdsgroepen zijn respectievelijk 0,62€[72], 0,33€ en 0,49€. De verschillen zijn duidelijk groter voor code 103 waar het gemiddelde prijsverschil tussen vrouwen ouder dan 95 jaar en mannen tussen 25 en 30 jaar oploopt tot 4,53€. Zoals reeds gezegd, bevat code 103 inderdaad een heterogene groep nomenclatuurcodes, waarvan de terugbetalingstarieven onderling verschillen. Wanneer een huisarts bijvoorbeeld verschillende mensen tegelijkertijd bezoekt in een ROB of RVT, worden de terugbetalingen beduidend lager.

Noteer dat we deze resultaten niet wensen te interpreteren als een verklaring van de prijsevolutie. De honoraria worden immers vastgelegd door onderhandelingen binnen de tarievencommissies en beïnvloed door allerlei beleidsmaatregelen. Een echte verklaring zou moeten vertrekken van een model van politieke besluitvorming en de mogelijke invloed daarop van maatschappelijke en macro-economische wijzigingen. Tabel 1 moet eerder gezien worden als een eenvoudige test van de door ons gebruikte methode om prijzen en hoeveelheden te definiëren. Vanuit die optiek zijn deze resultaten eerder geruststellend.

Overigens is het belang van de prijsindices voor onze oefeningen beperkt. Zij spelen inderdaad een belangrijke rol in de simulaties van afdeling 22, omdat wij daar prijzen willen

[72] Dit verschil voor code 101 wordt dan nog uitsluitend bepaald door één kleine groep: de vrouwen ouder dan 95 jaar. Wanneer we deze groep buiten beschouwing laten wordt het maximale verschil gereduceerd tot 0,37€.

gebruiken die zo dicht mogelijk aansluiten bij de observaties. In de econometrische schattingen van afdeling 21 worden ze echter absoluut niet gebruikt.

20.3. OPTIES VOOR DE ANALYSE

De uiteindelijke bedoeling van de analyse is de verklaring en voorspelling van de uitgaven voor gezondheidszorg. Uitdrukking (1) splitst de totale uitgaven uit over hoeveelheden en prijzen. De hoeveelheden worden bepaald door enerzijds gedragseffecten, anderzijds de evolutie van het aantal effectieven. Omdat het aantal effectieven op een exogene wijze evolueert, kunnen we ons voor de verklaring van de hoeveelheden beter richten op het gemiddeld aantal prestaties, dat we aanduiden als $C_{i,t}^{k} = TC_{i,t}^{k} / N_{i,t}$.

Gebruik makend van deze definitie worden de totale uitgaven voor boekhoudcode *k* dan geschreven als:

(3) $U_{t}^{k} = \sum_{i} N_{i,t} P_{i,t}^{k} C_{i,t}^{k}$ met *k* = (101, 102, 103, 104).

Deze uitdrukking is de gedesaggregeerde versie van degene die gebruikt werd voor de analyses in hoofdstuk 2. Veranderingen in de uitgaven worden gerelateerd tot drie reeksen factoren:

- *Veranderingen in het aantal effectieven en in de samenstelling van de bevolking.* Terwijl in hoofdstuk 2 enkel kon rekening worden gehouden met wijzigingen in de totale omvang van de bevolking kunnen wij ook rekening houden met veranderingen in de samenstelling ervan. Demografische wijzigingen zullen wij exogeen houden. De verdeling over sociale categorieën wordt nochtans ook beïnvloed door beleidsmaatregelen. Zoals reeds gezegd werd er in de periode 1996-2003 een wijziging doorgevoerd in de regels voor de verzekerbaarheid die heeft geleid tot verschuivingen van de ene categorie naar de andere. Een wijziging in de verzekeringsdekking heeft zowel mechanische effecten op de uitgaven als gedragseffecten. Om deze laatste te benaderen ligt het voor de hand de veronderstelling te maken dat een individuele patiënt die verschuift van categorie *i* naar categorie *j* het gedrag van de groep van bestemming zal overnemen. Meer subtiele selectie-effecten (die zich in de realiteit waarschijnlijk wel voordoen) kunnen met onze gegevens zeer moeilijk worden geïdentificeerd.
- *Veranderingen in de prijzen.* Zoals in de vorige afdeling reeds gesteld werd, was het niet onze eerste doelstelling een verklarend model te maken voor de prijsevolutie. Deze zal dan ook hoofdzakelijk als exogeen worden beschouwd – maar speelt natuurlijk wel een essentiële rol in de verklaring van de totale uitgaven (3).
- *Veranderingen in het gemiddelde aantal gevallen.* Zodra we de gevallen hebben uitgesplitst over de verschillende categorieën (gebaseerd op leeftijd, geslacht en sociale groep) zijn wijzigingen in het gemiddeld aantal gevallen per categorie waarschijnlijk in de eerste plaats toe te schrijven aan gedragsreacties en niet aan de gewijzigde samenstelling van de bevolking binnen een bepaalde categorie. Deze gedragsreacties moeten worden geschat. Het is precies om zo dicht mogelijk aan te sluiten bij de relevante beslissingsvariabele dat we de prijzen en de samenstelling van de bevolking exogeen houden. Met de beschikbare

gegevens kunnen we in deze schattingen niet zeer ver gaan. Zo zullen prijswijzigingen ook gedragseffecten hebben. Maar omdat wijzigingen in de honoraria in gelijke mate gelden voor al onze sociale categorieën kunnen we de effecten ervan enkel identificeren door de variatie over de tijd. Op dat niveau zijn ze moeilijk te onderscheiden van andere macro-economische evoluties en de beschikbare tijdreeks (1996-2003) is veel te kort om resultaten te kunnen verwachten. Onze econometrische schattingen moeten dan ook met grote voorzichtigheid worden geïnterpreteerd.

De relevantie van de verschillende wijzigingen zal in afdeling 22 verder worden geïllustreerd met behulp van een reeks simulaties. Deze simulaties vertrekken steeds van de basisuitdrukking (3). In afdeling 21 worden enkele eenvoudige econometrische oefeningen voorgesteld. Hier is de te verklaren variabele het gemiddelde aantal gevallen $C_{i,t}^{k}$.

21. DE EVOLUTIE VAN HET AANTAL GEVALLEN: ENKELE EENVOUDIGE SCHATTINGEN

Het spreekt vanzelf dat de beschikbare gegevens niet voldoende zijn om een volledig structureel model te schatten voor de evolutie van de uitgaven voor geneesheren. Onze schattingen en simulaties moeten eerder als eerste vingeroefeningen worden geïnterpreteerd. Toch kunnen er volgens ons enkele interessante inzichten uit de cijfers worden afgeleid.

Als referentiepunt voor de oefeningen die volgen schatten we het volgende model (waarbij, zoals altijd, *i* staat voor de observatie-eenheid, *t* voor de periode, *k* voor de geanalyseerde boekhoudcode en $u_{i,t}$ voor de storingsterm):

$$(4) \quad \ln C_{i,t}^{k} = \sum_{l} A_{l}^{k} D_{i,l} + \tau^{k} t + \alpha^{k} INV_{i,t} + \beta^{k} VKR_{i,t} + u_{i,t}^{k}$$

De resultaten voor deze schatting worden getoond in tabel 2. Opnieuw gebruiken we hiervoor gewogen kleinste kwadraten. In specificatie (4) vertrekken we van de voor de hand liggende veronderstelling dat het aantal contacten met geneesheren varieert met de leeftijd. Dit is precies de belangrijkste component van informatie die wij in deze analyse toevoegen aan de uiteenzetting in hoofdstuk 2. Om een gedetailleerd beeld te krijgen van het leeftijdsprofiel voeren we dezelfde leeftijds/geslachtsdummies in die ook reeds in de prijsvergelijkingen (2) werden opgenomen. In vergelijking (4) nemen we echter geen constante op, waardoor er geen dummy hoeft te worden weggelaten. In feite kunnen de coëfficiënten A_{l}^{k} van de leeftijds- en geslachtsdummies dan rechtstreeks geïnterpreteerd worden als leeftijds-geslachtsspecifieke constanten.

De uitsplitsing over de verschillende CG1/CG2-groepen maakt het verder ook mogelijk bijkomende dummies voor "invaliditeit" (INV) en "verhoogde tegemoetkoming" (VKR) op te nemen[73]. De eerste factor kan ondubbelzinnig als een indicator van morbiditeit worden beschouwd. De tweede is iets moeilijker te interpreteren. Men kan veronderstellen dat rechthebbenden op verhoogde tegemoetkoming over het algemeen ook een hogere morbiditeit hebben. Tegelijkertijd echter kunnen de verlaagde remgelden ook leiden tot een grotere consumptie als gevolg van moral hazard. Het is voor ons niet mogelijk deze twee effecten van elkaar te onderscheiden. In afdeling 21.3 komen we nog terug op de effecten van remgeldwijzigingen.

Tenslotte nemen we in deze startregressies ook een constante trend (t) op[74]. Onze eerste oefening (in afdeling 21.1) zal er precies in bestaan deze hypothese van een constante trend aan een nader onderzoek te onderwerpen. We hebben ervoor geopteerd als afhankelijke variabele de logaritme van het aantal gevallen te nemen. Dit is niet alleen de meest gebruikelijke specificatie in gezondheidseconomie (omwille van de scheve verdeling van het

[73] Deze dummies nemen de waarde 1 aan wanneer de betrokken observatie-eenheid *i* respectievelijk bestaat uit invaliden of recht heeft op een verhoogde tegemoetkoming.
[74] Deze variabele is gedefinieerd als t=1 in 1996, t=2 in 1997, …, t=8 in 2003.

verbruik), ze maakt het ook mogelijk de coëfficiënt van de trendvariabele als een procentuele groeivoet te interpreteren. De interpretatie van de niveau-effecten voor leeftijd en geslacht wordt daardoor wel iets minder evident. Zo wijst een negatief teken voor een leeftijds-geslachtsdummy op een gemiddeld aantal gevallen kleiner dan 1.

Tabel 2. Een eerste eenvoudige verklaring van het aantal gevallen

Variabelen	Code 101		Code 102		Code 103		Code 104	
M 0-1j	0.228	(<.0001)	-0.067	(0.0006)	-1.004	(<.0001)	-1.182	(<.0001)
M 1-5j	0.835	(<.0001)	0.470	(<.0001)	-0.480	(<.0001)	-0.157	(<.0001)
M 5-10j	0.479	(<.0001)	-0.282	(<.0001)	-1.271	(<.0001)	0.029	(<.0001)
M 10-15j	0.465	(<.0001)	-0.490	(<.0001)	-1.629	(<.0001)	-0.021	(0.0001)
M 15-20j	0.623	(<.0001)	-0.539	(<.0001)	-1.793	(<.0001)	0.075	(<.0001)
M 20-25j	0.638	(<.0001)	-0.852	(<.0001)	-2.085	(<.0001)	-0.129	(<.0001)
M 25-30j	0.692	(<.0001)	-0.775	(<.0001)	-1.983	(<.0001)	-0.149	(<.0001)
M 30-35j	0.781	(<.0001)	-0.602	(<.0001)	-1.794	(<.0001)	-0.099	(<.0001)
M 35-40j	0.851	(<.0001)	-0.505	(<.0001)	-1.775	(<.0001)	-0.044	(<.0001)
M 40-45j	0.930	(<.0001)	-0.387	(<.0001)	-1.755	(<.0001)	0.029	(<.0001)
M 45-50j	1.037	(<.0001)	-0.223	(<.0001)	-1.658	(<.0001)	0.150	(<.0001)
M 50-55j	1.180	(<.0001)	-0.031	(0.0001)	-1.488	(<.0001)	0.258	(<.0001)
M 55-60j	1.291	(<.0001)	0.123	(<.0001)	-1.256	(<.0001)	0.349	(<.0001)
M 60-65j	1.366	(<.0001)	0.390	(<.0001)	-0.849	(<.0001)	0.451	(<.0001)
M 65-70j	1.458	(<.0001)	0.881	(<.0001)	-0.228	(<.0001)	0.631	(<.0001)
M 70-75j	1.467	(<.0001)	1.277	(<.0001)	0.287	(<.0001)	0.744	(<.0001)
M 75-80j	1.348	(<.0001)	1.605	(<.0001)	0.775	(<.0001)	0.790	(<.0001)

M 80-85j	1.021	(<.0001)	1.832	(<.0001)	1.193	(<.0001)	0.673	(<.0001)
M 85-90j	0.489	(<.0001)	1.957	(<.0001)	1.581	(<.0001)	0.460	(<.0001)
M >90j	-0.188	(<.0001)	1.992	(<.0001)	1.947	(<.0001)	0.151	(<.0001)
V 0-1j	0.124	(<.0001)	-0.167	(<.0001)	-1.086	(<.0001)	-1.403	(<.0001)
V 1-5j	0.762	(<.0001)	0.404	(<.0001)	-0.547	(<.0001)	-0.390	(<.0001)
V 5-10j	0.464	(<.0001)	-0.276	(<.0001)	-1.273	(<.0001)	-0.073	(<.0001)
V 10-15j	0.478	(<.0001)	-0.452	(<.0001)	-1.610	(<.0001)	0.007	(0.2310)
V 15-20j	0.888	(<.0001)	-0.298	(<.0001)	-1.608	(<.0001)	0.348	(<.0001)
V 20-25j	1.038	(<.0001)	-0.450	(<.0001)	-1.676	(<.0001)	0.693	(<.0001)
V 25-30j	1.118	(<.0001)	-0.221	(<.0001)	-1.462	(<.0001)	1.095	(<.0001)
V 30-35j	1.148	(<.0001)	-0.084	(<.0001)	-1.353	(<.0001)	1.022	(<.0001)
V 35-40j	1.165	(<.0001)	-0.044	(<.0001)	-1.422	(<.0001)	0.780	(<.0001)
V 40-45j	1.222	(<.0001)	0.044	(<.0001)	-1.470	(<.0001)	0.700	(<.0001)
V 45-50j	1.300	(<.0001)	0.211	(<.0001)	-1.430	(<.0001)	0.771	(<.0001)
V 50-55j	1.397	(<.0001)	0.409	(<.0001)	-1.273	(<.0001)	0.841	(<.0001)
V 55-60j	1.442	(<.0001)	0.584	(<.0001)	-1.030	(<.0001)	0.829	(<.0001)
V 60-65j	1.495	(<.0001)	0.881	(<.0001)	-0.589	(<.0001)	0.835	(<.0001)
V 65-70j	1.500	(<.0001)	1.256	(<.0001)	-0.152	(<.0001)	0.864	(<.0001)
V 70-75j	1.394	(<.0001)	1.645	(<.0001)	0.287	(<.0001)	0.876	(<.0001)
V 75-80j	1.143	(<.0001)	2.019	(<.0001)	0.788	(<.0001)	0.865	(<.0001)

V 80-85j	0.650	(<.0001)	2.242	(<.0001)	1.319	(<.0001)	0.712	(<.0001)
V 85-90j	-0.026	(0.0169)	2.221	(<.0001)	1.795	(<.0001)	0.421	(<.0001)
V 90-95j	-0.727	(<.0001)	2.071	(<.0001)	2.156	(<.0001)	0.013	(0.3602)
V >95j	-1.435	(<.0001)	1.846	(<.0001)	2.392	(<.0001)	-0.451	(<.0001)
VKR	-0.115	(<.0001)	0.472	(<.0001)	0.621	(<.0001)	-0.063	(<.0001)
INV	0.119	(<.0001)	0.726	(<.0001)	0.963	(<.0001)	0.242	(<.0001)
Trend	0.006	(<.0001)	-0.068	(<.0001)	-0.060	(<.0001)	0.006	(<.0001)
Adjusted R^2	0.800		0.930		0.941		0.874	

(p-waarden tussen haakjes)

De interpretatie van de resultaten in tabel 2 ligt voor de hand:

- Een blik op de effecten van leeftijd en geslacht wijst onmiddellijk op de grote interindividuele variatie in de uitgaven. Dit impliceert dat de samenstelling van de bevolking in principe van belang zou kunnen zijn bij voorspelling van de uitgaven. Opvallend zijn de resultaten voor de kinderen tussen 1 en 5 jaar: deze hebben (behalve voor de raadplegingen van specialisten) een duidelijk groter aantal gevallen dan de aangrenzende leeftijdsgroepen. Ook interessant zijn de verschillen in leeftijdsprofiel voor de verschillende boekhoudcodes. Abstractie makend van de kinderen tussen 1 en 5, merken we een duidelijk onderscheid tussen consultaties (codes 101 en 104) enerzijds en bezoeken (codes 102 en 103) anderzijds. Bij de consultaties is er een omgekeerd U-vormig verloop van het gemiddelde aantal gevallen in functie van de leeftijd, zowel bij mannen als bij vrouwen. Voor de raadplegingen wordt bij de mannen de piek bereikt rond 75 jaar, bij de vrouwen rond 70 jaar. Voor de raadplegingen van specialisten ligt de piek op respectievelijk 80 en 75 jaar[75]. Voor de bezoeken en de bezoeken tegen verhoogd tarief is er integendeel een U-vormig verloop in functie van de leeftijd met (voor alle groepen) een minimum rond 25 jaar. We moeten deze profielen in ons achterhoofd houden voor de interpretatie van bewegingen doorheen de tijd.
- De resultaten voor de dummy "recht op verhoogde tegemoetkoming" wijzen in dezelfde richting. Mensen met recht op voorkeurregeling zien gemiddeld genomen vaker een geneesheer. Na controle voor leeftijd en geslacht ligt hun aantal consultaties echter relatief lager, het aantal bezoeken integendeel relatief hoger.
- Voor de invaliden –die in alle leeftijdsgroepen voorkomen- zijn de effecten ondubbelzinnig. Voor hen ligt het gemiddeld aantal gevallen hoger bij alle geanalyseerde codes.
- Ook de resultaten voor de trend liggen in de lijn van de verwachtingen. We vinden een significante positieve trend voor raadplegingen van geneesheren en specialisten (in beide gevallen +0.6%) en een significante negatieve trend voor bezoeken en bezoeken tegen verhoogd tarief (respectievelijk -6.8% en -6.0%)[76].

De veronderstelling van een constante trend is zeer gebruikelijk in de literatuur over de groei van de uitgaven (zie het literatuuroverzicht in hoofdstuk 1), maar is daarom niet minder heroïsch. Wij beschouwen de resultaten in tabel 2 ook enkel als een referentiepunt voor de volgende oefeningen, waarmee we precies een beter inzicht willen opbouwen in de evolutie doorheen de tijd. We onderzoeken eerst expliciet de hypothese van de constante trend. Vervolgens gaan we iets dieper in op mogelijke verschuivingen in het leeftijdsprofiel doorheen de tijd en op de effecten van de remgeldverlagingen.

[75] Bij de vrouwen merken we bij de raadplegingen van specialisten ook de gebruikelijke stijging van het aantal gevallen in de leeftijd tussen 25 en 35 jaar.

[76] Bij de interpretatie van deze procentuele groeivoeten moet er wel rekening mee worden gehouden dat het gemiddelde aantal consultaties duidelijk hoger ligt dan het gemiddelde aantal bezoeken. De grote verschillen in procentuele wijzigingen vertegenwoordigen dus veel kleinere verschillen in de absolute effecten.

21.1. KAN VERONDERSTELD WORDEN DAT ER EEN CONSTANTE TREND IS?

In de tabellen en figuren van hoofdstuk 2 wordt er geen constante trend gevonden in de evoluties van de verschillende posten. Zoals reeds gezegd kon in dat hoofdstuk echter geen rekening worden gehouden met veranderingen in de leeftijdssamenstelling van de bevolking en met de evolutie van het aantal invaliden. Wij kunnen voor deze effecten controleren. In tabel 3 tonen we de resultaten van een schatting met dezelfde variabelen als die in tabel 2 op één wijziging na: we voeren nu de aparte jaardummies D2-D8 in, die hoger reeds werden gedefinieerd. De geschatte specificatie wordt dan:

$$\ln C_{i,t}^{k} = \sum_{l} A_{l}^{k} D_{i,l} + \tau_{2}^{k} D2 + \tau_{3}^{k} D3 + \tau_{4}^{k} D4 + \tau_{5}^{k} D5 + \tau_{6}^{k} D6 + \tau_{7}^{k} D7 + \tau_{8}^{k} D8 + \alpha^{k} INV_{i,t} + \beta^{k} VKR_{i,t} + u_{i,t}^{k} \quad (5)$$

Om de omvang van de tabellen te reduceren hebben we de aparte leeftijdseffecten en de resultaten voor de dummies van invaliditeit en voorkeurregeling niet opgenomen in de tabel (maar wel in de schatting!). De coëfficiënten van deze variabelen zijn immers zeer stabiel. Ter vergelijking geven we in cursief ook de constante trend zoals die geschat was in tabel 2.

Tabel 3. Introductie van aparte tijdsdummies

Variabelen*	Code 101		Code 102		Code 103		Code 104	
D2	0.003	(0.4903)	-0.065	(<.0001)	-0.062	(<.0001)	-0.013	(0.0003)
D3	0.014	(0.0008)	-0.062	(<.0001)	-0.055	(<.0001)	0.015	(<.0001)
D4	0.030	(<.0001)	-0.016	(0.0018)	-0.016	(0.0032)	0.028	(<.0001)
D5	-0.002	(0.5549)	-0.082	(<.0001)	-0.067	(<.0001)	-0.001	(0.8888)
D6	0.005	(0.2194)	-0.108	(<.0001)	-0.126	(<.0001)	0.007	(0.0627)
D7	-0.005	(0.2498)	-0.062	(<.0001)	-0.010	(0.0606)	-0.004	(0.3261)
D8	-0.013	(0.0012)	-0.081	(<.0001)	-0.088	(<.0001)	-0.005	(0.1944)
Trend	*0.006*	*(<.0001)*	*-0.068*	*(<.0001)*	*-0.060*	*(<.0001)*	*0.006*	*(<.0001)*
Adjusted R^2	0.801		0.930		0.942		0.874	

(p-waarden tussen haakjes)

* De effecten van leeftijd/geslacht, invaliditeit en verhoogde tegemoetkoming werden wel geschat maar zijn in tabel 3 niet opgenomen.

De veronderstelling van een constante trend is een relatief goede benadering voor de bezoeken (codes 102 en 103). Toch zijn ook hier interessante effecten af te leiden uit de gedifferentieerde specificatie: de negatieve trend zwakt gevoelig af in 1999 en neemt toe tegen het eind van de periode. De afwijkingen van een constante trend zijn duidelijk meer significant voor de consultaties (codes 101 en 104). Opnieuw is voor beide codes het verloop zeer gelijkaardig. De stijging van het aantal gevallen is vooral geconcentreerd in de periode 1998-1999. Naar het einde van de geanalyseerde periode toe worden de groeivoeten negatief (vooral in 2003, waar voor code 101 zelfs een significant negatief teken wordt gevonden).

Deze resultaten suggereren verschillende interessante vragen. Kunnen we deze versnellingen en vertragingen van de evolutie doorheen de tijd verklaren? Het meest opvallende resultaat is de sterke stijging van het aantal gevallen in de jaren 1998 en 1999. Het is verleidelijk deze stijging te interpreteren als een aanbodgedreven reactie op de lineaire verlaging van de honoraria in 1997. Ook in andere situaties in het verleden werd reeds een groeiversnelling in het aantal gevallen geconstateerd na lineaire besparingsmaatregelen. Het is echter evident dat we deze hypothese onmogelijk hard kunnen maken met de gegevens waarover we beschikken. Er is geen (of zeer weinig) cross-sectionele variatie in de prijzen en het grootste gedeelte ervan is dan nog kunstmatig, zoals we in afdeling 20.2 hebben vermeld. Dat betekent dat we het effect van prijswijzigingen moeilijk kunnen identificeren tegenover het effect van andere doorheen de tijd evoluerende variabelen. Bovendien berust de geformuleerde hypothese op een idee van vertraagde reacties. Onze tijdreeks is echter veel te kort om daarover zinnige uitspraken te kunnen doen[77].

[77] Een mogelijke strategie voor het identificeren van de effecten van aanbodinductie vertrekt van de hypothese van een positief verband tussen aanbodinductie en het aantal verstrekkers en gebruikt voor de identificatie dan de variatie in de laatstgenoemde variabele. Het aantal verstrekkers varieert inderdaad doorheen de tijd, maar relatief traag en rekening houdend met de vertraagde reacties is ook hier onze

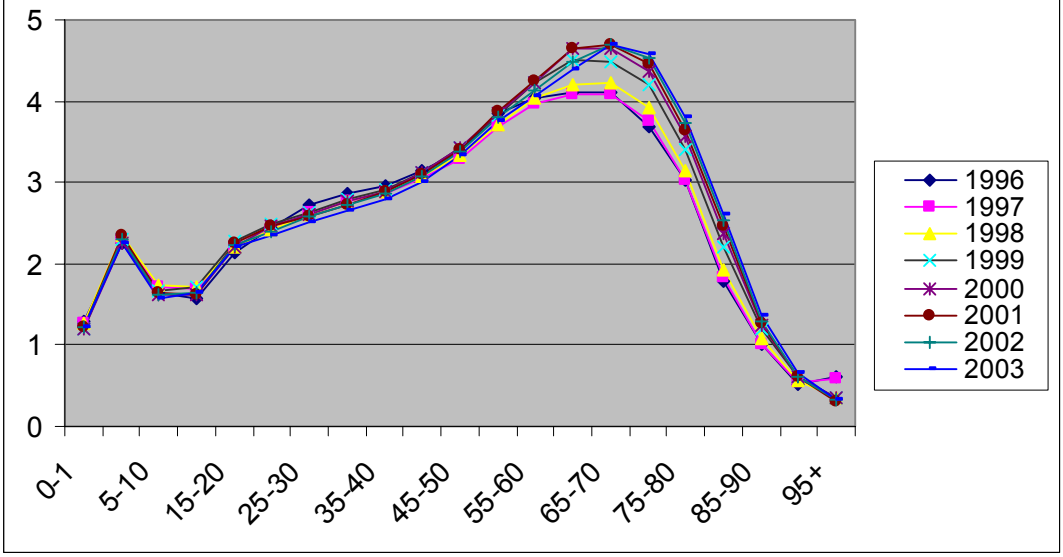
Uiteindelijk vormen deze gedifferentieerde trend-effecten een "catch-all" voor alle wijzigingen in externe factoren of in beleidsmaatregelen die in de betreffende periode zijn opgetreden. Meer en betere informatie is noodzakelijk om de effecten van deze verschillende variabelen te kunnen identificeren. In de huidige stand van onze kennis en met het gegevensmateriaal waarover we beschikken, lijkt het aangewezen een onderzoeksstrategie te volgen waarin vertrokken wordt van de hypothese van een constante trend en dan nagegaan wordt in hoeverre verfijningen van het model kunnen leiden tot verbetering van de resultaten in tabel 2. We zullen hierbij vooral oog hebben voor het leeftijdsprofiel van de medische consumptie en voor de effecten van remgeldverlagingen.

21.2. EVOLUTIES IN HET LEEFTIJDSPROFIEL VAN DE GEZONDHEIDSZORG

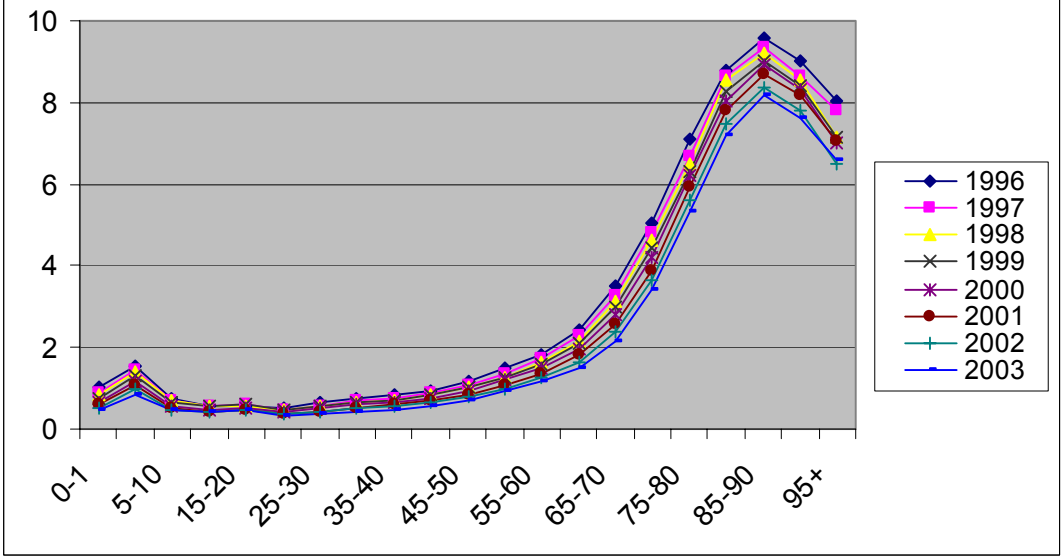
In hoofdstuk 1 werd uiteengezet dat één van de meest cruciale vragen voor de verklaring van de uitgaven in de gezondheidszorg ligt in de evolutie van het leeftijdsprofiel doorheen de tijd. Studies zoals die van Cutler en Sheiner (1998) en Dormont en Huber (2004) tonen aan hoe groot de voorspellingsfout kan zijn die men maakt wanneer men voor de toekomst uitgaat van de veronderstelling van een ongewijzigd leeftijdsprofiel. Het is daarom interessant om ook in onze gegevens deze evolutie te onderzoeken.

steekproef veel te kort om zinnige uitspraken te doen. Een interessante piste zou erin kunnen bestaan geografische variatie in het aantal verstrekkers voor de identificatie aan te wenden, maar deze geografische opsplitsing was in onze gegevens niet beschikbaar.

Figuur 2a. Evolutie in het leeftijdsprofiel Code 101
(gemiddeld aantal gevallen)

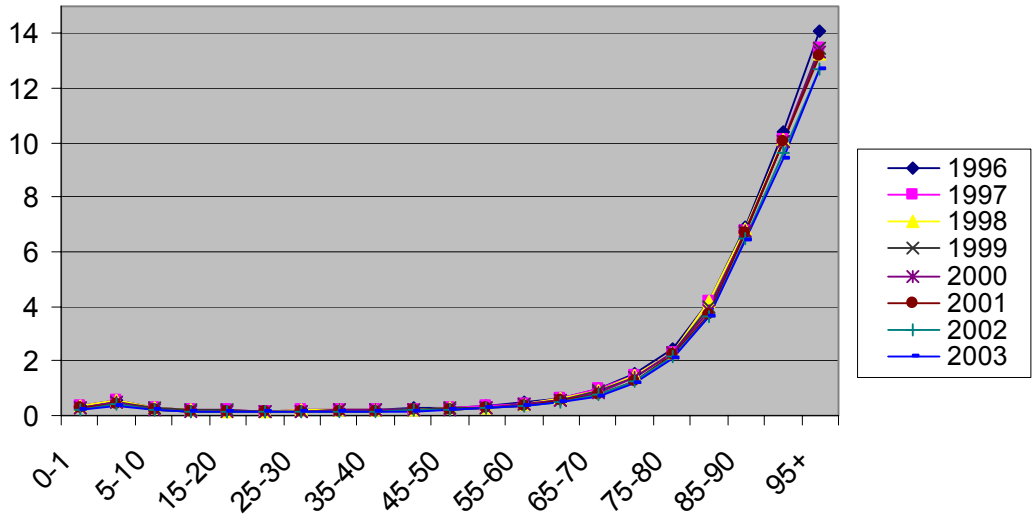


Figuur 2b. Evolutie in het leeftijdsprofiel Code 102
(gemiddeld aantal gevallen)

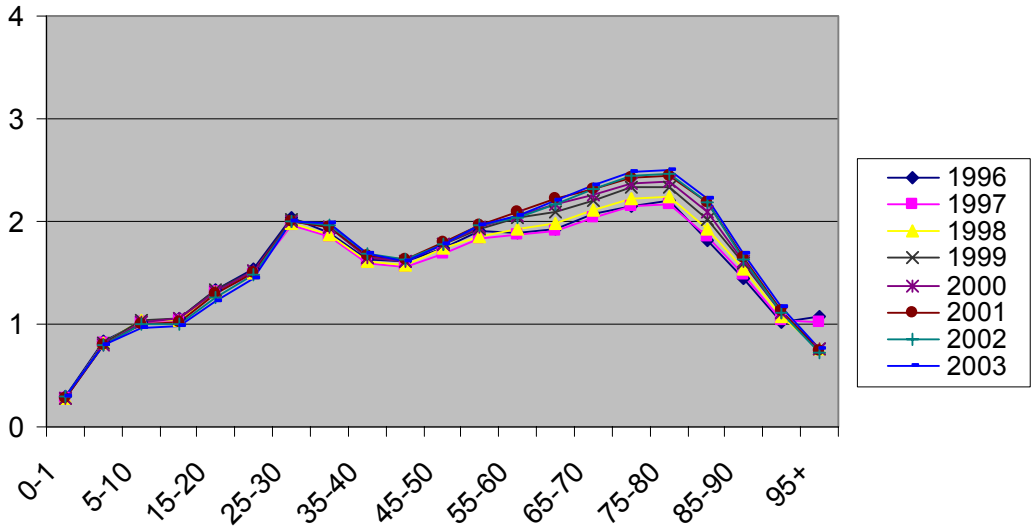


Het startpunt van onze analyse wordt gegeven door Figuur 2. Deze figuur toont voor de verschillende door ons bestudeerde boekhoudcodes de evolutie doorheen de tijd van het leeftijdsprofiel van het aantal gevallen. Het gaat hier dus niet om schattingen, maar om berekende gemiddelden per leeftijdsgroep. Het is evident dat er een verschuiving is van deze gemiddelden doorheen de tijd.

Figuur 2c. Evolutie in het leeftijdsprofiel Code 103
(gemiddeld aantal gevallen)



Figuur 2d. Evolutie in het leeftijdsprofiel Code 104
(gemiddeld aantal gevallen)



Dit is echter slechts een eerste benadering. Vermits we in de vorige schattingen significante trends hebben gevonden, wisten we reeds dat er doorheen de tijd een wijziging is opgetreden in het aantal gevallen. Een meer relevante vraag is echter of de (negatieve of positieve) groeivoet voor de verschillende leeftijdsgroepen dezelfde was, d.w.z. of de verhoudingen van het aantal gevallen voor de verschillende leeftijdsgroepen constant is

gebleven. Op het eerste gezicht zou het logisch zijn aparte leeftijdsprofielen te schatten voor elke periode en de significantie van de jaarlijkse verschuivingen te toetsen. Dit levert echter weinig significante resultaten op, omdat de verschillen van jaar tot jaar te klein zijn. Ook in de oefeningen voor andere landen – zie bv. Dormont en Huber (2004) - wordt de evolutie over een langere periode bekeken. Als eerste oefening zullen we ons daarom beperken tot een vergelijking van 1996 en 2003. Concreet schatten we de volgende regressie:

$$(6) \qquad \ln C_{i,t}^{k} = \sum_{l} (A_{l}^{k} + g_{l}^{k} D8)\, D_{i,l} + + \tau^{k} t + \alpha^{k} INV_{i,t} + \beta^{k} VKR_{i,t} + u_{i,t}^{k}$$

Vergelijking van uitdrukkingen (4) en (6) toont dat we een reeks van kruiseffecten ($D8\,D_{i,l}$) hebben toegevoegd. Door ons te concentreren op 2003 leggen we impliciet de veronderstelling op dat het leeftijdsprofiel in de periode 1996-2002 evolueert met de trend. Meer bepaald impliceert specificatie (6) dat de uitgaven voor elke leeftijdsgroep in elk jaar groeien volgens de (voor alle leeftijdsgroepen identieke) procentuele groeivoet (die natuurlijk ook negatief kan zijn). Het kruiseffect geeft dan weer wat voor elke leeftijdsgroep de procentuele afwijking is in het jaar 2003 in vergelijking met wat volgt uit toepassing van deze constante groeivoet[78].

[78] We hebben ook regressies geschat waarbij de hypothese van een constante trend wordt versoepeld door de introductie van de tijdsdummies D2 tot en met D7. De kwalitatieve resultaten voor de verschuiving van het leeftijdsprofiel in 2003 blijken robuust te zijn voor deze versoepeling. Omdat we de hypothese van een "constant" leeftijdsprofiel willen toetsen, tonen we in Tabel 4 de resultaten voor de specificatie met een constante trend.

Tabel 4. Verandering in het leeftijdsprofiel tussen 1996 en 2003

Variabelen*	Code 101		Code 102		Code 103		Code 104	
M 0-1j*D8	-0.045	(0.3107)	-0.232	(<.0001)	-0.115	(0.0617)	-0.010	(0.8101)
M 1-5j*D8	-0.048	(0.0139)	-0.119	(<.0001)	-0.097	(0.0004)	-0.034	(0.0543)
M 5-10j*D8	-0.091	(<.0001)	-0.043	(0.0595)	-0.060	(0.0134)	-0.081	(<.0001)
M 10-15j*D8	-0.027	(0.1087)	0.130	(<.0001)	0.094	(<.0001)	-0.093	(<.0001)
M15-20j*D8	-0.029	(0.1018)	0.138	(<.0001)	0.124	(<.0001)	-0.087	(<.0001)
M 20-25j*D8	-0.071	(<.0001)	-0.008	(0.7206)	-0.055	(0.0196)	-0.074	(<.0001)
M 25-30j*D8	-0.070	(<.0001)	-0.080	(0.0003)	-0.138	(<.0001)	-0.056	(0.0003)
M 30-35j*D8	-0.075	(<.0001)	-0.097	(<.0001)	-0.128	(<.0001)	-0.052	(0.0005)
M 35-40j*D8	-0.069	(<.0001)	-0.105	(<.0001)	-0.107	(<.0001)	-0.036	(0.0133)
M 40-45j*D8	-0.067	(<.0001)	-0.096	(<.0001)	-0.091	(<.0001)	-0.039	(0.0070)
M 45-50j*D8	-0.053	(0.0012)	-0.074	(0.0006)	-0.067	(0.0031)	-0.024	(0.1162)
M 50-55j*D8	-0.038	(0.0286)	-0.050	(0.0246)	-0.044	(0.0624)	-0.002	(0.8758)
M 55-60j*D8	-0.036	(0.0469)	-0.044	(0.0589)	-0.019	(0.4381)	0.007	(0.6583)
M 60-65j *D8	-0.026	(0.1979)	-0.100	(0.0001)	-0.031	(0.2581)	0.034	(0.0596)
M 65-70j*D8	0.012	(0.5447)	-0.077	(0.0026)	-0.001	(0.9649)	0.032	(0.0767)
M 70-75j*D8	0.046	(0.0254)	-0.019	(0.4888)	0.023	(0.4255)	0.044	(0.0183)
M 75-80j*D8	0.084	(0.0005)	0.082	(0.0084)	0.123	(0.0002)	0.064	(0.0032)
M 80-85j *D8	0.149	(<.0001)	0.145	(0.0003)	0.198	(<.0001)	0.101	(0.0003)
M 85-90j*D8	0.139	(0.0096)	0.146	(0.0368)	0.186	(0.0121)	0.070	(0.1543)
M >90j*D8	0.055	(0.4827)	0.121	(0.2276)	0.149	(0.1627)	0.030	(0.6723)
V 0-1j*D8	-0.042	(0.3547)	-0.194	(0.0010)	-0.118	(0.0604)	-0.001	(0.9804)
V 1-5j*D8	-0.054	(0.0077)	-0.122	(<.0001)	-0.092	(0.0009)	-0.065	(0.0004)
V 5-10j*D8	-0.086	(<.0001)	-0.040	(0.0837)	-0.053	(0.0321)	-0.082	(<.0001)
V 10-15j*D8	-0.048	(0.0062)	0.109	(<.0001)	0.078	(0.0013)	-0.097	(<.0001)
V 15-20j*D8	-0.042	(0.0175)	0.095	(<.0001)	0.072	(0.0032)	-0.099	(<.0001)
V 20-25j*D8	-0.071	(<.0001)	-0.044	(0.0455)	-0.044	(0.0602)	-0.055	(0.0004)
V 25-30j*D8	-0.078	(<.0001)	-0.122	(<.0001)	-0.125	(<.0001)	-0.031	(0.0463)
V 30-35j*D8	-0.076	(<.0001)	-0.084	(<.0001)	-0.093	(<.0001)	0.025	(0.0909)
V 35-40j*D8	-0.069	(<.0001)	-0.080	(0.0001)	-0.072	(0.0009)	0.014	(0.3412)
V 40-45j*D8	-0.061	(0.0001)	-0.069	(0.0007)	-0.051	(0.0186)	-0.016	(0.2670)
V 45-50j*D8	-0.048	(0.0031)	-0.073	(0.0005)	-0.055	(0.0136)	-0.023	(0.1242)
V 50-55j*D8	-0.047	(0.0055)	-0.081	(0.0002)	-0.044	(0.0545)	-0.010	(0.5212)
V 55-60j*D8	-0.036	(0.0422)	-0.081	(0.0004)	-0.075	(0.0018)	0.010	(0.5433)
V 60-65j*D8	-0.019	(0.3206)	-0.074	(0.0031)	-0.073	(0.0058)	0.043	(0.0128)
V 65-70j*D8	0.037	(0.0477)	-0.026	(0.2860)	0.030	(0.2342)	0.056	(0.0010)
V 70-75j*D8	0.077	(<.0001)	0.024	(0.3192)	0.063	(0.0144)	0.047	(0.0053)

V 75-80j*D8	0.079	(<.0001)	0.092	(0.0003)	0.150	(<.0001)	0.026	(0.1451)
V 80-85j*D8	0.120	(<.0001)	0.153	(<.0001)	0.153	(<.0001)	0.039	(0.0623)
V 85-90j*D8	0.084	(0.0136)	0.166	(0.0002)	0.179	(0.0001)	0.009	(0.7763)
V 90-95j*D8	0.037	(0.4134)	0.134	(0.0231)	0.123	(0.0493)	0.004	(0.9247)
V >95j*D8	0.086	(0.3296)	0.087	(0.4434)	0.091	(0.4479)	-0.012	(0.8844)
VKR	-0.114	(<.0001)	0.472	(<.0001)	0.622	(<.0001)	-0.063	(<.0001)
INV	0.118	(<.0001)	0.725	(<.0001)	0.962	(<.0001)	0.251	(<.0001)
Trend	0.009	(<.0001)	-0.065	(<.0001)	-0.058	(<.0001)	0.008	(<.0001)
Adjusted R^2	0.802		0.930		0.942		0.875	

(p-waarden tussen haakjes)

* De kruiseffecten van leeftijd/geslacht met D1 werden wel geschat maar zijn in tabel 4 niet opgenomen.

De resultaten voor deze kruiseffecten worden samengevat in tabel 4. Omdat de resultaten voor het leeftijdsprofiel van 1996 zeer gelijkaardig zijn aan die in tabel 2, laten we ze weg om lectuur van de tabel te vereenvoudigen. De meest frappante bevindingen kunnen dan als volgt worden samengevat:

- Er zijn heel wat significante effecten in tabel 4. Vermits de hypothese van een constant leeftijdsprofiel van het aantal gevallen in onze cijfers kan vertaald worden als $g_l^k = 0 \ \forall \ l,k$, wordt deze hypothese duidelijk verworpen.
- Het algemene beeld van de verschuivingen is zeer gelijkaardig voor mannen en voor vrouwen.
- Voor alle boekhoudcodes is er een tendens naar een snellere groei van het aantal gevallen voor de leeftijdsgroep van 80 tot 90 jaar. Behalve voor de raadplegingen van specialisten is er een (relatieve) afname van het aantal gevallen in de leeftijdsgroep 30 tot 45.
- Voor de bezoeken (zowel de codes 102 als 103) doet er zich een meer dan proportionele stijging voor van het aantal gevallen in de leeftijdsgroep van 10 tot 20 jaar.

Noteer wel dat deze verschuiving in het leeftijdsprofiel door verschillende factoren kan veroorzaakt worden. Met onze gegevens is het niet mogelijk de effecten van de verschillende factoren uit te splitsen. Deze factoren werden in detail behandeld in hoofdstuk 1. De technische vooruitgang kan op een differentiële wijze ingrijpen voor verschillende leeftijdsgroepen. De verlenging van de gemiddelde levensduur kan gepaard gaan met een expansie van de morbiditeit – of met een verschuiving van de kosten van de laatste levensmaanden naar latere leeftijd. Last but not least kunnen ook beleidsmaatregelen getroffen zijn met een verschillende impact voor verschillende groepen. Eén van die beleidsmaatregelen is de geleidelijke invoering van het globaal medisch dossier (GMD) met de daaraan gekoppelde daling van de remgelden. Dit laatste effect wordt in meer detail geanalyseerd in de volgende afdeling.

21.3. GEDRAGSEFFECTEN VAN BELEIDSMAATREGELEN: DE INVOERING VAN HET GLOBAAL MEDISCH DOSSIER EN DE VERLAGING VAN DE REMGELDEN

We hebben er reeds verschillende keren op gewezen dat het met onze gegevens nagenoeg onmogelijk is de effecten te schatten van wijzigingen die in een bepaalde periode in gelijke mate alle categorieën treffen. Dit is bijvoorbeeld het geval voor de effecten van wijzigingen in de honoraria. De gefaseerde invoering van het globaal medisch dossier met daaraan gekoppeld een verlaging met 30% van de remgelden biedt wel mogelijkheden voor een meer diepgaande analyse. Doordat ze eerst werd ingevoerd voor de oudste leeftijdsgroepen en pas later voor de andere kunnen we immers een soort van "difference-in-differences"-benadering toepassen. Het effect van de beleidsmaatregel wordt dan geïdentificeerd door de afwijking na te gaan tussen de evolutie voor de betrokken categorieën enerzijds en de globale evolutie anderzijds. We bekijken eerst de resultaten voor consultaties van geneesheren (code 101) en vervolgens die voor bezoeken (codes 102 en 103). Noteer dat het teken van de effecten a priori onbepaald is. In principe zou een verlaging van de remgelden moeten leiden tot een verhoging van het aantal gevallen omwille van het bekende en goed gedocumenteerde fenomeen van moral hazard. In België werd de maatregel echter gekoppeld aan de invoering van het GMD; het is mogelijk dat het GMD leidt tot een vermindering van "medical shopping" en dus tot een vermindering van het aantal gevallen. Onze schattingen geven dan een idee over het netto-effect van deze twee tegengestelde krachten.

21.3.1. Invoering van het globaal medisch dossier en verlaging van de remgelden voor consultaties

We hebben in afdeling 20.2 reeds beschreven welke dummies werden aangemaakt om de invoering van het globaal medisch dossier weer te geven. In vroegere studies (Van de Voorde et al., 2001; Cockx en Brasseur, 2003) werd gevonden dat de rechthebbenden op verhoogde tegemoetkoming op een verschillende wijze reageren op remgeldwijzigingen dan de andere categorieën. We testen hiervoor met behulp van een nieuwe variabele GMDVKR. Deze neemt de waarde 1 aan voor sociale categorieën met voorkeurregeling in de perioden waar ze kunnen genieten van verlaagde remgelden (met de proportionele aanpassingen die in afdeling 20.2 werden beschreven voor die situaties waar het GMD in de loop van een jaar werd ingevoerd).

Wanneer we deze dummies opnemen in de basisregressie (5) krijgen we de volgende specificatie[79]:

[79] Opnieuw maakt het niet erg veel verschil uit of we de hypothese van een constante trend nemen dan wel de dummies D2-D8 opnemen. In dit geval zijn we echter niet geïnteresseerd in toetsing van de hypothese van een constante trend, maar willen we nagaan of bepaalde sociale categorieën een gedrag vertonen dat afwijkt van dat van andere categorieën. We maken deze test moeilijker door zo weinig mogelijk rigiditeit in te bouwen in de globale evolutie doorheen de tijd. Om die reden tonen we hier de regressies met de dummies D2-D8.

$$\ln C_{i,t}^{101} = \sum_{l} A_{l}^{101} D_{i,l} + \tau_{2}^{101} D2 + \tau_{3}^{101} D3 + \tau_{4}^{101} D4 + \tau_{5}^{101} D5 + \tau_{6}^{101} D6$$
$$+ \tau_{7}^{101} D7 + \tau_{8}^{101} D8 + \alpha^{101} INV_{i,t} + \beta^{101} VKR_{i,t} + \gamma_{99}^{101} GMD99_{i,t} \quad (7)$$
$$+ \gamma_{01}^{101} GMD01_{i,t} + \gamma_{02}^{101} GMD02_{i,t} + \sigma^{101} GMDVKR_{i,t} + u_{i,t}^{k}$$

De schattingsresultaten voor deze specificatie worden gegeven in de eerste kolom van tabel 5. We laten weer de resultaten voor de leeftijds-geslachtsgroepen weg om de tabel in te korten. De resultaten zijn gemengd. Enerzijds vinden we het (verwachte) significante positieve effect voor GMD99; anderzijds is de coëfficiënt van GMD01 niet significant verschillend van nul en die van GMD02 zelfs significant negatief. Het effect van GMDVKR is significant positief maar zeer klein. De resultaten voor GMD99 kunnen zinvol vanuit het fenomeen van moral hazard worden geïnterpreteerd. Wanneer een remgeldverlaging van 30% leidt tot een stijging van het verbruik met 13%, impliceert dit een prijselasticiteit van -.43. Voor de rechthebbenden op voorkeurregeling wordt de prijselasticiteit in absolute waarde iets groter, nl. -.51. Deze waarden zijn hoger dan wat in vorige studies voor België of in de beste studies voor andere landen werd gevonden (Zweifel en Manning, 2000) maar liggen toch in een zeer aanvaardbare range.

Tabel 5. De invoering van het globaal medisch dossier en de verlaging van de remgelden voor consultaties (code 101)

Variabelen*	Zonder kruiseffecten		Foute kruiseffecten voor GMD99		Juiste kruiseffecten voor GMD99		Foute kruiseffecten voor GMD02****	
GMD99	0.129	(<.0001)						
GMD01	-0.004	(0.6683)	-0.035	(0.0008)	-0.001	(0.8831)	0.037	(0.0055)
GMD02	-0.040	(<.0001)	-0.038	(<.0001)	-0.038	(<.0001)		
GMDVKR	0.024	(0.0005)	0.014	(0.0526)	0.014	(0.0425)	0.014	(0.0479)
D2	0.003	(0.4800)	0.003	(0.4997)	0.003	(0.4976)	0.003	(0.4987)
D3	0.014	(0.0006)	0.014	(0.0006)	0.014	(0.0006)	0.014	(0.0006)
D4	0.009	(0.0368)	0.028	(0.0013)	0.009	(0.0329)	0.009	(0.0257)
D5	-0.013	(0.0014)	-0.003	(0.5285)	-0.013	(0.0013)	-0.013	(0.0016)
D6	0.005	(0.2039)	0.007	(0.0698)	0.005	(0.2279)	0.002	(0.6299)
D7	0.012	(0.0185)	0.012	(0.0160)	0.011	(0.0276)	-0.001	(0.9325)
D8	-0.005	(0.2735)	-0.005	(0.2176)	-0.005	(0.2311)	-0.010	(0.0896)
M 0-1j*GMD**			-0.076	(0.0234)			-0.005	(0.9137)
M 1-5j*GMD			-0.030	(0.0974)			-0.007	(0.7612)
M 5-10j*GMD			-0.072	(<.0001)			-0.049	(0.0200)
M 10-15j*GMD			-0.028	(0.0939)			0.010	(0.6440)
M15-20j*GMD			-0.000	(0.9847)			0.018	(0.4018)
M 20-25j*GMD			-0.018	(0.2890)			-0.027	(0.1943)
M 25-30j*GMD			-0.048	(0.0032)			-0.027	(0.1903)
M 30-35j*GMD			-0.054	(0.0009)			-0.030	(0.1398)
M 35-40j*GMD			-0.053	(0.0011)			-0.028	(0.1652)
M 40-45j*GMD			-0.038	(0.0197)			-0.025	(0.2191)
M 45-50j*GMD			-0.021	(0.2114)			-0.008	(0.6835)
M 50-55j*GMD			0.007	(0.6816)			-0.031	(0.2137)
M 55-60j*GMD			0.021	(0.2736)			-0.030	(0.2306)
M 60-65j *GMD			0.049	(0.0073)	0.080	(<.0001)	-0.044	(0.0802)
M 65-70j*GMD			0.052	(0.0047)	0.082	(<.0001)	0.011	(0.6610)
M 70-75j*GMD			0.099	(<.0001)	0.130	(<.0001)	0.027	(0.2921)
M 75-80j*GMD			0.144	(<.0001)	0.175	(<.0001)	0.057	(0.0439)
M 80-85j *GMD			0.255	(<.0001)	0.286	(<.0001)	0.082	(0.0240)
M 85-90j*GMD			0.172	(<.0001)	0.202	(<.0001)	0.088	(0.1092)
M >90j*GMD			0.042	(0.4965)	0.072	(0.2305)	0.061	(0.4611)
V 0-1j*GMD			-0.067	(0.0489)			-0.006	(0.8928)
V 1-5j*GMD			-0.032	(0.0791)			-0.010	(0.6689)
V 5-10j*GMD			-0.062	(0.0003)			-0.041	(0.0558)

V 10-15j*GMD			-0.042	(0.0144)			-0.008	(0.6927)
V 15-20j*GMD			0.005	(0.7896)			0.009	(0.6861)
V 20-25j*GMD			-0.021	(0.2221)			-0.027	(0.1950)
V 25-30j*GMD			-0.056	(0.0006)			-0.036	(0.0828)
V 30-35j*GMD			-0.053	(0.0010)			-0.034	(0.0915)
V 35-40j*GMD			-0.032	(0.0489)			-0.023	(0.2505)
V 40-45j*GMD			-0.023	(0.1502)			-0.014	(0.4943)
V 45-50j*GMD			***				***	
V 50-55j*GMD			0.005	(0.7798)			-0.039	(0.1145)
V 55-60j*GMD			0.031	(0.1024)			-0.026	(0.2980)
V 60-65j*GMD			0.049	(0.0058)	0.080	(<.0001)	-0.027	(0.2555)
V 65-70j*GMD			0.088	(<.0001)	0.118	(<.0001)	0.027	(0.2564)
V 70-75j*GMD			0.122	(<.0001)	0.153	(<.0001)	0.059	(0.0125)
V 75-80j*GMD			0.119	(<.0001)	0.150	(<.0001)	0.069	(0.0054)
V 80-85j*GMD			0.213	(<.0001)	0.244	(<.0001)	0.063	(0.0263)
V 85-90j*GMD			0.124	(<.0001)	0.155	(<.0001)	0.047	(0.1969)
V 90-95j*GMD			0.063	(0.0846)	0.093	(0.0071)	0.011	(0.8276)
V >95j*GMD			0.052	(0.4727)	0.082	(0.2478)	0.083	(0.3707)
VKR	-0.122	(<.0001)	-0.117	(<.0001)	-0.117	(<.0001)	-0.117	(<.0001)
INV	0.117	(<.0001)	0.116	(<.0001)	0.116	(<.0001)	0.116	(<.0001)
Adjusted R^2	0.806		0.807		0.807		0.807	

(p-waarden tussen haakjes)

* De effecten van leeftijd/geslacht werden wel geschat maar zijn in tabel 5 niet opgenomen.

** Om het aantal lijnen in tabel 5 te beperken, krijgt de variabele GMD in de kruiseffecten met leeftijd/geslacht in elke kolom een andere betekenis: in kolom 2 en 3 is GMD gelijk aan GMD99 en in kolom 4 aan GMD02.

*** De dummy voor het kruiseffect van vrouwen tussen 45 en 50 jaar en het GMD is weggelaten.

**** De effecten voor de juiste kruiseffecten voor GMD99 worden niet getoond om het aantal lijnen te beperken; ze zijn volledig gelijklopend met de resultaten in kolom 3.

A priori had men misschien kunnen verwachten dat de effecten van de remgeldverlagingen voor alle leeftijdsgroepen even sterk hadden moeten zijn. Dit zou impliceren dat $\gamma_{99}^{101} = \gamma_{01}^{101} = \gamma_{02}^{101}$. Deze hypothese wordt in onze resultaten zeker niet bevestigd. Het is overigens niet gemakkelijk om het significant negatieve resultaat voor γ_{02}^{101} te duiden. Men zou kunnen veronderstellen dat voor de jongere leeftijdsgroepen de invoering van het GMD heeft geleid tot een vermindering van het medisch shoppen en dat dit effect de moral hazard gevolgen van de remgeldverlaging heeft gecompenseerd. Maar dit is een gedurfde interpretatie. Meer waarschijnlijk is dat de periode waarvoor we observaties hebben met GMD02=1, te kort is om het effect te kunnen identificeren. Uiteindelijk gaat het slechts om één periode – en slechts voor die mensen voor wie effectief een globaal medisch dossier werd geopend. Bovendien werden –zoals gezegd en zoals blijkt in tabel 1- precies in 2003

grote verhogingen van de honoraria doorgevoerd die de procentuele verlaging van de remgelden hebben ongedaan gemaakt. We denken dan ook dat de variabele GMD02 deze effecten opvangt. Deze interpretatie wordt verder gesteund door de observatie dat de significant negatieve waarde voor de periodedummy D8 die gevonden werd in tabel 3 in de huidige resultaten verdwijnt.

Deze uiteenzetting over GMD02 wijst natuurlijk op de zwakte van onze methode. Men zou zich dan ook kunnen afvragen of dezelfde problemen zich niet voordoen bij GMD99. Noteer wel dat de effecten van GMD99 voor de oudere leeftijdsgroepen over een langere periode spelen en dus inderdaad beter konden worden geschat. Toch is het a priori niet uit te sluiten dat ook deze dummy gedeeltelijk een globaal trendeffect opvangt en niet een evolutie die specifiek is voor de +60-jarigen. Om hiervoor te testen voeren we een nieuwe dummy in (GMD99F), die voor alle sociale categorieën (en dus alle leeftijdsgroepen) de waarde 1 aanneemt vanaf 2000 en gelijk is aan 0.66 voor 1999. We kruisen die dummy bovendien met alle leeftijdsgroepen. Indien er zich een globale trendbreuk zou hebben voorgedaan zouden we die bij alle leeftijdsgroepen moeten vinden. De tweede kolom in tabel 5 toont dat dit absoluut niet het geval is: echt significante effecten worden enkel gevonden voor de +60-jarigen. Dit is een zeer frappant resultaat dat onze hypothese ondersteunt dat er vanaf 1999 "iets" is veranderd in het gedrag van de +60-jarigen.

Dit betekent niet noodzakelijk dat alle leeftijdsgroepen boven de 60 in gelijke mate hebben gereageerd op de remgeldverlaging en de invoering van het GMD. De derde kolom van tabel 5 toont de resultaten voor de volgende specificatie:

$$
\begin{aligned}
\ln C_{i,t}^{101} &= \sum_{l} A_{l}^{101} D_{i,l} + \tau_{2}^{101} D2 + \tau_{3}^{101} D3 + \tau_{4}^{101} D4 + \tau_{5}^{101} D5 + \tau_{6}^{101} D6 \\
&+ \tau_{7}^{101} D7 + \tau_{8}^{101} D8 + \alpha^{101} INV_{i,t} + \beta^{101} VKR_{i,t} \\
&+ \sum_{l} \gamma_{l}^{101} D_{i,l} GMD99_{i,t} + \gamma_{01}^{101} GMD01_{i,t} + \gamma_{02}^{101} GMD02_{i,t} \\
&+ \sigma^{101} GMDVKR_{i,t} + u_{i,t}^{k}
\end{aligned}
\qquad (8)
$$

Hierbij wordt GMD99 gekruist met de leeftijds/geslachtsgroepen. Het spreekt vanzelf dat deze producten enkel verschillen van nul voor die sociale categorieën waar effectief een remgeldverlaging werd doorgevoerd. De resultaten van deze schattingen zijn bevredigend. We zullen vergelijking (8) dan ook gebruiken in de simulaties van afdeling 22.

De resultaten van een laatste test worden getoond in de laatste kolom van tabel 5. Hierbij werd een nieuwe dummy (GMD02F) ingevoerd en gekruist met alle leeftijdsgroepen. Deze dummy neemt voor alle categorieën de waarde 1 aan in 2003 en 0.66 in 2002. In tegenstelling tot de resultaten met GMD99F (in de tweede kolom) vinden we hier absoluut geen duidelijke differentiatie in de resultaten voor de verschillende leeftijdsgroepen. Dit bevestigt onze sceptische kijk op de interpretatie van GMD02 in termen van de remgeldverlaging. Het versterkt ook de geloofwaardigheid van de resultaten voor GMD99.

21.3.2. Invoering van het globaal medisch dossier en verlaging van de remgelden voor bezoeken

Voor de bezoeken (codes 102 en 103) werd een verlaging van de remgelden (gekoppeld aan het globaal medisch dossier) doorgevoerd voor de +75-jarigen vanaf 1/5/2000. Voor deze wijziging hebben we reeds eerder de dummy GMD00B ingevoerd. In tabellen 6 en 7 worden de resultaten getoond voor respectievelijk code 102 en 103 waarbij dezelfde strategie wordt gevolgd als hierboven beschreven werd voor code 101.

Tabel 6. De invoering van het globaal medisch dossier en de verlaging van de remgelden voor bezoeken (code 102)

Variabelen*	Zonder kruiseffecten		Juiste kruiseffecten voor GMD00B		Foute kruiseffecten voor GMD00B	
GMD00B	0.261	(<.0001)				
GMDVKR	-0.128	(<.0001)	-0.134	(<.0001)	-0.135	(<.0001)
D2	-0.065	(<.0001)	-0.065	(<.0001)	-0.065	(<.0001)
D3	-0.061	(<.0001)	-0.062	(<.0001)	-0.062	(<.0001)
D4	-0.016	(0.0019)	-0.016	(0.0018)	-0.016	(0.0018)
D5	-0.091	(<.0001)	-0.091	(<.0001)	-0.091	(<.0001)
D6	-0.115	(<.0001)	-0.115	(<.0001)	-0.115	(<.0001)
D7	-0.062	(<.0001)	-0.062	(<.0001)	-0.062	(<.0001)
D8	-0.081	(<.0001)	-0.081	(<.0001)	-0.082	(<.0001)
M 0-1j*GMD00B					-0.191	(<.0001)
M 1-5j*GMD00B					-0.072	(0.0021)
M 5-10j*GMD00B					-0.041	(0.0602)
M 10-15j*GMD00B					0.064	(0.0035)
M15-20j*GMD00B					0.117	(<.0001)
M 20-25j*GMD00B					0.059	(0.0066)
M 25-30j*GMD00B					-0.024	(0.2652)
M 30-35j*GMD00B					-0.047	(0.0264)
M 35-40j*GMD00B					-0.051	(0.0140)
M 40-45j*GMD00B					-0.041	(0.0505)
M 45-50j*GMD00B					-0.004	(0.8541)
M 50-55j*GMD00B					0.006	(0.7725)
M 55-60j*GMD00B					0.014	(0.5412)
M 60-65j *GMD00B					-0.045	(0.0560)
M 65-70j*GMD00B					-0.008	(0.7450)
M 70-75j*GMD00B					0.041	(0.0887)
M 75-80j*GMD00B			0.234	(<.0001)	0.234	(<.0001)
M 80-85j *GMD00B			0.260	(<.0001)	0.260	(<.0001)
M 85-90j*GMD00B			0.285	(<.0001)	0.285	(<.0001)
M >90j*GMD00B			0.267	(0.0005)	0.266	(0.0006)
V 0-1j*GMD00B					-0.196	(<.0001)
V 1-5j*GMD00B					-0.069	(0.0037)
V 5-10j*GMD00B					-0.031	(0.1595)
V 10-15j*GMD00B					0.047	(0.0316)
V 15-20j*GMD00B					0.110	(<.0001)

V 20-25j*GMD00B					0.031	(0.1582)
V 25-30j*GMD00B					-0.044	(0.0392)
V 30-35j*GMD00B					-0.026	(0.2160)
V 35-40j*GMD00B					-0.010	(0.6264)
V 40-45j*GMD00B					0.001	(0.9647)
V 45-50j*GMD00B					**	
V 50-55j*GMD00B					-0.018	(0.4066)
V 55-60j*GMD00B					-0.023	(0.3034)
V 60-65j*GMD00B					-0.002	(0.9462)
V 65-70j*GMD00B					0.039	(0.0852)
V 70-75j*GMD00B					0.092	(<.0001)
V 75-80j*GMD00B			0.224	(<.0001)	0.224	(<.0001)
V 80-85j*GMD00B			0.313	(<.0001)	0.313	(<.0001)
V 85-90j*GMD00B			0.312	(<.0001)	0.312	(<.0001)
V 90-95j*GMD00B			0.301	(<.0001)	0.301	(<.0001)
V >95j*GMD00B			0.226	(0.0102)	0.226	(0.0110)
VKR	0.487	(<.0001)	0.488	(<.0001)	0.489	(<.0001)
INV	0.718	(<.0001)	0.718	(<.0001)	0.717	(<.0001)
Adjusted R^2	0.931		0.931		0.932	

(p-waarden tussen haakjes)

* De effecten van leeftijd/geslacht werden wel geschat maar zijn in tabel 6 niet opgenomen.

** De dummy voor het kruiseffect van vrouwen tussen 45 en 50 jaar en het GMD is weggelaten.

Tabel 7. De invoering van het globaal medisch dossier en de verlaging van de remgelden voor bezoeken tegen verhoogd tarief (code 103)

Variabelen*	Zonder kruiseffecten		Juiste kruiseffecten voor GMD00B		Foute kruiseffecten voor GMD00B	
GMD00B	0.417	(<.0001)				
GMDVKR	-0.439	(<.0001)	-0.449	(<.0001)	-0.450	(<.0001)
D2	-0.062	(<.0001)	-0.063	(<.0001)	-0.063	(<.0001)
D3	-0.054	(<.0001)	-0.054	(<.0001)	-0.054	(<.0001)
D4	-0.016	(0.0027)	-0.016	(0.0027)	-0.016	(0.0025)
D5	-0.077	(<.0001)	-0.077	(<.0001)	-0.084	(<.0001)
D6	-0.133	(<.0001)	-0.133	(<.0001)	-0.138	(<.0001)
D7	-0.011	(0.0407)	-0.011	(0.0410)	-0.011	(0.0379)
D8	-0.088	(<.0001)	-0.088	(<.0001)	-0.088	(<.0001)
M 0-1j*GMD00B					-0.067	(0.1422)
M 1-5j*GMD00B					-0.013	(0.5886)
M 5-10j*GMD00B					-0.011	(0.6407)
M 10-15j*GMD00B					0.078	(0.0006)
M15-20j*GMD00B					0.130	(<.0001)
M 20-25j*GMD00B					-0.019	(0.4063)
M 25-30j*GMD00B					-0.078	(0.0005)
M 30-35j*GMD00B					-0.071	(0.0013)
M 35-40j*GMD00B					-0.052	(0.0169)
M 40-45j*GMD00B					-0.041	(0.0616)
M 45-50j*GMD00B					0.000	(0.9971)
M 50-55j*GMD00B					0.013	(0.5776)
M 55-60j*GMD00B					0.039	(0.1012)
M 60-65j *GMD00B					0.005	(0.8350)
M 65-70j*GMD00B					0.059	(0.0150)
M 70-75j*GMD00B					0.096	(0.0002)
M 75-80j*GMD00B			0.351	(<.0001)	0.363	(<.0001)
M 80-85j *GMD00B			0.421	(<.0001)	0.434	(<.0001)
M 85-90j*GMD00B			0.458	(<.0001)	0.470	(<.0001)
M >90j*GMD00B			0.457	(<.0001)	0.470	(<.0001)
V 0-1j*GMD00B					-0.076	(0.1013)
V 1-5j*GMD00B					-0.008	(0.7439)
V 5-10j*GMD00B					-0.010	(0.6586)
V 10-15j*GMD00B					0.068	(0.0032)
V 15-20j*GMD00B					0.105	(<.0001)
V 20-25j*GMD00B					0.003	(0.8828)

V 25-30j*GMD00B					-0.046	(0.0375)
V 30-35j*GMD00B					-0.013	(0.5587)
V 35-40j*GMD00B					0.017	(0.4320)
V 40-45j*GMD00B					0.000	(0.9974)
V 45-50j*GMD00B					**	(<.0001)
V 50-55j*GMD00B					0.004	(0.8714)
V 55-60j*GMD00B					-0.029	(0.2285)
V 60-65j*GMD00B					0.030	(0.2125)
V 65-70j*GMD00B					0.088	(0.0002)
V 70-75j*GMD00B					0.150	(<.0001)
V 75-80j*GMD00B			0.405	(<.0001)	0.417	(<.0001)
V 80-85j*GMD00B			0.429	(<.0001)	0.442	(<.0001)
V 85-90j*GMD00B			0.519	(<.0001)	0.532	(<.0001)
V 90-95j*GMD00B			0.492	(<.0001)	0.504	(<.0001)
V >95j*GMD00B			0.427	(<.0001)	0.440	(<.0001)
VKR	0.669	(<.0001)	0.670	(<.0001)	0.672	(<.0001)
INV	0.943	(<.0001)	0.942	(<.0001)	0.942	(<.0001)
Adjusted R^2	0.944		0.944		0.945	

(p-waarden tussen haakjes)

* De effecten van leeftijd/geslacht werden wel geschat maar zijn in tabel 7 niet opgenomen.

** De dummy voor het kruiseffect van vrouwen tussen 45 en 50 jaar en het GMD is weggelaten.

De eerste kolom in deze tabellen geeft de resultaten voor de volgende schatting (analoog aan vergelijking (7) met k = 102, 103):

$$\begin{aligned}\ln C_{i,t}^{k} &= \sum_{l} A_{l}^{k} D_{i,l} + \tau_{2}^{k} D2 + \tau_{3}^{k} D3 + \tau_{4}^{k} D4 + \tau_{5}^{k} D5 + \tau_{6}^{k} D6 \\ &+ \tau_{7}^{k} D7 + \tau_{8}^{k} D8 + \alpha^{k} INV_{i,t} + \beta^{k} VKR_{i,t} \\ &+ \gamma_{B}^{k} GMD00B_{i,t} + \sigma^{k} GMDVKR_{i,t} + u_{i,t}^{k}\end{aligned} \quad (9)$$

De tweede kolom geeft de resultaten wanneer we het effect van de invoering van de verlaagde remgelden differentiëren voor de relevante leeftijdsgroepen:

$$\begin{aligned}\ln C_{i,t}^{k} &= \sum_{l} A_{l}^{k} D_{i,l} + \tau_{2}^{k} D2 + \tau_{3}^{k} D3 + \tau_{4}^{k} D4 + \tau_{5}^{k} D5 + \tau_{6}^{k} D6 \\ &+ \tau_{7}^{k} D7 + \tau_{8}^{k} D8 + \alpha^{k} INV_{i,t} + \beta^{k} VKR_{i,t} \\ &+ \sum_{l} \gamma_{Bl}^{k} D_{i,l} GMD00B_{i,t} + \sigma^{k} GMDVKR_{i,t} + u_{i,t}^{k}\end{aligned} \quad (10)$$

Tenslotte bevat de derde kolom de resultaten van de test wanneer we de dummy GMD00BF (die voor alle sociale categorieën de waarde 1 aanneemt vanaf 2001 en gelijk is aan 0.66 voor 2000) kruisen met alle leeftijdsgroepen. De resultaten van deze laatste test zijn weer bevredigend: het is duidelijk dat zowel in tabel 6 als in tabel 7 de duidelijk significante effecten geconcentreerd zitten in de leeftijdsgroepen waar we ze a priori zouden verwachten. De tweede kolom toont overigens aan dat ze relatief homogeen zijn over de relevante categorieën. Uit de eerste kolom kunnen onmiddellijk "gemiddelde" schattingen van de elasticiteiten worden afgeleid. In beide gevallen zijn de geschatte prijselasticiteiten veel kleiner voor de mensen die recht hebben op een verhoogde tegemoetkoming. Voor bezoeken kan de prijselasticiteit voor de anderen benaderd worden als -.87, voor de rechthebbenden op voorkeurregeling wordt hij -.44. Voor bezoeken tegen verhoogd tarief is de geschatte prijselasticiteit voor de anderen -1.39 terwijl hij voor de rechthebbenden op de voorkeurregeling rond nul ligt.

21.3.3. Een relativerende noot

We hebben reeds gewezen op het fundamentele zwakke punt van onze benadering: we kunnen geen onderscheid maken tussen enerzijds de effecten van de invoering van het globaal medisch dossier en van de verlaging van de remgelden, en anderzijds mogelijke andere effecten die dezelfde leeftijdsgroepen hebben beïnvloed in dezelfde periode. We hebben goede redenen om aan te nemen dat er zich ook zonder de verlaging van de remgelden een verschuiving in het leeftijdsprofiel zou hebben voorgedaan. Dat kan verklaren waarom de impliciete prijselasticiteiten die uit onze schattingen kunnen worden afgeleid aan de hoge kant zijn in vergelijking met de schattingen die in de betere literatuur gevonden worden (Zweifel en Manning, 2000). Het wordt ook bevestigd doordat we een gelijkaardige (zij het zwakkere) verschuiving hebben geobserveerd voor code 104 in Tabel 3, terwijl er voor code 104 nochtans geen beleidsmaatregelen werden doorgevoerd. Een optimistische interpretatie zou erin bestaan te stellen dat de stijging van de gevallen voor de oudere leeftijdsgroepen in code 104 ook veroorzaakt wordt door de daling van de remgelden voor de andere codes. Deze interpretatie wordt ondersteund door eerder onderzoek (Cockx en Brasseur, 2003) voor België waarin ook reeds het besluit werd afgeleid dat huisartsen en specialisten complementaire diensten aanbieden. Toch lijkt het aangewezen iets meer sceptisch te zijn en te aanvaarden dat onze schatting van de remgeldeffecten waarschijnlijk een overschatting geeft van de reële effecten.

22. DE EVOLUTIE VAN DE UITGAVEN: SIMULATIE-OEFENINGEN

In deze afdeling willen we onderzoeken wat de effecten zijn geweest van verschillende maatregelen op de evolutie van de uitgaven. We maken daarvoor gebruik van simulatietechnieken. Hierbij vertrekken we van de definitie van de werkelijke uitgaven, zoals die werd gegeven in uitdrukking (3). Deze uitdrukking wordt hier herhaald:

(3) $U_t^k = \sum_i N_{i,t} P_{i,t}^k C_{i,t}^k$ met *k* = (101, 102, 103, 104)

Wanneer we de effecten van verschillende beleidsmaatregelen willen onderzoeken zullen we gebruik maken van de resultaten in de vorige afdeling. We nemen daartoe de resultaten voor de schattingen die het meest overtuigend waren. Voor code 101 zijn dit de resultaten voor specificatie (8), zoals gegeven in de derde kolom van tabel 5. Voor codes 102 en 103 opteren we voor specificatie (10), met de resultaten in de tweede kolom van respectievelijk tabellen 6 en 7. Voor code 104 gebruiken we de resultaten in de vierde kolom van tabel 3, d.w.z. de schattingen voor specificatie (5). Op basis van deze schattingen voorspellen we voor alle jaren het aantal gevallen voor alle categorieën. We duiden die voorspellingen aan met het symbool $\hat{C}_{i,t}^k$.

Bij de berekening van $\hat{C}_{i,t}^k$ moeten we nochtans rekening houden met het feit dat in de schattingen de afhankelijke variabele logaritmisch werd getransformeerd. Om de gevolgen hiervan te begrijpen, introduceren we een vereenvoudigde notatie waarin we alle vorige modellen op een uniforme wijze schrijven door de verklarende variabelen samen te vatten in een vector $X_{i,t}$ en de coëfficiënten in een vector μ:

(11) $\ln C_{i,t} = X_{i,t}\mu + u_{i,t}$

De verwachte waarde van het aantal gevallen wanneer $X_{i,t} = X^0$ noemen we dan $\hat{C}^0$. Uit (11) volgt dat

(12) $\hat{C}^0 = E\left[e^{X^0\mu}e^u\right] = e^{X^0\mu}E(e^u)$

In onze logaritmische schatting geldt E(u) = 0, maar hieruit volgt vanzelfsprekend niet dat $E(e^u) = 1$. Eén mogelijkheid om dit probleem op te lossen is toepassing van de zgn. "smearing estimate" (Duan, 1983). Hierbij wordt $E(e^u)$ geschat op basis van de steekproefresiduen:

$$(13) \quad E(e^{u}) = \frac{1}{N}\sum_{i,t} e^{\hat{u}_{i,t}}$$

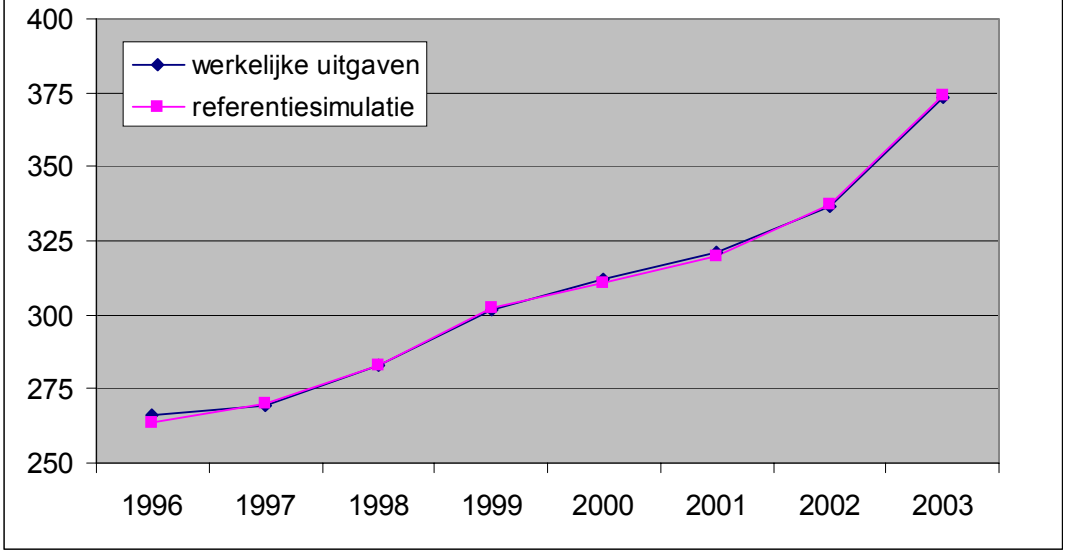
waarbij N staat voor het totale aantal observaties. Deze niet-parametrische benadering laat toe om te vermijden dat specifieke verdelingsveronderstellingen moeten worden opgelegd. Duan (1983) toont aan dat deze smearing factor consistent is onder milde regulariteitsvoorwaarden en dat hij relatief efficiënt is in vergelijking met de parametrische benaderingen, tenminste onder de veronderstelling van homoscedasticiteit.

Wij gebruiken deze smearing benadering in (12) om het retransformatieprobleem op te lossen. Wanneer we dan, zoals reeds gezegd, prijzen en aantallen effectieven exogeen houden, kunnen we de uitgaven simuleren aan de hand van de volgende uitdrukking:

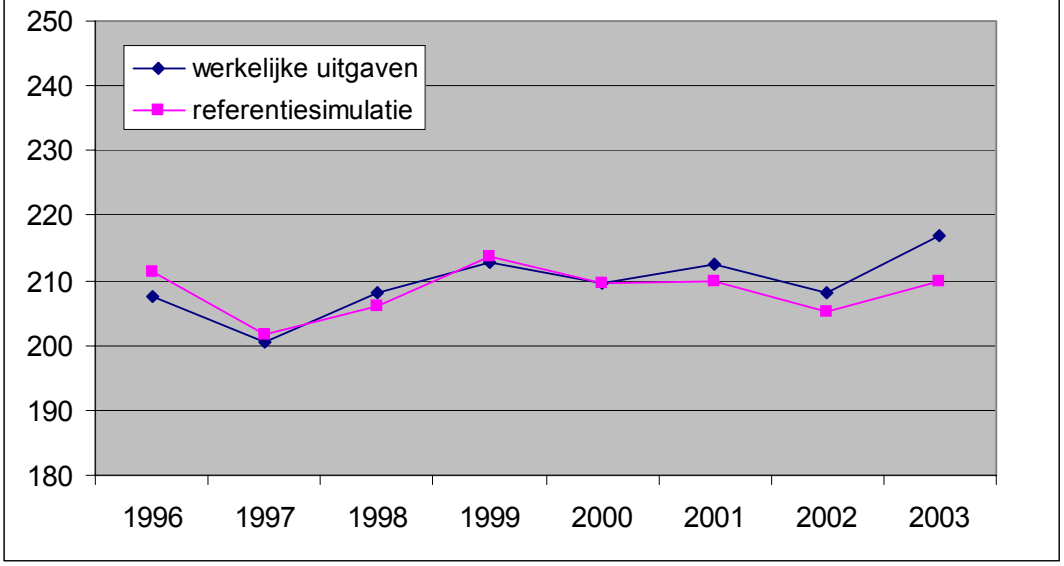
$$(14) \quad \hat{U}_t^k = \sum_i N_{i,t} P_{i,t}^k \hat{C}_{i,t}^k \quad \text{met } k = (101, 102, 103, 104)$$

De op deze wijze berekende uitgaven noemen we de referentiesimulatie. Vermits we zowel voor effectieven als voor prijzen werkelijke waarden nemen en de R^2 van de schattingen hoog was, is het te verwachten dat deze voorspelde uitgaven en de werkelijk geobserveerde uitgaven dicht bij elkaar liggen. Dit wordt inderdaad bevestigd door de resultaten in Figuur 3. Voor de codes 101 en 104 volgt de referentiesimulatie de werkelijke uitgaven van zeer dichtbij. Voor code 102 zijn de verschillen iets groter, maar worden groeiversnellingen- en vertragingen toch ook uitstekend opgevangen. Voor de heterogene code 103, waar ook de schattingsresultaten minder overtuigend waren, is de referentiesimulatie het minst succesvol. De globale stijging van de uitgaven wordt onderschat. Voor 2001 simuleren we een daling van de uitgaven terwijl zich in werkelijkheid een stijging heeft voorgedaan.

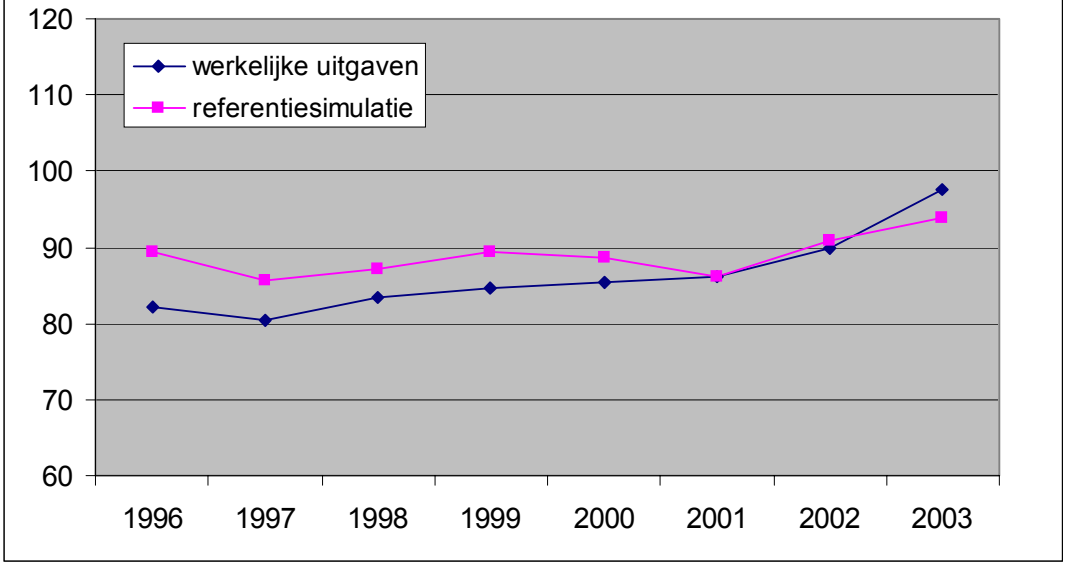
Figuur 3a. Referentiesimulatie Code 101
(in miljoenen EUR)



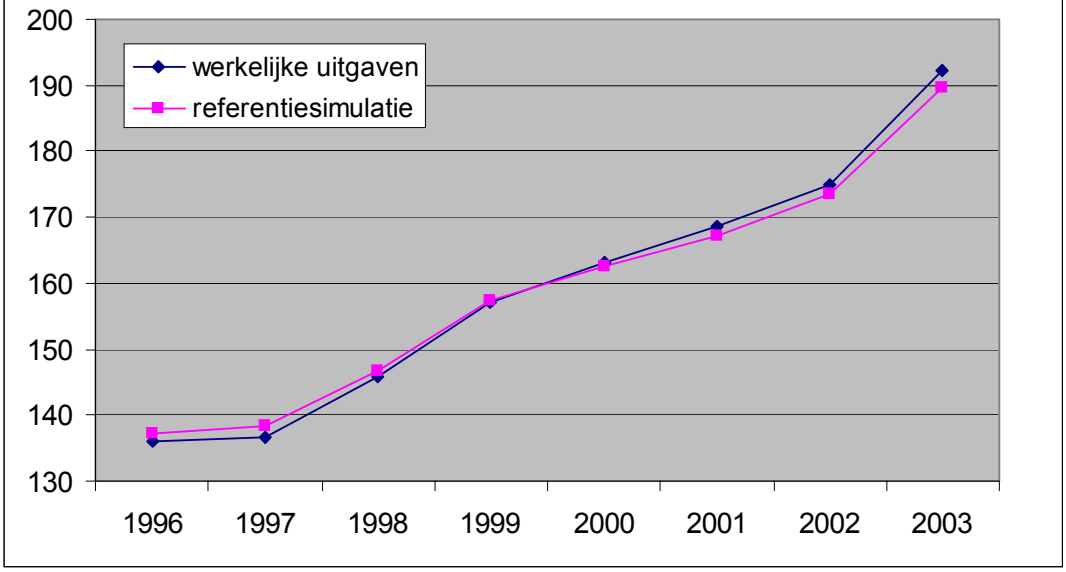
Figuur 3b. Referentiesimulatie Code 102
(in miljoenen EUR)



Figuur 3c. Referentiesimulatie Code 103
(in miljoenen EUR)



Figuur 3d. Referentiesimulatie Code 104
(in miljoenen EUR)



In de volgende secties simuleren we de evolutie van de uitgaven onder verschillende hypothetische scenario's. Indien we de resultaten van deze hypothetische scenario's zouden vergelijken met de werkelijke uitgaven, zouden de afwijkingen niet alleen de effecten van het hypothetische scenario weerspiegelen, maar ook de onvolkomenheden van onze schattingen. Daarom zullen we steeds de berekende hypothetische evolutie van de uitgaven vergelijken met de resultaten voor de referentiesimulatie.

22.1. HET BELANG VAN DE PRIJSEVOLUTIE

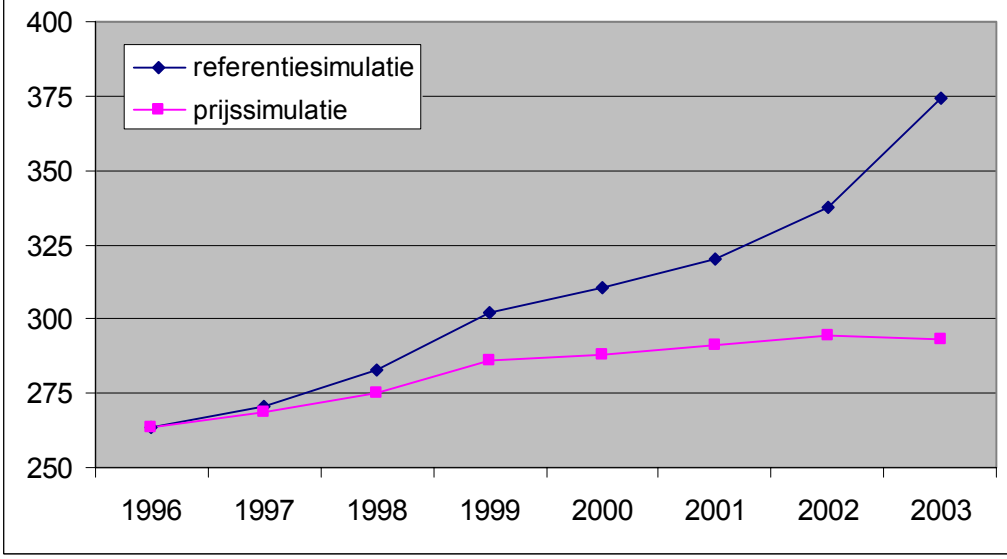
Zoals reeds gezegd, kunnen we ervan uitgaan dat de prijsevolutie grotendeels exogeen is, of in elk geval sterk door de beleidsmakers kan worden beïnvloed. Over de evolutie van het aantal gevallen echter wordt door de spelers in het veld –geneesheren en patiënten- beslist. Het is daarom interessant om als eerste oefening na te gaan wat het relatieve belang is van deze twee factoren voor de verklaring van de groei van de uitgaven. We stellen hiervoor de volgende vraag: hoe zouden de uitgaven geëvolueerd zijn, indien er geen prijswijzigingen waren geweest in de periode 1996-2003? Dit wil dus zeggen dat we een hypothetische uitgavenevolutie berekenen met de volgende uitdrukking[80]:

$$(15) \qquad \hat{U}_t^k = \sum_i N_{i,t} P_{i,96}^k \hat{C}_{i,t}^k$$

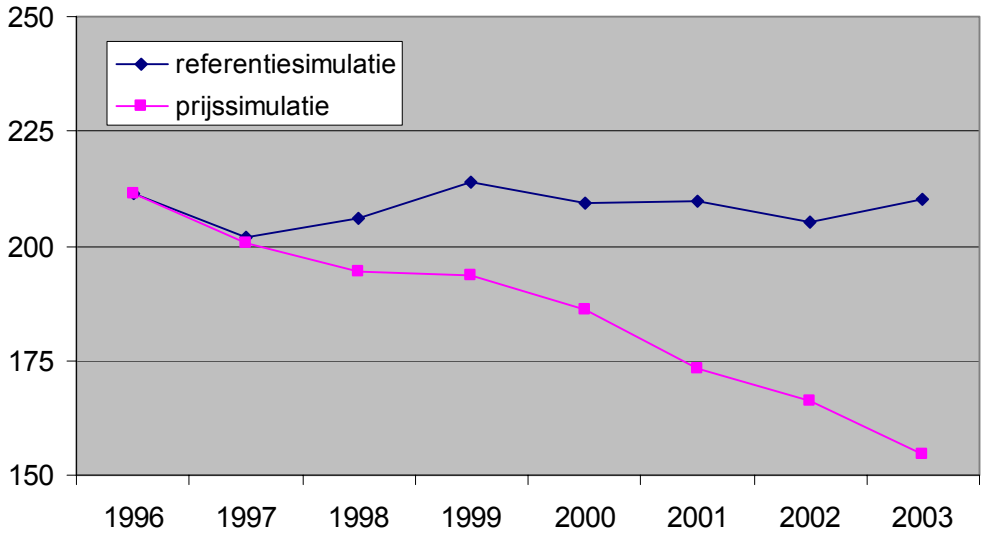
Deze hypothetische evoluties worden getoond en vergeleken met de referentiesimulatie in Figuur 4. Zij bevestigen wat ook reeds in hoofdstuk 2 werd gevonden. Het blijkt dat de prijsstijgingen van dominant belang zijn voor de verklaring van de uitgavenevolutie. Dit is vooral frappant voor de laatste jaren. Voor de bezoeken toont de simulatie in de veronderstelling van constante prijzen een scherpe daling van de uitgaven. Voor de consultaties blijft de stijging in de uitgaven bij gelijk blijvende prijzen beperkt. Voor code 101 blijkt de prijsstijging ongeveer 70% van de uitgavengroei te verklaren, voor code 104 is het relatieve belang van de prijswijziging zelfs nog groter. Noteer wel dat Figuur 4 enkel de mechanische effecten van de prijswijzigingen weergeeft. De mogelijke effecten op het gedrag van de patiënten en (vooral) de verstrekkers konden op basis van onze gegevens niet worden afgeleid.

[80] Voor sommige categorieën in latere jaren zijn er geen observaties en dus geen prijzen voor 1996. In dat geval passen we de prijzen voor het betrokken jaar aan gebruik makend van de evolutie in het gemiddeld prijsniveau.

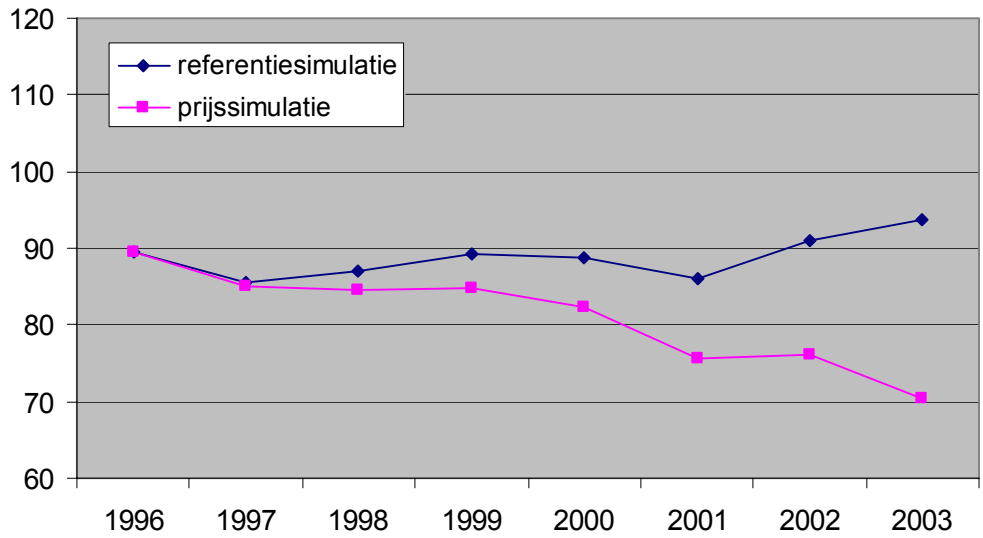
Figuur 4a. Prijssimulatie Code 101
(in miljoenen EUR)



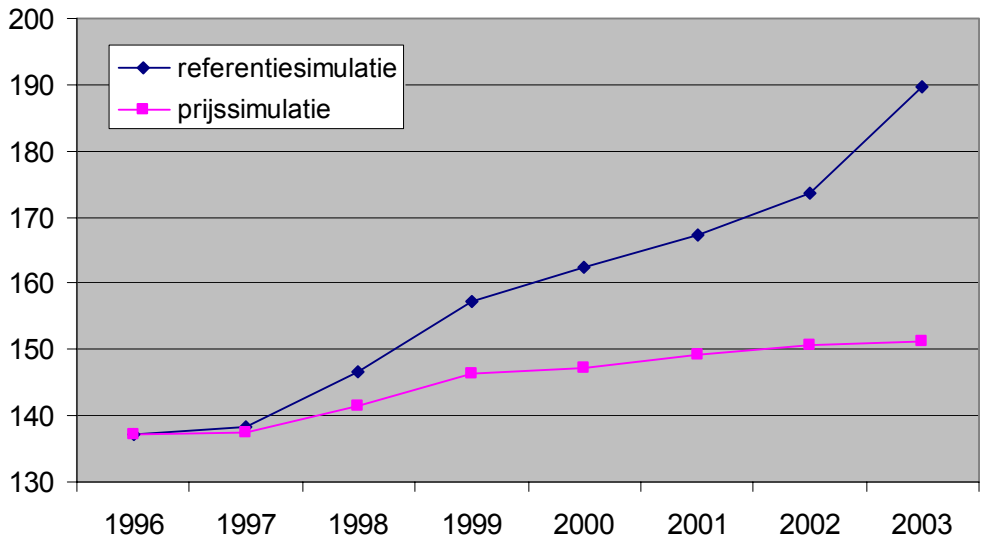
Figuur 4b. Prijssimulatie Code 102
(in miljoenen EUR)



Figuur 4c. Prijssimulatie Code 103
(in miljoenen EUR)



Figuur 4d. Prijssimulatie Code 104
(in miljoenen EUR)



22.2. DE GEVOLGEN VAN DE VEROUDERING VAN DE BEVOLKING

Er bestaat in academische en in beleidskringen consensus over de stelling dat de vergrijzing een belangrijke factor is in de verklaring van de uitgavengroei in de gezondheidszorg, hoewel de meningen verschillen over het relatieve belang ervan. Deze consensus is gebaseerd op twee fenomenen: enerzijds het stijgend leeftijdsprofiel van de uitgaven (oudere

leeftijdsgroepen consumeren meer), anderzijds het stijgend aandeel van de ouderen in de bevolking. Deze globale effecten van de vergrijzing kunnen nochtans mogelijke substituties binnen de gezondheidszorg verbergen. Meer bepaald is het niet evident dat de uitgaven stijgen voor prestaties waar het monotoon stijgend verloop van de uitgaven met de leeftijd niet gevonden wordt. In onze resultaten was dit bijvoorbeeld het geval voor de consultaties, waar we een omgekeerd U-vormig verloop hebben gevonden – met dus een relatieve daling voor de oudste leeftijdsgroepen.

Veranderingen in de leeftijdssamenstelling van de bevolking komen in onze benadering tot uiting via de effectieven $N_{i,t}$ in uitdrukking (14). We zouden hier een analoge benadering kunnen volgen als in de vorige afdeling en de hypothetische evolutie van de uitgaven kunnen berekenen voor de effectieven van 1996. In dat geval zouden we echter ook de globale bevolkingsgroei en de mogelijke verschuivingen tussen sociale categorieën neutraliseren. We willen ons in deze simulatie echter specifiek richten op de leeftijdssamenstelling. Daarom hebben we de volgende procedure gevolgd:

- We concentreren ons op de evolutie per levensjaar (aangeduid met subscript *j*). Voor elke periode berekenen we het totaal aantal effectieven per levensjaar ($N_{j,t}$) door het aantal effectieven voor de relevante categorieën op te tellen.

  We berekenen ook voor elke periode het gemiddelde uitgavenniveau ($P^k_{j,t}\hat{C}^k_{j,t}$) per levensjaar. Hierbij wegen we natuurlijk met het relatieve belang van de verschillende categorieën voor die leeftijd.
- We verdelen het totale aantal effectieven voor een bepaalde periode (voorgesteld door $N_t = \sum_i N_{i,t}$) over de verschillende leeftijdsgroepen in dezelfde verhoudingen als die van 1996:

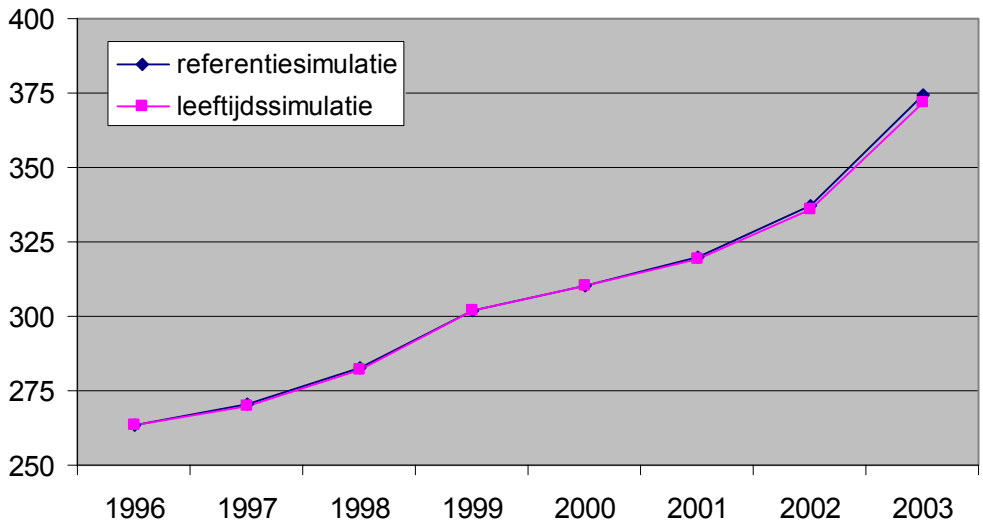
(16) $$\hat{N}^{adj}_{j,t} = \frac{N_{j,96}}{N_{96}} N_t$$

- We simuleren de uitgavenevolutie als

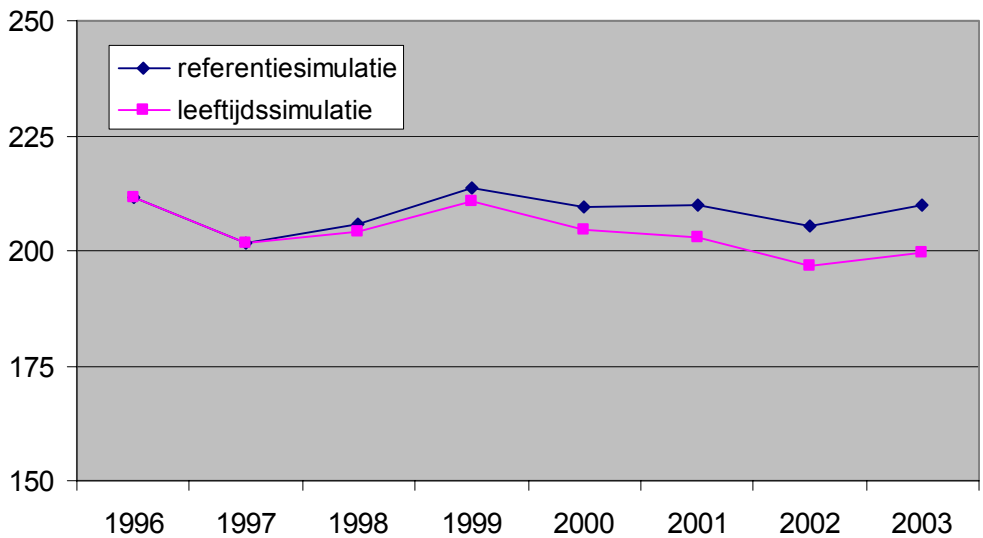
(17) $$\hat{U}^k_t = \sum_j \hat{N}^{adj}_{j,t} P^k_{j,t} \hat{C}^k_{j,t}$$

De resultaten van deze procedure worden getoond in Figuur 5. De veranderende leeftijdssamenstelling is volledig onbelangrijk voor de verklaring van de uitgaven voor consultaties. Dit is te begrijpen in het licht van het omgekeerd U-vormig verloop van het aantal gevallen. Bij de bezoeken vinden we wel een duidelijk effect: de veroudering van de bevolking heeft de daling van het aantal gevallen afgeremd en daardoor tot een relatieve stijging van de uitgaven geleid. Het relatieve belang hiervan moet nochtans niet overdreven worden, zeker niet wanneer we het vergelijken met de resultaten van de prijssimulatie in de vorige afdeling.

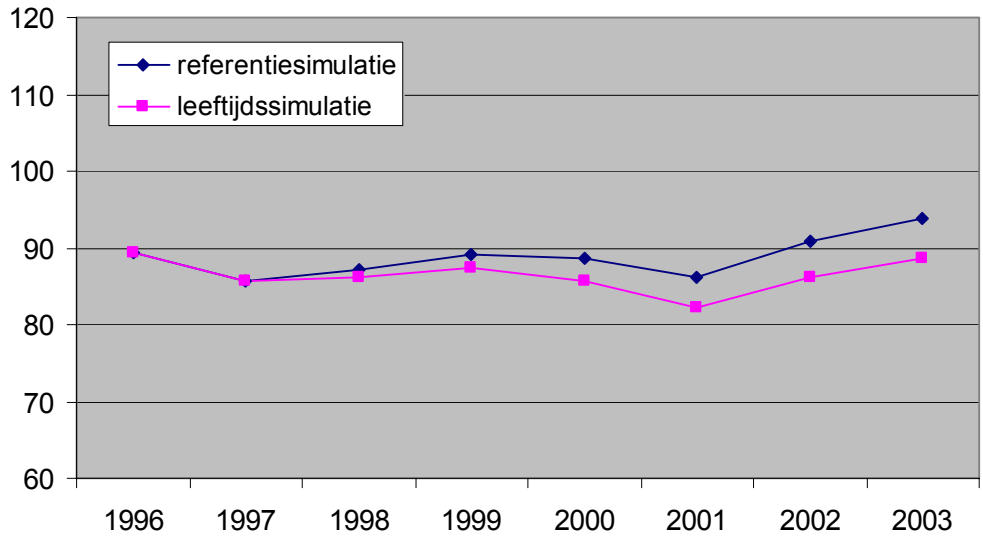
Figuur 5a. Leeftijdssimulatie Code 101
(in miljoenen EUR)



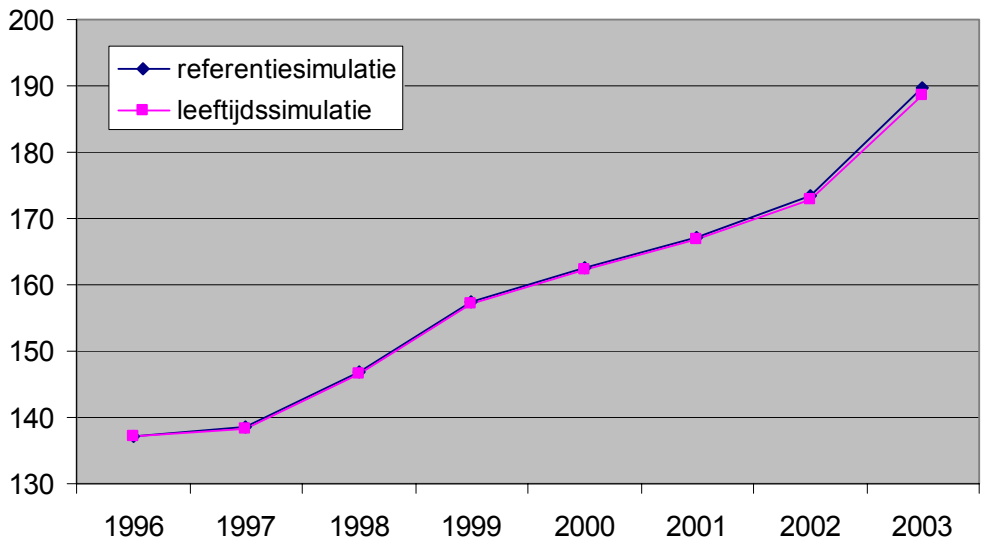
Figuur 5b. Leeftijdssimulatie Code 102
(in miljoenen EUR)



Figuur 5c. Leeftijdssimulatie Code 103
(in miljoenen EUR)



Figuur 5d. Leeftijdssimulatie Code 104
(in miljoenen EUR)



Deze resultaten moeten natuurlijk wel op de juiste wijze worden geïnterpreteerd. Zo hebben we bijvoorbeeld de mogelijke verschuiving in het leeftijdsprofiel van de uitgaven (zie afdeling 21.2) in deze simulaties geneutraliseerd. We komen daar nog op terug in de volgende afdeling. Bovendien toont Figuur 5 niet aan dat de vergrijzing een te verwaarlozen invloed heeft op de groei van de globale uitgaven. Onze resultaten suggereren wel dat de

verandering in de leeftijdssamenstelling van de bevolking op zich kleine effecten heeft gehad voor de specifieke door ons geanalyseerde boekhoudcodes en dat die effecten bovendien verschillen van prestatie tot prestatie. Zodra men de evolutie van de uitgaven wil voorspellen op een gedesaggregeerd niveau, is een gedifferentieerde analyse van de gevolgen van de vergrijzing noodzakelijk.

22.3. DE EFFECTEN VAN DE REMGELDVERLAGING

We hebben in de vorige afdeling gezien dat er redenen bestaan om te geloven dat de verlaging van de remgelden die gepaard ging met de invoering van het globaal medisch dossier tot een uitbreiding van het aantal contacten met geneesheren heeft geleid. Daarnaast is er natuurlijk ook een mechanisch effect: bij gelijkblijvende honoraria leidt een verlaging van remgelden tot een verhoging van het terugbetalingstarief. Daarom simuleren we de situatie die zich zou hebben voorgedaan indien het GMD en de verlaging van de remgelden niet zouden zijn ingevoerd door twee wijzigingen in te voeren in de referentiesimulatie:

- In een scenario waarbij de verlaging van de remgelden met 30% niet zou zijn doorgevoerd, zouden de terugbetalingstarieven lager geweest zijn dan in werkelijkheid. We noemen deze (aangepaste) lagere tarieven $P_{i,t}^{k,adj}$. Indien het terugbetalingstarief een fractie *(1-r)* is van het honorarium, en dus het remgeld een fractie *r*, kunnen we (voor een gegeven evolutie van de honoraria) de aangepaste tarieven schrijven als

(18) $$P_{i,t}^{k,adj} = \frac{1-r}{1-0.7r} P_{i,t}^{k}$$

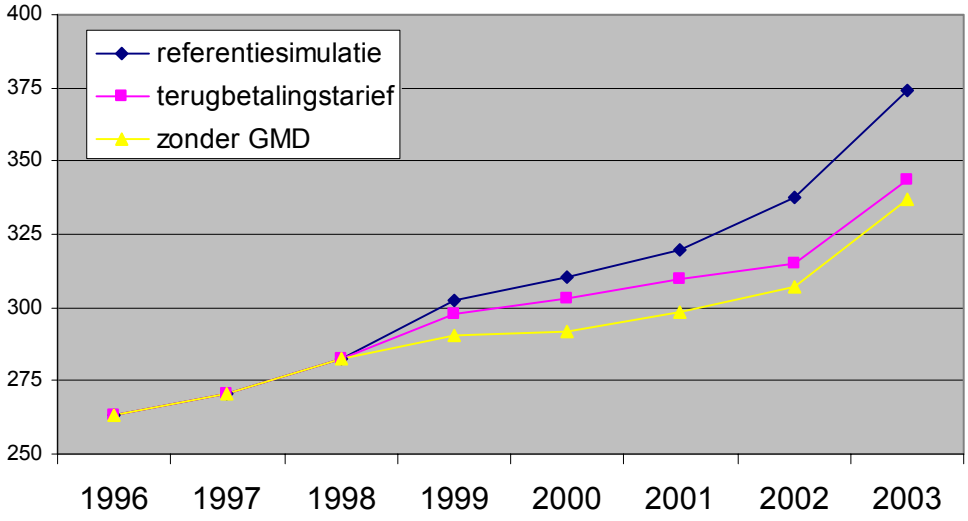
Onze boekhoudcodes zijn een aggregaat van nomenclatuurcodes. We gebruiken als benaderingen voor categorieën zonder voorkeurregeling in het geval van consultaties r = 0.25 en in het geval van bezoeken r = 0.35, voor categorieën met voorkeurregeling nemen we r = 0.10.

- Bovendien neutraliseren we de gedragseffecten als gevolg van de verlaagde remgelden in de berekening van $\hat{C}_{i,t}^{k}$. Dit betekent dat we voor code 101 vertrekken van (8) maar opleggen dat $(\forall l)\ \gamma_{l}^{101} = \gamma_{01}^{101} = \gamma_{02}^{101} = \sigma^{101} = 0$. Voor codes 102 en 103 vertrekken we van uitdrukking (10) maar leggen op dat $(\forall l)\ \gamma_{Bl}^{k} = \sigma^{k} = 0$. Noteer dat deze keuze impliceert dat we de effecten van GMD02 in (8) eveneens neutraliseren, hoewel we hebben geargumenteerd dat deze effecten misschien niet in de eerste plaats te maken hebben met de remgeldverlaging. Niet alleen zou de verschillende behandeling van GMD02 in vergelijking met de andere dummies een indruk kunnen geven van willekeur. Bovendien denken we dat onze schattingen waarschijnlijk een overschatting vormen voor de effecten van de remgelden – en het niet-neutraliseren van GMD02 zou het gesimuleerde effect nog verder verhogen.

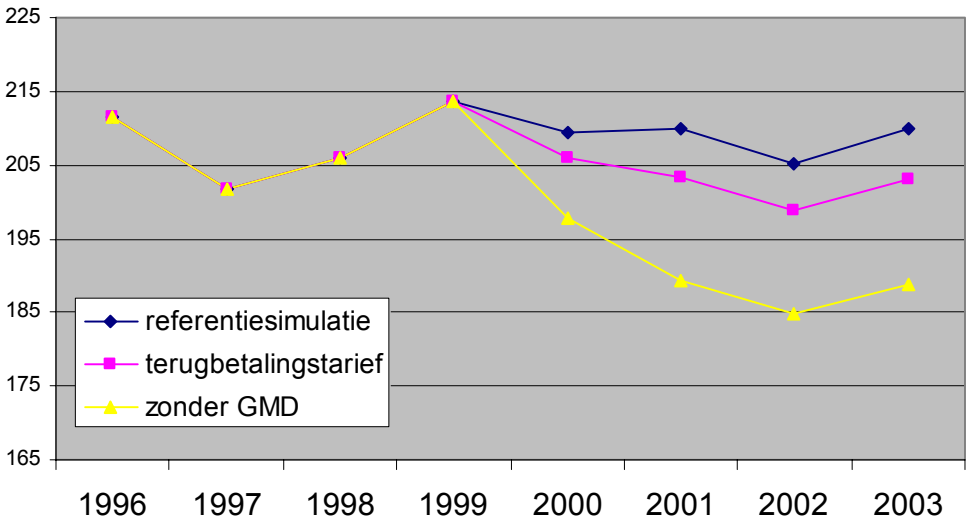
De resultaten van deze simulatie worden getoond in Figuur 6. De invoering van het globaal medisch dossier en de verlaging van de remgelden hebben tot een gevoelige stijging van de

uitgaven geleid. Figuur 6 splitst beide hoger beschreven effecten uit. Bij de consultaties blijkt het mechanische effect van de verhoging van de terugbetalingstarieven de belangrijkste factor. Bij de bezoeken zijn de gedragseffecten relatief van groter belang.

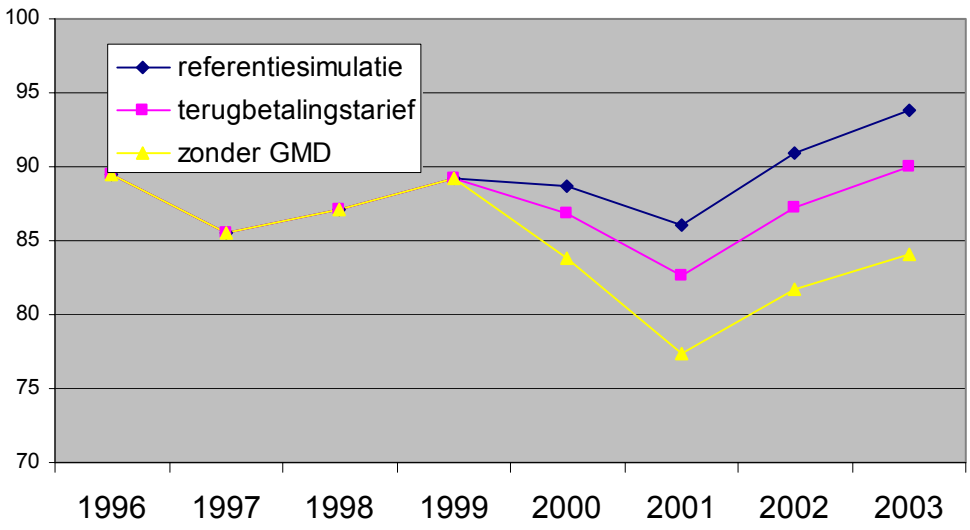
Figuur 6a. GMD - simulatie Code 101
(in miljoenen EUR)



Figuur 6b. GMD - simulatie Code 102
(in miljoenen EUR)



Figuur 6c. GMD - simulatie Code 103
(in miljoenen EUR)



Deze resultaten moeten met de nodige voorzichtigheid worden geïnterpreteerd en vormen zeer waarschijnlijk een overschatting van de werkelijke effecten:

- Bij de simulatie van de terugbetalingstarieven hebben wij verondersteld dat de verlaging van de remgelden voor alle categorieën en voor alle gevallen heeft gespeeld. In werkelijkheid werd niet voor iedereen een GMD geopend. We overschatten dus het effect van de remgeldverlaging in het verleden. Onze resultaten geven echter wel een goed idee over de "kostprijs" van de remgeldverlaging voor het hypothetische geval dat voor iedereen een GMD zou geopend worden. Dit laatste was zeer waarschijnlijk de doelstelling van de beleidsmakers – en is een voorspelbare evolutie voor de nabije toekomst.
- We hebben in afdeling 21.3 reeds gesteld dat de resultaten voor de GMD-dummies ook effecten kunnen opvangen van andere wijzigingen die zich *voor de betrokken leeftijdsgroepen* in de relevante periode hebben voorgedaan. In de mate dat er omwille van factoren die niets te maken hebben met het globaal medisch dossier of met de remgeldverlaging een toename van het verbruik in de oudere leeftijdsgroepen is geweest zullen we het gedragseffect van de remgeldverlaging (gevoelig?) overschatten. In die zin relativeren de resultaten in deze afdeling ook de negatieve boodschap over de vergrijzing zoals die in afdeling 22.2 naar voor werd gebracht. Een gedeelte van de (significante) effecten in Figuur 6 hebben waarschijnlijk te maken met het verschuivende leeftijdsprofiel van het medische verbruik.

Ondanks deze relativeringen kan toch het besluit getrokken worden dat de invoering van het GMD met de daaraan verbonden remgeldverlaging tot een substantiële stijging van de uitgaven heeft geleid.

22.4. DE UITBREIDING VAN DE VERZEKERBAARHEID

We hebben hoger beschreven dat in de periode 1996-2003 verschillende wijzigingen werden doorgevoerd in de regels voor verzekerbaarheid. Vermits wij over gedetailleerde gegevens per categorie beschikken, kunnen wij een redelijk betrouwbaar beeld krijgen van de effecten van deze wijzigingen voor de evolutie van de uitgaven. Wij zullen de drie belangrijkste stappen apart simuleren. In elk van de drie gevallen is de methode hetzelfde: terwijl in de realiteit omwille van de wijzigingen in de regels voor verzekerbaarheid verschuivingen van de ene categorie naar de andere zijn opgetreden, maken wij deze verschuivingen in de simulatie ongedaan. In elk van de drie gevallen zijn de resulterende wijzigingen in de uitgaven relatief onbelangrijk in absolute termen en amper merkbaar in globale overzichtsfiguren. Wij vatten daarom de uitgaveneffecten samen in Tabellen 8a-8c. Meer informatie over de concrete systeemwijzigingen kan gevonden worden in hoofdstuk 2.

22.4.1. De uitbreiding van het recht op verhoogde tegemoetkoming in de algemene regeling

In juli 1997 werd het recht op verhoogde tegemoetkoming toegekend aan verschillende groepen van economisch zwakkere personen –zoals de rechthebbenden op een bestaansminimum. Op 1 juni 1999 en 1 juli 2001 werd hetzelfde recht ook toegekend aan respectievelijk oudere en jongere samenwonende langdurig werklozen. De hypothetische simulatie waarvan de resultaten worden getoond in Tabel 8a geeft weer wat er zou gebeurd zijn, indien deze uitbreiding van de voorkeurregeling niet zou zijn doorgevoerd[81]. Meer concreet hebben we voor elk jaar alle effectieven die in de categorie van primaire uitkeringsgerechtigden met voorkeurregeling terechtgekomen zijn verschoven naar de categorie primaire uitkeringsgerechtigden zonder voorkeurregeling. Op het niveau van de totale uitgaven is deze wijziging bijna te verwaarlozen. Tabel 8a toont dat het effect in 2003 kan geschat worden op een bedrag van (in totaal) meer dan 5.5 miljoen EUR. In de tabel vallen overigens ook de effecten van de uitbreidingen in 1999 en 2001 dadelijk op.

[81] De simulatieresultaten voor 1997 en 2001 zijn enigszins vertekend, omdat voor sommige verzekeringsinstellingen het aantal effectieven in de verschillende sociale categorieën werd gemeten op 30 juni van elk jaar en voor andere verzekeringsinstellingen op 31 december.

Tabel 8a. Uitgavenstijging door de uitbreiding van de voorkeurregeling (in duizenden EUR)

jaar	Code 101	Code 102	Code 103	Code 104	Totaal
1997	143,59	442,73	178,27	173,12	937,70
1998	189,50	539,22	227,29	231,29	1.187,29
1999	438,13	1.340,57	493,50	522,97	2.795,17
2000	550,68	1.478,68	552,96	649,60	3.231,92
2001	596,55	1.561,87	551,39	740,49	3.450,30
2002	874,59	2.396,49	897,75	1.188,09	5.356,93
2003	785,71	2.529,54	931,52	1.274,93	5.521,70

22.4.2. De opname van het residuair stelsel binnen de algemene regeling

Vanaf 1998 werden de residuaire stelsels opgeheven. Eén van de aspecten hiervan was de integratie van de zgn. "niet-beschermde personen" in het algemeen stelsel. Wij hebben gesimuleerd hoe de uitgaven in het algemeen stelsel zouden geëvolueerd zijn, indien deze verschuiving niet had plaatsgegrepen. De resultaten worden getoond in Tabel 8b. Deze ingreep heeft meer uitgesproken gevolgen gehad voor het niveau van de uitgaven: wij simuleren het effect voor 2003 op meer dan 15 miljoen EUR. De cijfers in de tabel tonen dat deze stijging gelijkmatig verdeeld is over de vier boekhoudcodes.

Tabel 8b. Uitgavenstijging door de opname van de niet-beschermde personen in het algemeen stelsel (in duizenden EUR)

jaar	Code 101	Code 102	Code 103	Code 104	Totaal
1998	1.593,25	1.949,51	3.483,81	998,21	8.024,78
1999	2.692,50	2.919,62	1.319,04	1.651,61	8.582,76
2000	3.912,77	3.759,87	1.667,10	2.399,25	11.738,99
2001	4.512,76	4.165,20	1.729,05	2.789,08	13.196,08
2002	4.929,06	4.188,50	1.861,57	2.989,13	13.968,27
2003	5.683,98	4.526,98	1.981,70	3.428,74	15.621,41

22.4.3. De toename van het aantal zelfstandige gehandicapten

Een ander gevolg van de afschaffing van het residuair stelsel bestond erin dat gehandicapte zelfstandigen die vóór 1998 een recht hadden op terugbetaling van kleine risico's in het residuair stelsel nu werden toegewezen aan het stelsel van de zelfstandigen. Deze hervorming ging bovendien gepaard met een versoepeling van de voorwaarden waaraan moet voldaan worden om als "gehandicapte" erkend te worden. Deze versoepeling heeft tot een sterke toename geleid van het aantal gehandicapte zelfstandigen die recht hebben op terugbetaling van de kleine risico's. In Tabel 8c worden de uitgavenverschillen getoond

tussen de referentiesimulatie en een scenario waarbij het aantal gehandicapte zelfstandigen constant gehouden wordt op het niveau van 1997. Voor 2003 kan dit uitgaveneffect globaal geschat worden op 4.7 miljoen EUR. De tabel illustreert dat deze uitgavenstijging zich vooral voordoet bij de bezoeken (codes 102 en 103). Vermits het hier gaat om gehandicapten ligt deze bevinding in de lijn van de verwachtingen.

Tabel 8c. Uitgavenstijging door de toename van het aantal gehandicapte zelfstandigen (in duizenden EUR)

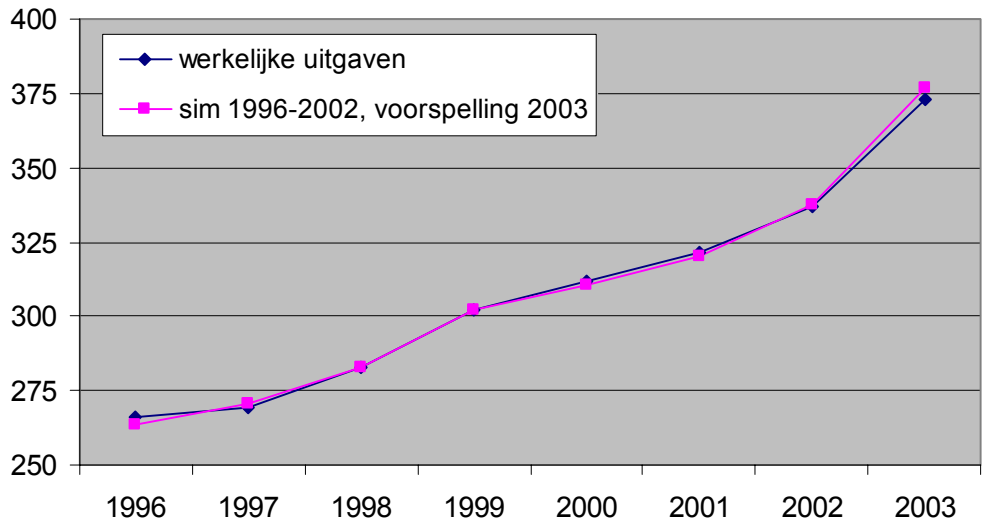
jaar	Code 101	Code 102	Code 103	Code 104	Totaal
1998	341,74	1.192,03	3.482,65	224,93	5.241,35
1999	461,79	1.595,59	1.174,56	295,44	3.527,39
2000	519,25	1.646,31	1.165,08	323,11	3.653,76
2001	573,84	1.927,77	1.263,58	364,38	4.129,57
2002	687,97	1.950,55	1.351,64	419,74	4.409,89
2003	791,03	2.035,05	1.398,38	477,55	4.702,02

23. VOORSPELLINGEN BUITEN DE STEEKPROEF: 2003

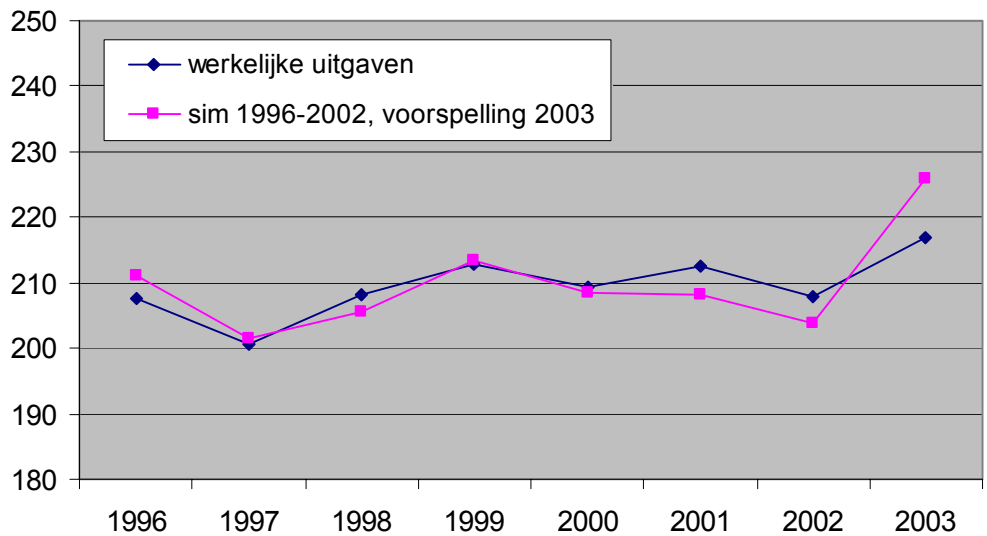
De uiteindelijke bedoeling van dit project is de korte-termijn voorspelling van de toekomstige uitgaven. Simulaties over het verleden geven wel een idee over de impact van verschillende wijzigingen, maar ze laten niet onmiddellijk toe de predictieve waarde van het model te testen. In deze afdeling stellen we een eerste benadering in die richting voor.

We nemen het standpunt in van een beleidsmaker die op het einde van 2002 en met de informatie die op dat moment voorhanden is wil voorspellen wat de uitgaven zullen zijn in 2003. Deze uitgaven zullen sterk bepaald worden door de evolutie van de prijzen en van het aantal effectieven: de eerste is grotendeels onder zijn controle, de tweede is relatief stabiel en kan op een betrouwbare wijze voorspeld worden. De onzekerheid zal vooral liggen in de groei van het aantal gevallen. We veronderstellen dat de beleidsmaker in dit verband over dezelfde gegevens beschikt als wij. Hij kan dan de door ons verkozen modellen schatten voor de periode 1996-2002 en deze schattingen gebruiken voor de voorspelling van 2003, door de waarden van de exogene variabelen voor 2003 in te vullen. De resultaten van deze oefening worden samengevat in Figuur 7.

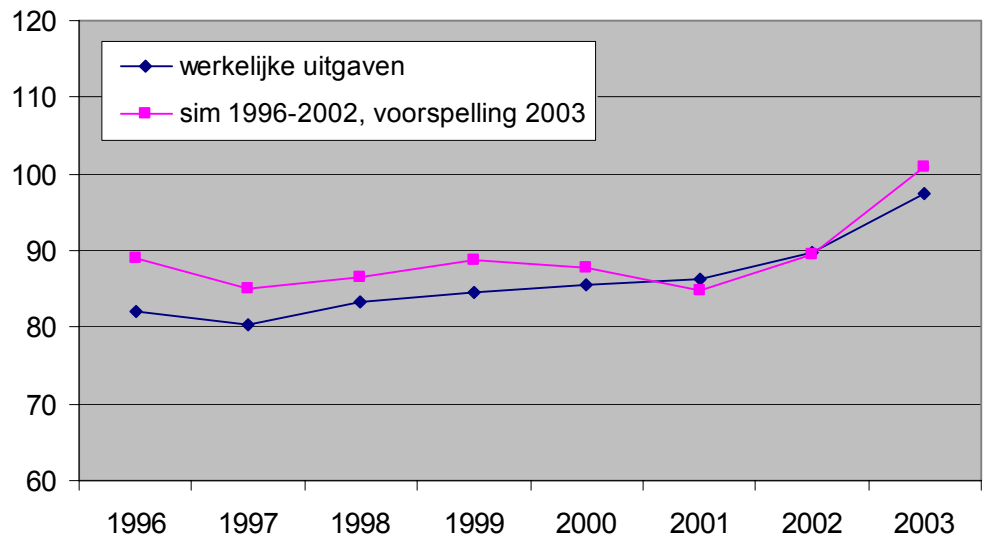
Figuur 7a. Voorspelling 2003 - Code 101
(in miljoenen EUR)



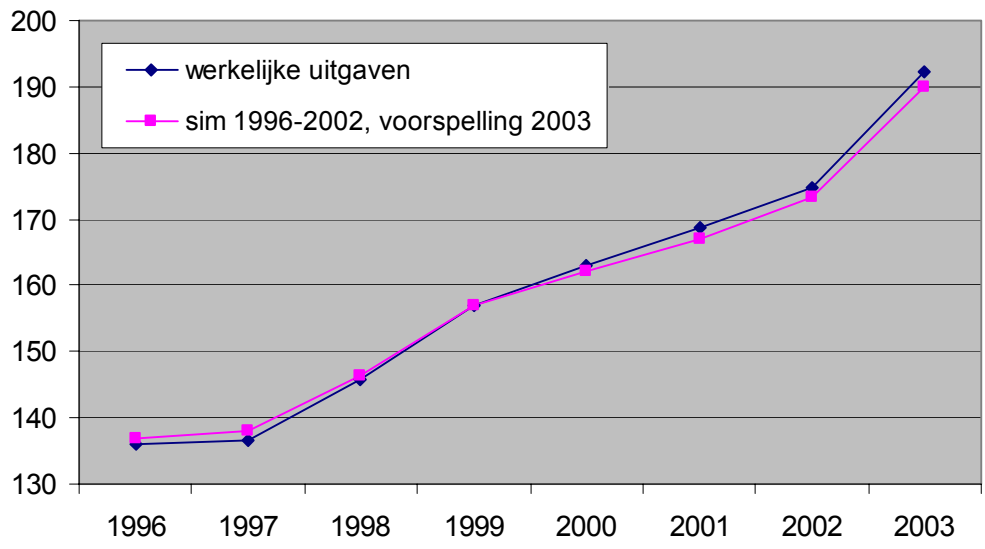
Figuur 7b. Voorspelling 2003 - Code 102
(in miljoenen EUR)



Figuur 7c. Voorspelling 2003 - Code 103
(in miljoenen EUR)



Figuur 7d. Voorspelling 2003 - Code 104
(in miljoenen EUR)



De resultaten voor de periode 1996-2002 in Figuur 7 kunnen vergeleken worden met Figuur 3. Het model werd immers geschat voor deze periode 1996-2002 en dus komt de "voorspelling" voor die jaren neer op wat we eerder een referentiesimulatie hebben

genoemd. Interessanter zijn de resultaten voor 2003: de gegevens voor dat jaar werden immers niet gebruikt in de schatting en hier gaat het dus om een echte voorspelling. In het algemeen zijn deze voorspellingen voor de verschillende codes zeer behoorlijk. In 2003 was er een duidelijke stijging van de uitgaven en deze wordt in elk van de vier gevallen voorspeld. Dit is vooral opvallend voor code 102, omdat het daar immers gaat om een trendbreuk.

Natuurlijk moet dit succes gerelativeerd worden. Voor onze voorspelling van 2003 hebben we inderdaad de prijzen en de aantallen verzekerden op hun werkelijke waarde gezet. Uit onze vroegere analyses weten we dat de stijging van de uitgaven in 2003 waarschijnlijk in sterke mate werd bepaald door de stijging van de honoraria. Hieruit kan nochtans ook een belangrijke positieve les worden afgeleid. Een eenvoudig doortrekken van de trend in de uitgaven zou voor elk van de codes tot een duidelijk te lage voorspelling voor 2003 hebben geleid. In het geval van code 102 zou zelfs het teken van de wijziging verkeerd zijn ingeschat. Bij de voorspelling van de uitgaven is de splitsing van de evolutie in een prijs-, een (gemiddelde) hoeveelheids- en een bevolkingscomponent van essentieel belang.

24. BESLUIT

In deze pilootstudie hebben we onderzocht welke nieuwe inzichten over het verloop van de uitgaven kunnen verkregen worden met behulp van gegevens uitgesplitst over leeftijd, geslacht en sociale groep. Hierbij hebben we ons geconcentreerd op vier boekhoudcodes (101, 102, 103 en 104), die verwijzen naar contacten tussen patiënten en geneesheren in de ambulante sector. Onze analyse heeft enkele interessante resultaten opgeleverd. Bovendien wordt het mogelijk sommige vragen op een meer concrete wijze te herformuleren. We geven enkele voorbeelden:

- We vinden aanwijzingen voor een verschuiving van het leeftijdsprofiel van de uitgaven doorheen de tijd. De oorzaken van deze verschuiving zijn echter niet zo gemakkelijk te traceren. Een verder onderzoek met langere tijdreeksen lijkt hier noodzakelijk. Dit is zeker belangrijk in het licht van het simulatieresultaat dat voor de door ons geanalyseerde boekhoudcodes de verandering van de leeftijdssamenstelling van de bevolking slechts in beperkte mate bijdraagt tot een verklaring van de uitgavengroei.
- Verschuivingen in de leeftijdssamenstelling van de bevolking kunnen op een verschillende wijze inwerken op verschillende uitgavencategorieën. Zo vinden we voor de consultaties een omgekeerd U-vormig leeftijdsprofiel – en daardoor ook geen enkel effect van wijzigingen in de leeftijdssamenstelling op de evolutie van de uitgaven.
- De gefaseerde invoering van het globaal medisch dossier en de daarmee samenhangende remgeldverlaging biedt de mogelijkheid om de effecten van remgeldwijzigingen op het verbruik te identificeren. Deze effecten blijken significant te zijn, maar er is wel reden om aan te nemen dat ze met onze methode worden overschat.
- Doordat we in onze gegevens verschillende sociale categorieën kunnen onderscheiden is het mogelijk de gevolgen van wijzigingen in de regels voor verzekerbaarheid op een redelijk betrouwbare wijze te simuleren.
- De uitgavenevolutie wordt in belangrijke mate gedreven door de evolutie van de honoraria. Deze evolutie werd door ons als exogeen beschouwd. In de realiteit worden de honoraria echter vastgelegd via allerlei onderhandelingsprocessen. Een volledige verklaring van de uitgavengroei vereist een meer grondige analyse van de determinanten van deze onderhandelingen. Dit lijkt ook essentieel voor een beter begrip van de evolutie op lange termijn. Bovendien zouden met langere tijdreeksen de gevolgen van prijswijzigingen voor het gedrag moeten worden geanalyseerd.

In elk geval lijkt het nuttig om gelijkaardige analyses als degene die hier werd voorgesteld ook toe te passen voor andere boekhoudcodes. Hierbij kan wellicht nuttig rekening worden gehouden met de methodologische lessen die uit deze pilootstudie kunnen worden afgeleid:

- Om tot behoorlijke voorspellingen te komen, is de uitsplitsing van de uitgaven over prijzen, gemiddelde hoeveelheden per hoofd en aantallen rechthebbenden van het allergrootste belang.
- Econometrische schattingen en simulaties over het verleden zijn complementaire technieken die beide nuttig kunnen zijn om een beter inzicht in de gegevens te verwerven.
- Het is belangrijk om na te denken over het beste aggregatieniveau voor de nomenclatuurcodes. Dat optimale aggregatieniveau zal vanzelfsprekend bepaald worden door de uiteindelijke bedoeling van de analyse. Zo konden wij een beeld opbouwen van de substituties tussen de codes 101, 102, 103 en 104, omdat we deze vier codes apart hebben gehouden. Voor een macro-analyse zou men nochtans kunnen aannemen dat die substituties relatief onbelangrijk zijn. Anderzijds toont onze ervaring met code 103 ook aan dat een aggregatie van relatief heterogene nomenclatuurcodes de analyse sterk kan verstoren.

25. REFERENTIES

Cockx, B. and Brasseur, C. (2003). The demand for physician services. Evidence from a natural experiment. *Journal of Health Economics* 22:881-913.

Cutler, D. and Sheiner, L. (1998). *Demographics and medical care spending: standard and non-standard effects.* NBER: Working Paper 6866.

Dormont, B. and Huber, H. (2004). *Ageing and health care expenditures: the influence of changes in practices.* THEMA: Mimeo.

Duan, N. (1983). Smearing estimate: a nonparametric retransformation method. *Journal of the American Statistical Association* 78(383):605-610.

Van de Voorde, C., Van Doorslaer, E., and Schokkaert, E. (2001). Effects of cost sharing on physician utilization under favourable conditions for supplier-induced demand. *Health Economics* 10:457-471.

Zweifel, P. and Manning, W. (2000). Moral hazard and consumer incentives in health care, in A. Culyer and J. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics, Vol. 1.* Amsterdam: Elsevier, 409-459.

HOOFDSTUK V: DE MODELLERING VAN DE UITGAVEN VOOR OUDERENZORG: EEN PILOOTSTUDIE

FEDERAAL PLANBUREAU : PETER WILLEMÉ, WINDY VANDEVYVERE

Federaal Kenniscentrum voor de Gezondheidszorg
Centre Fédéral d'Expertise des Soins de Santé

HOOFDSTUK V: DE MODELLERING VAN DE UITGAVEN VOOR OUDERENZORG: EEN PILOOTSTUDIE

Inleiding

In dit deel van het rapport worden de resultaten besproken van een eerste poging tot het bouwen van een verklarend model van de uitgaven in de ouderenzorg. Het betreft een pilootstudie, die een tweeledig doel heeft: (i) te onderzoeken in hoever het mogelijk is met de beschikbare gegevens een dergelijk model empirisch te onderbouwen, en (ii) vast te stellen welke gegevens ontbreken om een werkelijk operationeel model van de uitgaven aan ouderenzorg te bouwen.

De gegevens die werden gebruikt om het pilootmodel te bouwen zijn hoofdzakelijk afkomstig van twee bronnen, met name het Intermutualistisch Agentschap (IMA) en het Rijksinstituut voor Ziekte- en Invaliditeitsverzekering (RIZIV). Zij worden voorgesteld in sectie 26. De structuur van het model, de specificatie van de vergelijkingen en de bespreking van de schattingsresultaten volgen in het sectie 27. Sectie 28 bevat de resultaten van enkele simulatie-oefeningen waarmee de validiteit van het model werd getest. De conclusies van deze pilootstudie vindt men in sectie 29.

26. BESCHRIJVENDE ANALYSE VAN DE GEGEVENS

26.1. INLEIDING[82]

Het zorgaanbod voor ouderen bestaat uit thuiszorgdiensten (extramurale diensten) en residentiële opvangvoorzieningen (intramurale diensten). Een aantal diensten leunt zowel aan bij de thuiszorg als bij de residentiële zorg: men spreekt dan van transmurale zorg.

26.1.1. De thuiszorg

De thuiszorgvoorzieningen voor de doelgroep ouderen houdt de volgende dienstverlening in: gezinszorg, de lokale en de regionale dienstencentra, de dagverzorgingscentra, de centra voor kortverblijf, de diensten voor oppashulp, de georganiseerde en/of spontane mantelzorg en vrijwilligerswerk, thuisverpleging, poetshulp, ergotherapie en kinesitherapie aan huis, warme maaltijden, klusjes en de personenalarmsystemen.

De nationale overeenkomst die de honoraria en terugbetalingen en de rechten en plichten van de thuisverpleegkundige bepaalt, dateert van 1997. Hierbij wordt een onderscheid gemaakt tussen de honoraria voor een verpleegkundige verzorgingszitting en forfaitaire honoraria. Afhankelijk van de zorgafhankelijkheidsgraad van de patiënt, die door de KATZ-schaal bepaald wordt, kan het één of het ander worden aangerekend. Deze KATZ-schaal omvat de zes activiteiten van het dagelijkse leven aan de hand waarvan de fysieke afhankelijkheid van de patiënt gescoord wordt: zich wassen, kleden, verplaatsen, incontinentie, toiletbezoek en zich voeden. Per criteria kunnen de scores gaan van volledig onafhankelijk (1) tot volledig afhankelijk (4). Patiënten worden volgens de KATZ-schaal onderverdeeld in zeven klassen, gaande van volledig zelfstandig (klasse 1) tot volledig zorgafhankelijk (klasse 7).

KATZ 1: patiënt is volledig onafhankelijk

KATZ 2: patiënt is afhankelijk voor wassen

KATZ 3: patiënt is afhankelijk voor wassen en kleden

KATZ 4: patiënt is afhankelijk voor wassen, kleden en zich verplaatsen

KATZ 5: patiënt is afhankelijk voor wassen, kleden, zich verplaatsen en toiletbezoek

KATZ 6: patiënt is afhankelijk voor wassen, kleden, zich verplaatsen, toiletbezoek en incontinentie

KATZ 7: patiënt is afhankelijk voor wassen, kleden, zich verplaatsen, toiletbezoek, incontinentie en eten.

In de nomenclatuur worden vier vergoedingstypes onderscheiden:

Categorie T: vergoeding per "verzorgingszitting":

De vergoeding per verpleegkundige verzorgingszitting wordt toegekend bij patiënten wier afhankelijkheidstoestand beantwoordt aan een score 1 of 2 op de KATZ-schaal. Het honorarium is dubbel samengesteld. Enerzijds is er een honorarium voor wat men "de

[82] Bronnen: RIZIV; Handboek Gezondheidseconomie, Kluwer, 2002.

basisverstrekking" noemt, en anderzijds een honorarium voor de "technische verpleegkundige prestatie".

De forfaitaire honoraria worden één keer per verzorgingsdag toegekend voor het geheel van de verpleegkundige verzorging bij patiënten wier fysieke afhankelijkheidstoestand beantwoordt aan de volgende criteria:

Forfait A voor zorgafhankelijke patiënten:

afhankelijk om zich te wassen en te kleden (score 3 of 4)

en afhankelijk om zich te verplaatsen en/of naar het toilet te gaan (score 3 of 4)

Forfait B voor erg zorgafhankelijke patiënten:

afhankelijk om zich te wassen en te kleden (score 3 of 4)

en afhankelijk om zich te verplaatsen en/of naar het toilet te gaan (score 3 of 4)

en afhankelijk wegens incontinentie en/of om te eten (score 3 of 4)

Forfait C voor zeer erg zorgafhankelijke patiënten:

afhankelijk om zich te wassen en te kleden (score 4)

en afhankelijk om zich te verplaatsen en/of naar het toilet te gaan (score 4)

en afhankelijk wegens incontinentie en/of om te eten (waarvoor één van de twee criteria een score 4 heeft en het andere criterium een score van minimum 3).

26.1.2. De transmurale zorg

De transmurale zorg speelt zich af in dagverzorgingscentra, centra voor kortverblijf en ook in serviceflats. Dag(- of nacht)opvang en kortverblijf zijn modaliteiten die toelaten de oudere tijdelijk vanuit het thuismilieu op te vangen. Beide worden meestal aangeboden door rustoorden voor bejaarden of rust- en verzorgingstehuizen.

In een door de overheid gesubsidieerd *Centrum voor Dagverzorging* (CDV) kunnen ouderen die geen intensieve medische controle behoeven, maar wel nood hebben aan reactivering, verzorging of toezicht en hulp in de activiteiten van het dagelijkse leven, overdag terecht. Gezien de oudere in een thuissituatie verblijft, wordt hij 's avonds door zijn huisgenoot of contactpersoon afgehaald; in sommige gevallen kan de opvang enkel tijdens de nacht plaatsvinden. Per opgevangen oudere die aan de afhankelijkheidscriteria voldoet, voorziet het RIZIV in een forfaitaire tussenkomst.

Kortverblijf bestaat uit een korte periode (enkele dagen tot weken) waarin de oudere permanent in een rustoord verblijft. Dit laat de huisgenoten en mantelzorg toe een langdurige onderbreking van hun taken in te lossen (bijv. tijdens de vakantie).

Beide vormen van opvang dienen dus beschouwd te worden als een ondersteuning van de thuiszorg. Door deze formules kunnen mensen die instaan voor de opvang en de verzorging van de oudere thuis, af en toe op adem komen. Ze laten dikwijls toe een definitieve plaatsing te vermijden of uit te stellen. De oudere kan geleidelijk vertrouwd raken met het verblijf in een instelling.

De serviceflat is een beschermende woonvorm, aangepast aan de noden van ouderen, waar het accent ligt op het zelfstandig wonen, maar waar de bewoner hulp op maat kan

ontvangen. De oudere is voldoende onafhankelijk voor het uitvoeren van de dagelijkse activiteiten, zoniet draagt de partner of mantelzorger de verantwoordelijkheid voor de verzorging.

26.1.3. De residentiële zorg

De residentiële zorg gebeurt in rustoorden voor bejaarden (ROB) en rust- en verzorgingstehuizen (RVT). De ROB pogen (gehandicapte) ouderen een thuisvervangend milieu te bezorgen indien de mogelijkheden inzake thuiszorg onvoldoende zijn om thuis te kunnen blijven.

Een rusthuis kan ook bijkomend erkend zijn als RVT, waarbij het accent op de zware verzorging ligt: er kunnen bejaarden terecht die wegens een langdurige aandoening sterk afhankelijk zijn van de hulp van derden om dagelijkse levenshandelingen te kunnen verrichten. Deze zorgbehoevendheid kan zich zowel situeren op fysisch als op psychisch vlak.

Het merendeel van de RVT's is gesitueerd in erkende rustoorden. Een slinkend aantal RVT's, ontstaan uit de sluiting van ziekenhuisbedden, heeft deze onderliggende erkenning als rusthuis niet, maar alle RVT's moeten aan dezelfde erkenningsvoorwaarden voldoen.

Vaak spreekt men binnen de residentiële ouderenzorg van "bedden", wat verwijst naar de financiering van zorg door het RIZIV. Veel instellingen beschikken zowel over "klassieke" rustoordbedden (ROB) als rust- en verzorgingsbedden (RVT-bedden). Gewone rustoordbedden hebben aan minder eisen aan zorgverstrekking (materiële normering, personeelsomkadering, …) te voldoen dan RVT-bedden. Probleem is dat er onvoldoende bedden erkend zijn als RVT-bedden: de behoefte aan RVT-erkende bedden is groot.

De kosten voor het verblijf in de instelling worden opgesplitst in een deel dat enkel betrekking heeft op de woonfunctie (de "huurprijs", die door de resident zelf betaald wordt), en een deel dat de verzorging dekt. De verzorging wordt forfaitair vergoed en komt ten laste van de mutualiteit. De tussenkomst van de ziekteverzekering in de residentiële ouderenzorg is verschillend voor ROB en RVT: de grootte van de tegemoetkoming is een vastgesteld bedrag (forfait) per dag en per inwoner, afhankelijk van de zorgbehoefte van de bewoner. Die wordt bepaald aan de hand van de KATZ-schaal (cfr. supra). Op basis van de score op deze schaal worden vier afhankelijkheids- of zorgcategorieën onderscheiden:

Categorie O:

fysisch volledig onafhankelijk en niet dement.

Categorie A:

fysisch afhankelijk bij het wassen en kleden

of psychisch afhankelijk, gedesoriënteerd in tijd en ruimte maar fysisch volledig onafhankelijk.

Categorie B[83]*:*

fysisch afhankelijk bij het wassen, kleden en zich verplaatsen en/of naar het toilet gaan

of psychisch afhankelijk, gedesoriënteerd in tijd en ruimte en afhankelijk bij het wassen en kleden.

Categorie C[84]*:*

- fysisch afhankelijk zijn zij die hulp nodig hebben:
  - en bij het zich wassen, kleden
  - en bij het zich verplaatsen en naar het toilet gaan
  - en om te eten of wegens incontinentie.
- Psychisch afhankelijk zijn zij die hulp nodig hebben:
  - en wegens desoriëntatie in tijd en ruimte
  - en bij het zich wassen, kleden
  - en wegens incontinentie.

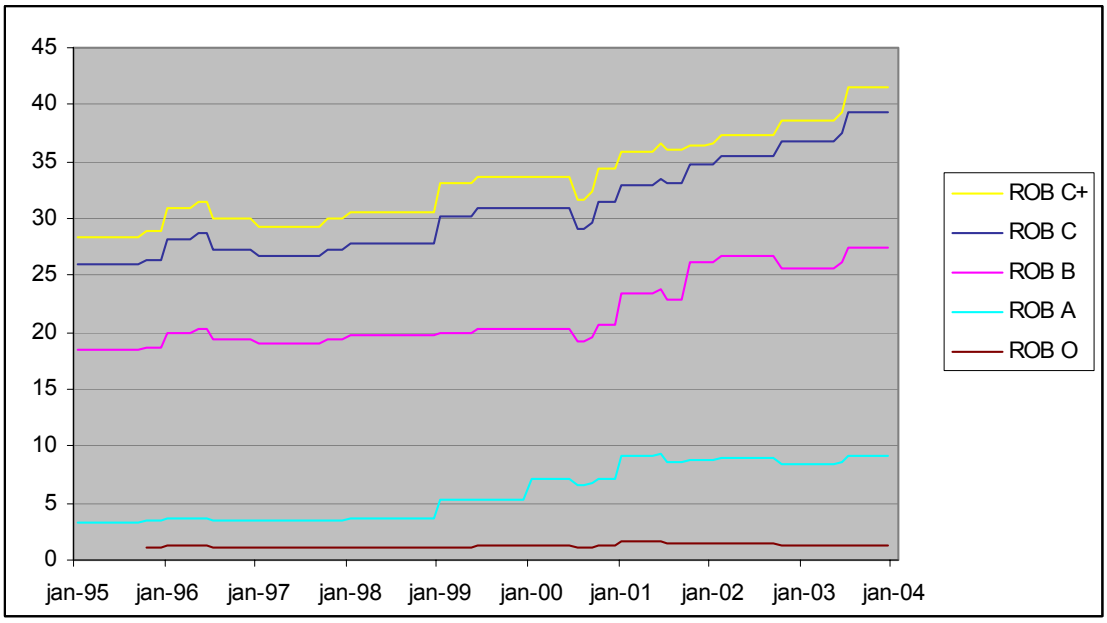
De patiënt wordt aan een bepaalde zorgcategorie toegewezen. Bejaarden met een zorgbehoevendheid van categorie O tot en met categorie C kunnen terecht in een ROB. Zwaar zorgbehoevende patiënten (B, C en D) in een rustoord kunnen erkend worden als RVT-patiënt als het rustoord hiervoor een bijkomende erkenning heeft.

Op grond van deze categorieën zal de personeelsbezetting en de forfaitaire tegemoetkoming vanwege de mutualiteit bepaald worden. Uit figuren 1 en 2 blijkt dat men voor eenzelfde zorgcategorie (en dus ook dezelfde resident en verzorging) in RVT een merkelijk hogere forfaitaire vergoeding van het RIZIV krijgt dan in ROB. Dit is historisch gegroeid, gezien de programmatie van RVT-bedden niet gerealiseerd is kunnen worden. Voor ROB-bedden werd een lagere vergoeding vastgelegd, daar de criteria voor personeelsbezetting in een ROB lager zijn. De verzorging is in de praktijk echter dezelfde, zodat de meeste ROB's financiële moeilijkheden meldden. De overheid speelde hierop in door versneld RVT-bedden te erkennen. Die bedden bevinden zich vaak in rustoorden, zodat het onderscheid tussen de twee types instellingen geleidelijk aan begint te vervagen.

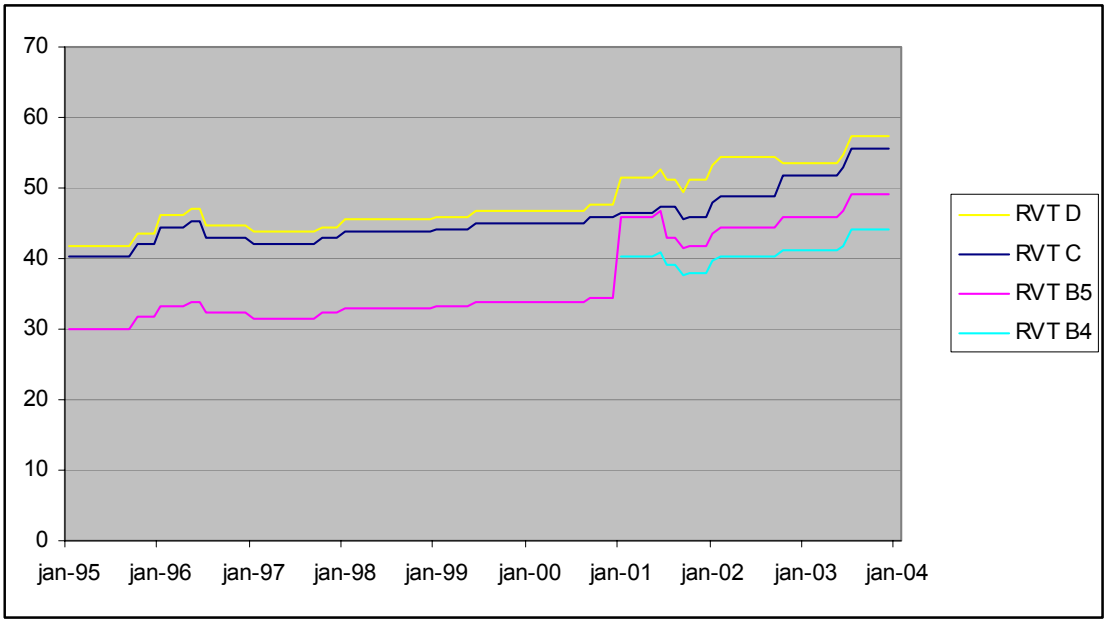
[83] B4, B5: naargelang het RVT beschikt over 4 of 5 FTE verpleegkundigen per 30 bedden.

[84] Indien het rustoord aan bepaalde bijkomende voorwaarden voldoet (het ROB heeft >= 25 B- en C-residenten die minstens 40% van het aantal ROB-bedden uitmaken) wordt het C-forfait verhoogd tot C+. Men moet bijkomend afhankelijk zijn voor één van de volgende behoeften: naar het toilet gaan, eten, zich verplaatsen. De categoriebepaling gebeurt door de adviserende geneesheer. Daarnaast bestaat er in RVT een categorie Cd voor demente patiënten. In wat volgt noteren we deze zorgcategorie met de letter D.

Figuur 1: Evolutie van de dagforfaits per inwoner in ROB naar zorgcategorie (in EUR)



Figuur 2: Evolutie van de dagforfaits per inwoner in RVT naar zorgcategorie (in EUR)



Het weze opgemerkt dat de beschikbare gegevens niet toelaten een onderscheid te maken tussen ROB-patiënten C of C+ , en tussen RVT-patiënten in zorgcategorieën B4 of B5.

26.2. GEGEVENSBRONNEN

26.2.1. De residentiële zorg

In het kader van het onderhavige onderzoeksproject stelde het Inter-Mutualistisch Agentschap (IMA) gegevens ter beschikking op basis van de zogenaamde "Documenten C", waarin per boekhoudcode [85] de uitgaven, gevallen en/of dagen vermeld staan. De overgemaakte datarecords vermelden aldus de uitgaven per jaar van prestatie [86] naar boekhoudcode (tot op 3 digit-niveau). De beschikbare gegevens overspannen de periode van 1996 tot en met 2003.

Boekhoudkundig wordt de residentiële ouderenzorg onder de volgende codes in de Documenten C geregistreerd:

ROB

753 : Erkende inrichting – Afhankelijkheidscategorieën O, A, B, C, C+

Geregistreerde niet-erkende inrichtingen

757 : Erkende inrichting – palliatieve zorgen (vanaf 2001)

RVT

750 : Bijzonder erkende bedden – Afhankelijkheidscategorieën B4, B5, C, D

756 : Bijzonder erkende bedden – Forfait voor coördinerende en raadgevende geneesheren – palliatieve zorgen (vanaf 2001)

CDV

755 : Centra voor Dagverzorging (vanaf 2001).

In wat volgt worden de codes 755, 756 en 757 buiten beschouwing gelaten, aangezien ze betrekking hebben op recente initiatieven en er slechts gegevens beschikbaar zijn vanaf 2001. De analyse beperkt zich derhalve tot de rubrieken 750 en 753, die overigens veruit het grootste deel van de klasse 75 uitmaken.

De vierde digit, die het onderscheid maakt tussen hospitaal- en ambulante zorg en die aangeeft of de prestatie werd gefactureerd in het vorig dienstjaar of in het dienstjaar zelf, is niet relevant in de context van de ouderenzorg, en werd dus niet gebruikt. De gegevens worden verder gesplitst naar de Code van de Gerechtigde, die het sociaal statuut van de patiënt weergeeft (voorkeurregeling – Algemene Regeling of zelfstandige) en naar leeftijd en geslacht.

---

[85] De boekhoudcode C is een aggregatie van (pseudo-) nomenclatuurcodes die naar een specifieke verstrekking verwijzen. Wanneer er voor een bepaalde boekhoudcode in de documenten C uitgaven, gevallen en dagen vermeld staan, dan moeten er met andere woorden voor de overeenstemmende nomenclatuurcodes in de documenten N die deel uitmaken van de betreffende boekhoudcode eveneens uitgaven, gevallen en dagen gegeven zijn.

[86] Vanaf het boekjaar 1987 zijn de gegevens tevens uitgesplitst naargelang de verstrekking in het lopend boekjaar werd verricht, dan wel in een vorig boekjaar. Merk op dat de RIZIV-gegevens daarentegen de uitgaven *per jaar van uitbetaling* weergeven en dit op basis van de aan het RIZIV overgemaakt documenten N.

Het weze opgemerkt dat een zelfstandige in ROB (categorieën O en A) géén *rechthebbende* is (dat wil zeggen niet valt onder de regeling van de verplichte verzekering voor geneeskundige verzorging), tenzij hij een aanvullende verzekering heeft voor "kleine risico's". Bij een mindervalide zelfstandige daarentegen worden de kleine risico's ten laste genomen van de verplichte verzekering. Ook een zelfstandige die ten laste is van iemand uit de Algemene Regeling valt hieronder. Indien een zelfstandige verzekerd is tegen kleine risico's, kan de instelling aanspraak maken op een RIZIV-forfait. Zoniet wordt de vergoeding soms verhaald op de patiënt.

In een aantal inrichtingen (vooral in Wallonië) worden buitenlandse patiënten opgenomen. Alleen de buitenlandse patiënten die een Belgische uitkering genieten (in België werkzaam zijn geweest en ingeschreven bij een ziekenfonds) en hun woonplaats naar België hebben overgebracht, worden als rechthebbenden beschouwd.

De gegevens betreffende het aantal patiënten in de residentiële zorg zijn afkomstig van het RIZIV. De patiënten, die worden geteld op 31 maart van elk jaar, worden gesplitst volgens het type bed (ROB of RVT), naar leeftijdscategorie en geslacht, en naar zorgcategorie (O, A, B of C in ROB-bedden en B, C en D in RVT-bedden). De telling van het aantal patiënten ontbreekt echter voor het jaar 2002. De ontbrekende observaties werden ingevuld door interpolatie van de gegevens over 2001 en 2003.

Het RIZIV beschikt eveneens over de inventaris van het aantal erkende bedden per type, telkens gemeten op 1 januari van het betreffende jaar.

26.2.2. De thuiszorg

De thuiszorgvoorzieningen hebben geen apart boekhoudnummer. De uitgaven ervoor zijn gefactureerd onder de boekhoudcode C1 in de rubriek B: "Raadplegingen, bezoeken en adviezen door verpleegkundigen, verzorgsters en ziekenoppasters", en kunnen niet onderscheiden worden van de andere verpleegkundige verstrekkingen die onder dezelfde boekhoudcode vallen. Vandaar dat in sectie 3, naast de residentiële zorg, de thuiszorg niet behandeld wordt. We nemen het aantal thuis verzorgde patiënten daarentegen wel in beschouwing onder punt 4.

De patiëntengegevens zijn ook hier ter beschikking gesteld door het RIZIV, en zijn vergelijkbaar met die van de residentiële zorg. Het betreft tellingen op 31 maart over de periode 1996-2003, gesplitst naar leeftijd, geslacht en zorgcategorie (T, A, B en C). Door het feit dat het zorgforfait C pas is ingevoerd in juli 1997, en de gegevens voor het jaar 1998 ontbraken, waren volledige gegevensreeksen slechts beschikbaar vanaf 1999. De ontbrekende gegevens voor het jaar 2002 werden ook in dit geval berekend door interpolatie.

26.3. DE EVOLUTIE VAN DE UITGAVEN EN HET AANTAL DAGFORFAITS

26.3.1. Algemeen

Tussen 1996 en 2003 zijn de RIZIV-uitgaven voor geneeskundige verzorging tegen marktprijzen[87] met 40% toegenomen (tabel 1a). In 1996 bedroegen de uitgaven 10957

87 Deze uitgavencijfers hebben betrekking op de RIZIV-vergoeding voor geneeskundige verzorging. Het door de rechthebbenden te betalen remgeld en eventuele supplementen zijn dus niet meegerekend, evenals andere uitgaven van Gemeenschappen en Gewesten.

miljoen EUR om in 2003 te stijgen tot 15384 miljoen EUR. Het aandeel van de uitgaven voor geneeskundige verzorging in het BBP is toegenomen van 5,3% in 1996 tot 5,7% in 2003.

Tabel 1a: Evolutie van de uitgaven voor residentiële ouderenzorg in vergelijking met de RIZIV-uitgaven voor geneeskundige verzorging in België en het BBP in lopende prijzen (in duizenden EUR), en opgesplitst in een prijs- en volumecomponent (in duizenden).

	Uitgaven (1)	Volume (1)	Prijs	Gezondheidszorg (2)	BBP (3)
1996	663 078	35 391	18,7	10 957 281	206 937 600
1997	630 553	34 950	18	10 656 196	217 145 700
1998	722 016	37 055	19,5	11 443 053	225 230 900
1999	814 302	37 687	21,6	12 029 023	235 683 100
2000	877 112	36 947	23,7	12 818 847	247 924 200
2001	1 040 055	38 073 °	27,3	13 774 378	254 153 000
2002	1 125 010	39 199	28,7	14 162 558	261 123 600
2003	1 216 420	39 677	30,7	15 383 682	269 546 000

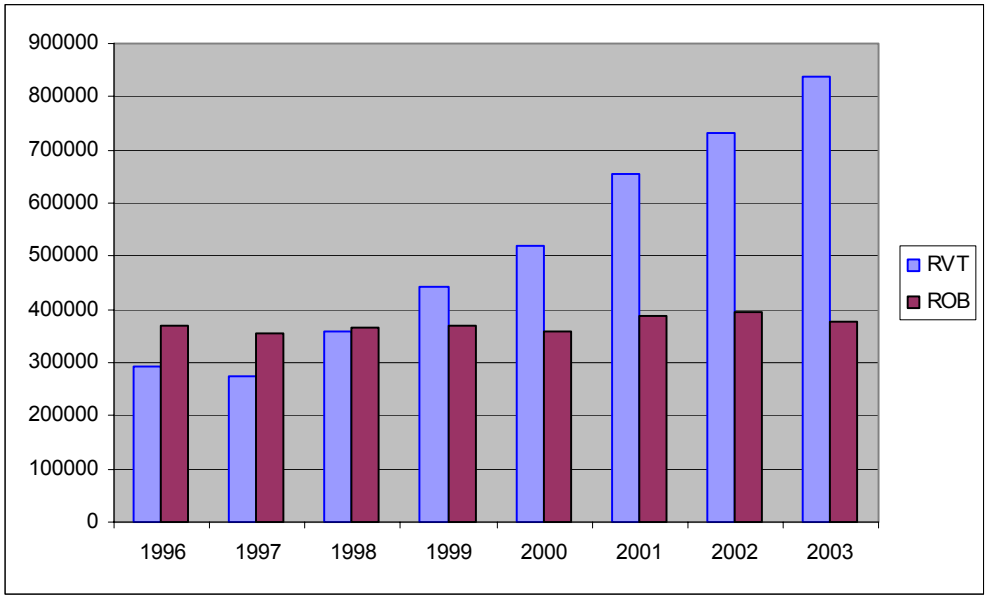
Bron: (1) IMA, (2) RIZIV, (3) FPB

° Noot: gecorrigeerde waarde

Tabel 1a geeft ook de totale uitgaven voor residentiële ouderenzorg weer. Deze zijn in de periode 1996-2003 verdubbeld van 663 tot 1216 miljoen EUR. De uitgaven bedroegen in 1996 nog 6% van het totale budget van de ziekteverzekering, in 2003 liep dit percentage op tot 7,9%. Om een beter inzicht te krijgen in de oorzaken van deze groei, is het wenselijk de uitgaven te splitsen in een volume- en prijscomponent (cfr. supra: hoofdstuk III), weergegeven in kolommen 2 en 3 van tabel 1a. De volumecomponent geeft het totaal aantal dagen weer die ouderen in een ROB- of RVT-instelling doorbrachten. Door de uitgaven te delen door dit aantal dagen bekomt men een gemiddelde prijs, waarvan de evolutie duidelijk in veel grotere mate doorgewogen heeft op de stijging van de uitgaven dan de evolutie van het volume.

De totale uitgaven voor residentiële ouderenzorg kunnen vervolgens ook opgesplitst worden naar ROB- en RVT-uitgaven, zoals weergegeven op figuur 3:

Figuur 3: Evolutie van de uitgaven voor residentiële ouderenzorg (in duizenden EUR).



Uit deze figuur blijkt dat de ROB-uitgaven relatief constant zijn gebleven tijdens de voorbije jaren. De RVT-uitgaven echter zijn op acht jaar tijd bijna verdrievoudigd. De bijhorende volume- en prijsindicatoren, in tabel 1b hieronder opgenomen, scheppen enige helderheid omtrent de oorzaken hiervan. De prijzen kunnen beschouwd worden als een gewogen gemiddelde van de geobserveerde dagforfaits per inwoner over de verschillende zorgcategorieën zowel in ROB als in RVT (cfr. supra: figuur 1 en 2).

Tabel 1b: Evolutie van ROB- en RVT-uitgaven (in duizenden EUR) opgesplitst in een prijs- en volumecomponent (in duizenden).

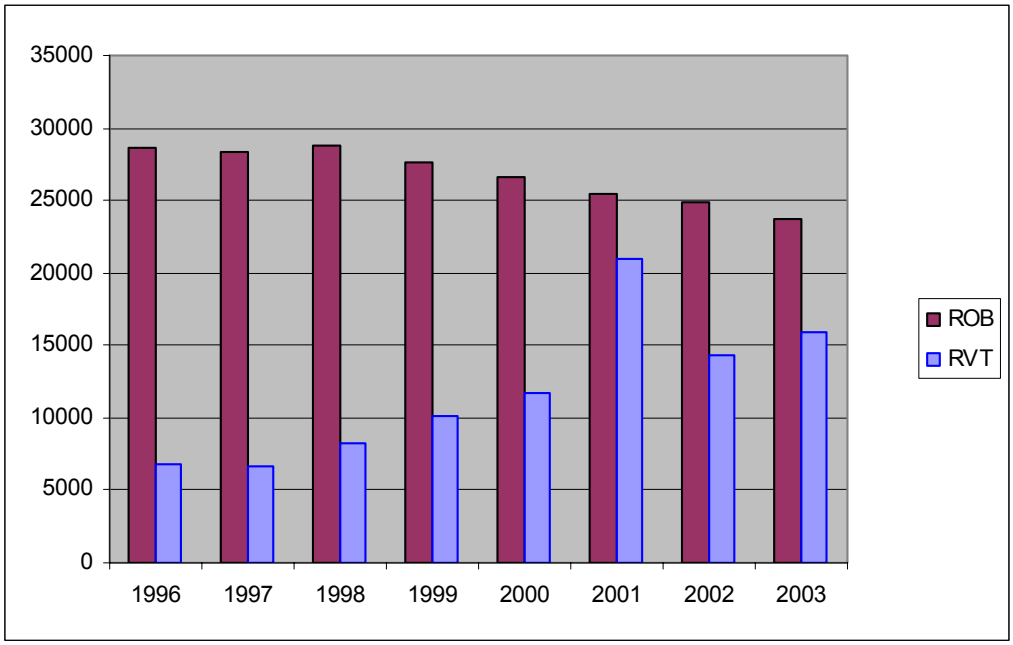
	ROB			RVT		
	Uitgaven	Volume	Prijs	Uitgaven	Volume	Prijs
1996	370 766	28 645	12,9	292 311	6 747	43,3
1997	354 397	28 341	12,5	276 156	6 608	41,8
1998	364 949	28 794	12,7	357 068	8 261	43,2
1999	371 172	27 620	13,4	443 130	8 760	44,0
2000	356 722	25 237	13,3	520 389	10 532	44,4
2001	386 367	25 400	15,2	653 687	12 442 °	52,5
2002	393 895	24 839	15,9	731 115	14 352	50,9
2003	378 268	23 787	15,9	838 153	15 890	52,7

Bron: IMA

° Noot: gecorrigeerde waarde

Hoewel de opgetreden prijsevolutie bij de ROB verhoudingsgewijs bij die van de RVT aansluit, werd ze geneutraliseerd door een negatief volume-effect, waardoor de ROB-uitgaven een relatief stabiel verloop kenden. De uitgavenevolutie in de RVT daarentegen wordt grotendeels verklaard door een verbeterde omkadering in de rust-en verzorgingstehuizen (prijseffect), maar ook, en vooral, door het stijgend aantal ouderen dat in dergelijke instellingen verblijft, en bijgevolg een stijgend aantal verblijfsdagen. Dit volume-effect werd ondermeer veroorzaakt door de reconversie van 25000 ROB-bedden in RVT-bedden over vijf jaar vanaf 1997. Het betreft een protocol inzake bejaardenbeleid dat afgesloten werd op 9 juni 1997 tussen de federale regering en de gemeenschappen en gewesten. Een RVT-equivalent kan aangewend worden voor de uitbreiding van een nieuw RVT-bed of voor de reconversie van bestaande ROB- naar nieuwe RVT-bedden. Als gevolg van deze maatregel treedt een volume-effect op in zowel ROB als RVT. In figuur 4 is duidelijk te zien dat het aantal verblijfsdagen in ROB tussen 1996 en 2003 in minder dan proportionele mate gedaald is dan het aantal dagen in RVT gestegen is. Dit heeft te maken met het effect van de vergrijzing van de bevolking (cfr. infra).

Figuur 4: Evolutie van het aantal dagforfaits in de residentiële ouderenzorg (in duizenden).



In het jaar 2001 is er een plotse overmatige toename van het aantal verblijfsdagen in de RVT. De pseudo-code 764153 (het forfait voor coördinerende en raadgevende geneesheren – palliatieve zorgen) is hiervoor verantwoordelijk: in 2001 werd deze code immers onder de boekhoudcode 750 geboekt (gefactureerde forfaits van 01/01/2001/ tot 31/12/2001). Vanaf januari 2002 werd hij onder de nieuwe boekhoudcode 756 geboekt (gefactureerde forfaits van 01/01/2002 tot 31/12/2002). Dit betekent dat een deel van de gepresteerde forfaits en uitgaven van 2001 onder de code 756 voorkomen (want gefactureerd in 2002), maar de meerderheid ervan staat genoteerd onder de code 750 in het jaar 2001.

Uit het aantal gefactureerde dagen (volume) blijkt dit meer dan uit de gefactureerde uitgaven. Tenslotte weegt de financiering van de coördinerende geneesheer slechts voor

0.45 EUR per dag door. Wel is op te merken dat de gestarte financiering op 1 januari 2001 met terugwerkende kracht in voege trad. De financiering hield m.a.w. ook een inhaalbedrag in om de gemaakte kosten in het kader van de maatregel gedurende het vierde trimester van 2000 te dekken (de verplichting van een coördinerend geneesheer voor RVT is immers reeds van kracht geworden op 01/10/2000 (KB van 24/06/1999[88] en MB 29/02/2000).

Aangezien er dus geen gegevens voorhanden zijn met betrekking tot de "zuivere" boekhoudcode 750 voor het jaar 2001 (exclusief de vergoeding voor coördinerende en raadgevende geneesheren – palliatieve zorgen), werden de betreffende forfaits geschat door interpolatie van de gegevens met betrekking tot 2000 en 2002. De overeenkomstige gemiddelde prijs in tabel 1b wordt hierdoor echter overschat.

Wanneer men tenslotte de figuren 3 en 4 naast elkaar bekijkt, is het opvallend dat hoewel het aantal verblijfsdagen in de RVT ruimschoots onder die van de ROB blijven, de RVT-uitgaven daarentegen vanaf het jaar 1999 de ROB-uitgaven overtreffen. Dit is het gevolg van de hogere gemiddelde vergoeding per dag in RVT-bedden. De toenemende druk op de uitgaven in de ouderenzorg heeft hoofdzakelijk te maken met de sterk toenemende vergrijzing van de bevolking met vooral een grote toename van hoogbejaarden (85-plussers).

26.3.2. Het leeftijdsprofiel van de uitgaven

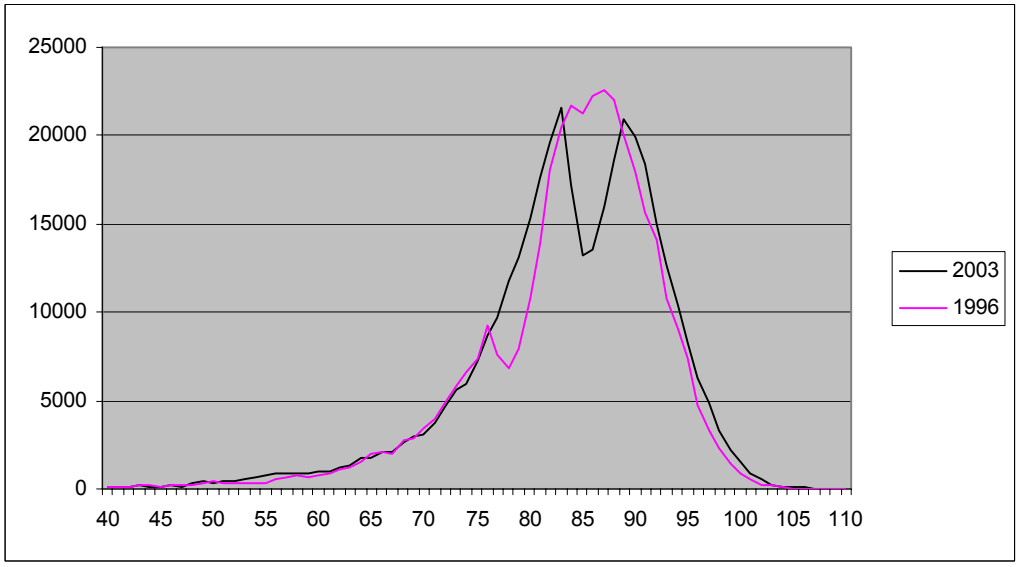
De uitgaven in ROB

Het leeftijdsprofiel van de uitgaven in ROB-instellingen (figuur 5) is in de periode 1996-2003 weinig geëvolueerd. De knik in het uitgavenverloop van 1996, die meer uitgesproken is voor het jaar 2003, is waarschijnlijk te wijten aan de daling van het geboortecijfer rond W.O. I. Het betreft de uitgaven voor de 83- tot 88-jarigen, die geboren zijn tussen 1915 en 1920.

---

88 KB 24/06/1999 - Koninklijk besluit tot wijziging van het koninklijk besluit van 2 december 1982 houdende vaststelling van de normen voor de bijzondere erkenning van rust- en verzorgingstehuizen:
h) In elk rust- en verzorgingstehuis wijst de beheerder een coördinerend en raadgevend arts aan. Deze is een huisarts, bij voorkeur met een bijkomende vorming in de gerontologie. Zijn taak omvat :
(1) In relatie met het medisch korps :
(a) het organiseren, op geregelde tijdstippen, van zowel individuele als collectieve overlegvergaderingen met de behandelende artsen;
(b) de coördinatie en organisatie van de continuïteit van de medische zorg;
(c) de coördinatie van de samenstelling en het bijhouden van de medische dossiers van de behandelende artsen;
(d) de coördinatie van medische activiteiten bij ziektetoestanden die gevaar opleveren voor de bewoners of het personeel;
(e) in overleg met de behandelende artsen, de coördinatie van het zorgbeleid. Wat de geneesmiddelen betreft omvat dit ten minste het opstellen en gebruik van een geneesmiddelenformularium.
(2) Inzake vorming en bijscholing :
(a) De organisatie van bijscholingsactiviteiten waarop alle behandelende artsen worden uitgenodigd;
(b) Het meewerken aan de organisatie van de bijscholingsactiviteiten van verpleegkundig, verzorgend en paramedisch personeel, alsook aan de uitbouw van de algemene hygiëne in de instelling;
(c) Het aandacht besteden aan de palliatieve zorg in het rust- en verzorgingstehuis, in het bijzonder aan de opleiding terzake van het verzorgend, paramedisch en verpleegkundig personeel.

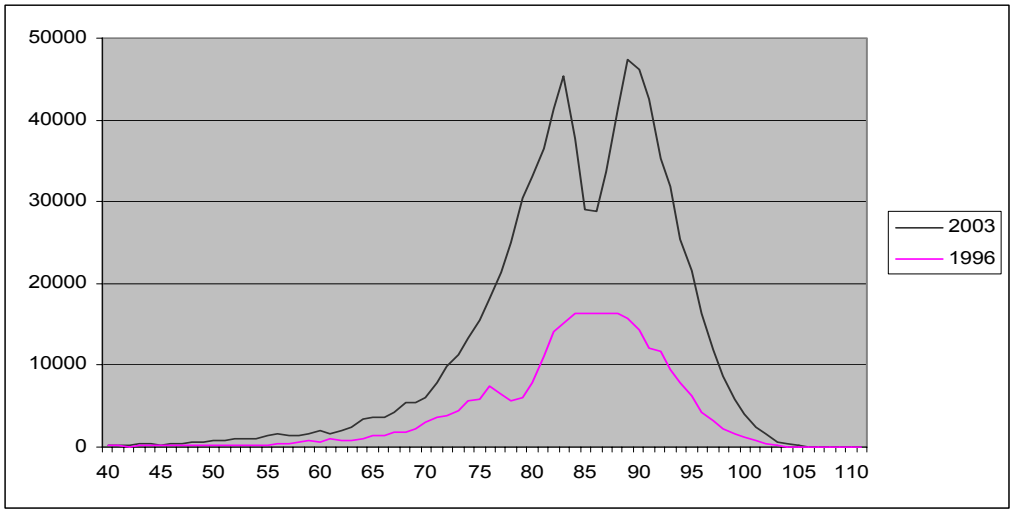
Figuur 5: Het leeftijdsprofiel van de ROB-uitgaven (in duizenden EUR).



De uitgaven in RVT

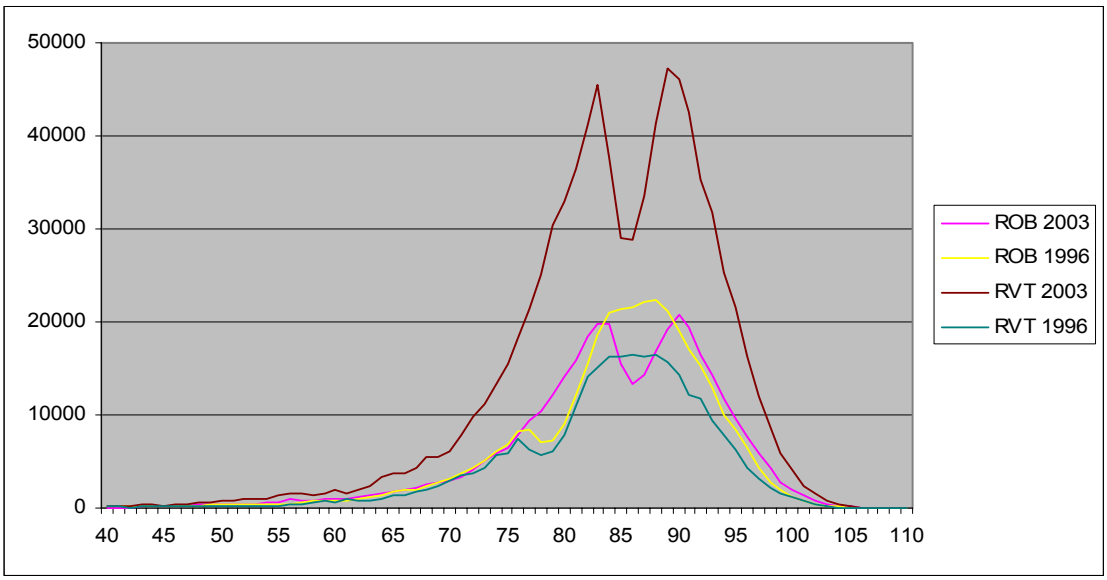
Het leeftijdsprofiel van de uitgaven in RVT-instellingen wordt op figuur 6 voorgesteld. In tegenstelling tot wat het geval was voor de ROB-instellingen zijn de uitgaven voor de 75-plussers fors gestegen sinds 1996.

Figuur 6: Het leeftijdsprofiel van de RVT-uitgaven (in duizenden EUR).



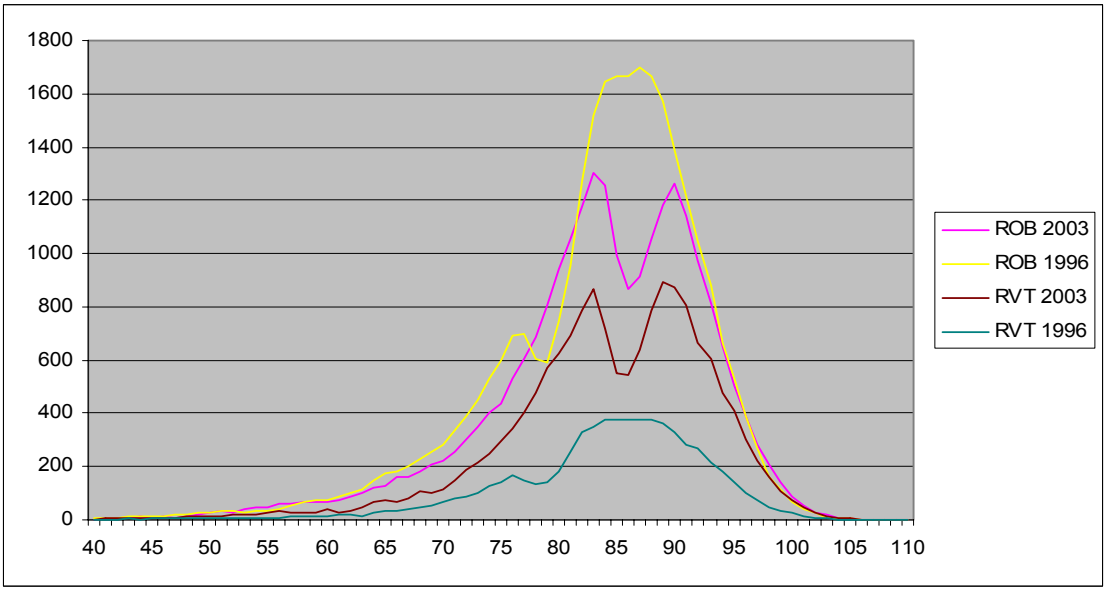
Figuur 7 combineert het leeftijdsprofiel van de ROB- en RVT-uitgaven. Hieruit kunnen dezelfde conclusies worden getrokken als uit tabel 1b: hoewel de ROB-uitgaven relatief constant zijn gebleven, zijn de RVT-uitgaven voor de 75-plussers meer dan verdubbeld. Deze evolutie wordt gedeeltelijk verklaard door een volume-effect, namelijk een stijgend aantal verblijfsdagen in RVT-instellingen, weergegeven op figuur 8, die eveneens een verdubbeling kenden. Desalniettemin ligt het aantal verblijfsdagen in ROB-instellingen over

de ganse periode hoger dan het aantal verblijfsdagen in RVT-instellingen, zodat een prijseffect eveneens sterk meespeelt. Bovendien werd het stijgend aantal verblijfsdagen per leeftijdscategorie in ROB niet gevolgd door stijgende uitgaven.



Figuur 7: Het leeftijdsprofiel van de uitgaven in ROB/RVT, 1996 en 2003 (in duizenden EUR).

Figuur 8: Het leeftijdsprofiel van het aantal forfaits in ROB/RVT, 1996 en 2003 (in duizenden).

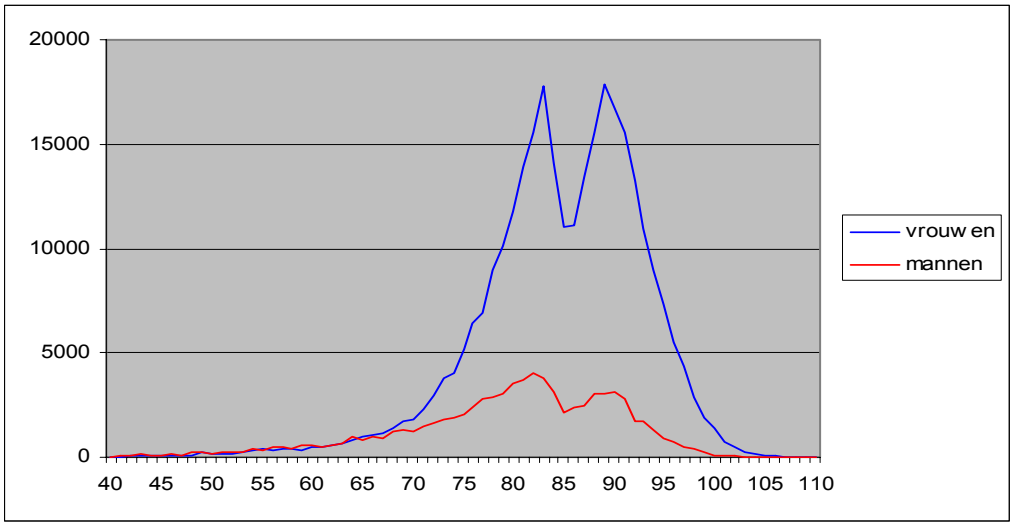


26.3.3. Het leeftijdsprofiel van de uitgaven naar geslacht

De ROB-uitgaven naar leeftijd en geslacht

Van alle residenten die de ROB-instellingen bevolken is de overgrote meerderheid een vrouw. Van het totale aantal verblijfsdagen betrof het in 77 procent van de gevallen een vrouwelijke bewoner (in het jaar 2003). Het leeftijdsprofiel van de uitgaven naar geslacht is weergegeven op figuur 9 en vertoont eenzelfde verloop als dat van het aantal verblijfsdagen naar leeftijd.

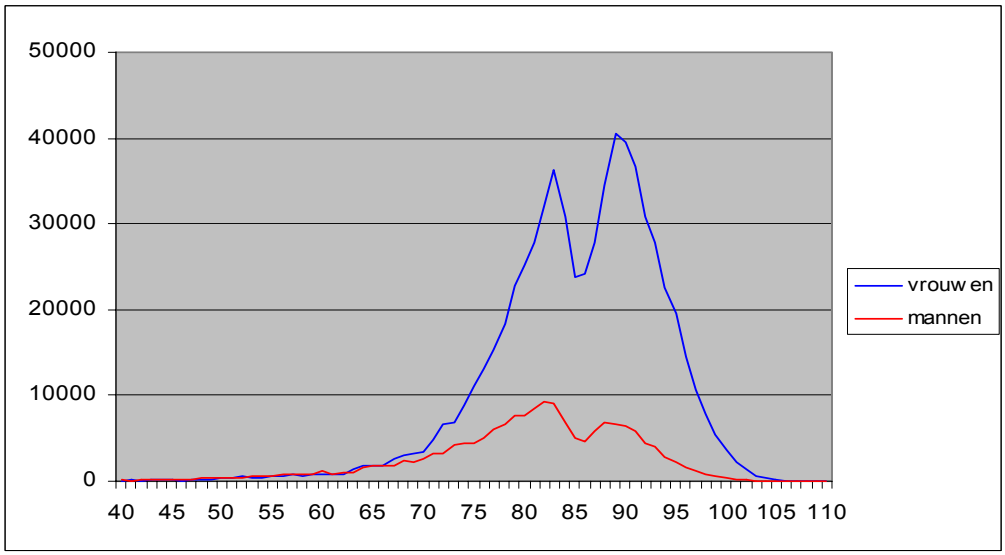
Figuur 9: Leeftijdsprofiel van de ROB-uitgaven naar geslacht in 2003 (in duizenden EUR).



De RVT-uitgaven naar leeftijd en geslacht

Bij de RVT-instellingen nemen we een gelijklopend leeftijdsprofiel naar geslacht waar, zowel wat betreft het aantal verblijfsdagen als de uitgaven (figuur 10).

Figuur 10: Leeftijdsprofiel van de RVT-uitgaven naar geslacht in 2003 (in duizenden EUR).



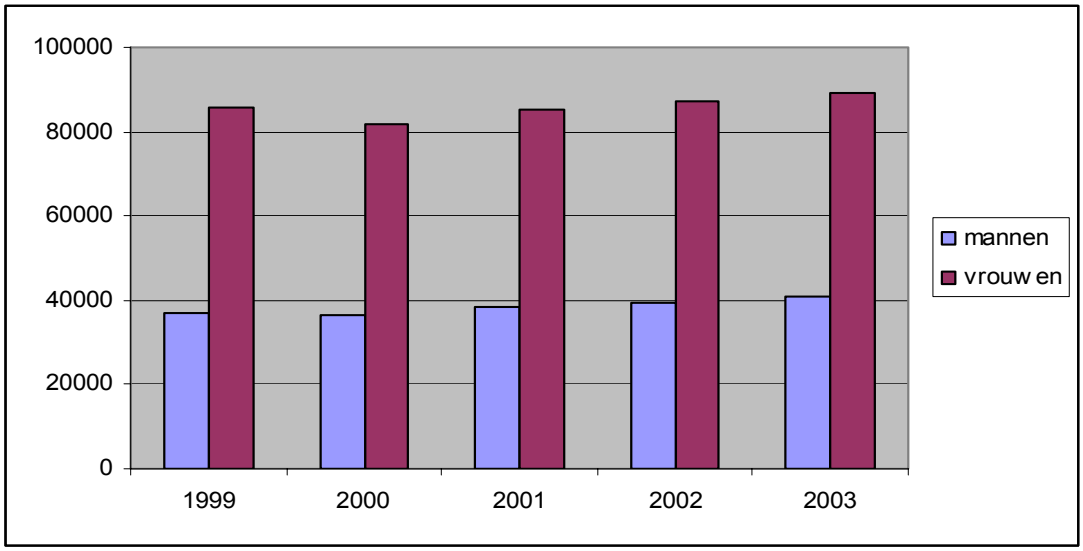
26.4. DE EVOLUTIE VAN HET AANTAL PATIËNTEN NAAR LEEFTIJD EN GESLACHT

26.4.1. De patiënten in de thuiszorg

Vermits er over het aantal patiënten in de thuiszorg gegevens beschikbaar zijn en in het schattingsmodel ook de kansverdeling van de patiënten in de thuiszorg over de zorgcategorieën (T, A, B en C) aan bod komt (cfr. infra: niveau 3a in het model), beschrijven we hier kort de evolutie ervan.

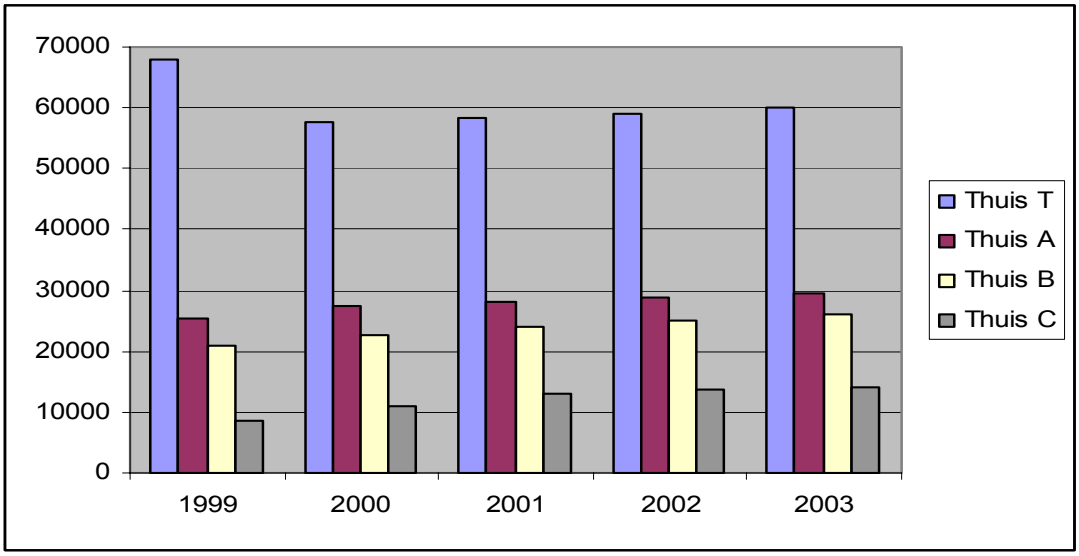
Figuur 11 geeft de evolutie over de periode 1999-2003 weer van het aantal verzorgde mannen en vrouwen in de thuiszorg (geïnterpoleerde gegevens voor het jaar 2002, cfr. 26.2.2.). Naast de vaststelling dat ongeveer twee keer zo veel vrouwen van thuiszorg gebruik maken als mannen, geeft de figuur aan dat het totaal aantal thuiszorggebruikers betrekkelijk stabiel blijft doorheen de beschouwde - weliswaar korte - tijdsperiode, met een lichte neiging tot toename.

Figuur 11: Evolutie van het aantal thuis verzorgde mannen en vrouwen.



Indien men de evolutie van het aantal thuis verzorgde ouderen bekijkt naar zorgcategorie, stelt men vast dat zowel de mannen als de vrouwen van alle afhankelijkheidscategorieën het meest vertegenwoordigd zijn in de laagste zorgcategorie T (figuur 12). Aangezien de profielen bij beide geslachten gelijkaardig verlopen, geven we hieronder de figuur voor het totaal aantal verzorgde thuispatiënten.

Figuur 12: Evolutie van het aantal thuis verzorgde patiënten naar zorgcategorie.

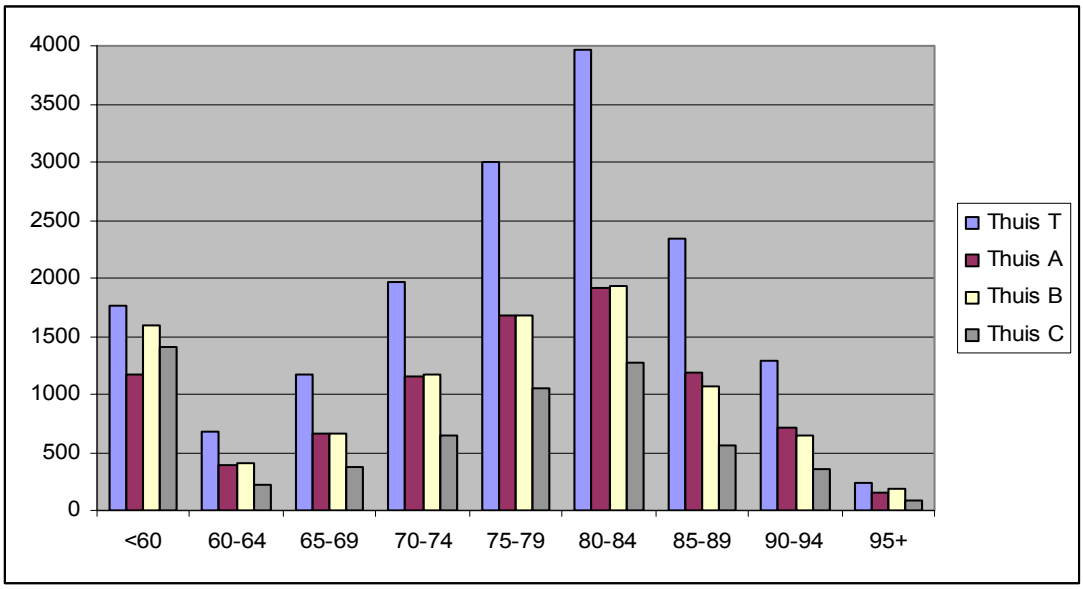


We bespreken eerst het afhankelijkheidsprofiel van de thuis verzorgde patiëntenpopulatie naar leeftijd en vervolgens de evolutie van het leeftijdsprofiel ervan.

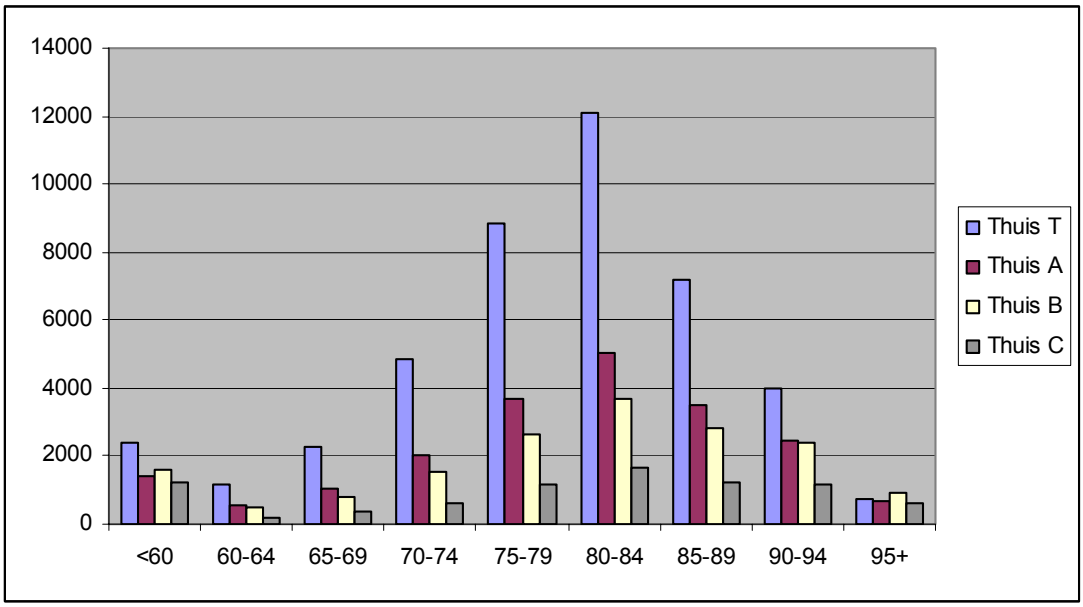
Het afhankelijkheidsprofiel naar leeftijd

Over alle leeftijdscategorieën komen proportioneel gezien het meest thuis verzorgde patiënten voor in de laagste zorgcategorie, met een absolute meerderheid aan patiënten bij 80- tot 84-jarigen, en dit zowel bij de mannen (figuur 13) als bij de vrouwen (figuur 14). De jongste leeftijdscategorie bij mannen is ten opzichte van de overige leeftijdscategorieën relatief (doch niet in absolute cijfers) meer vertegenwoordigd dan de vrouwen.

Figuur 13: Afhankelijkheidsprofiel van de thuis verzorgde mannen naar leeftijd in 2003.



Figuur 14: Afhankelijkheidsprofiel van de thuis verzorgde vrouwen naar leeftijd in 2003.

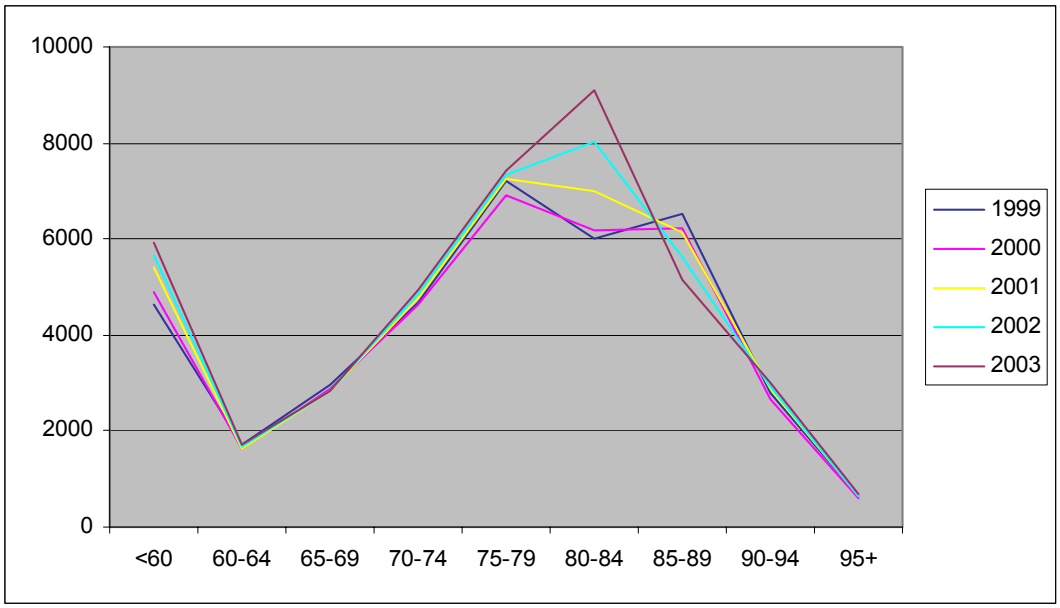


De evolutie van het leeftijdsprofiel van de patiëntenpopulatie

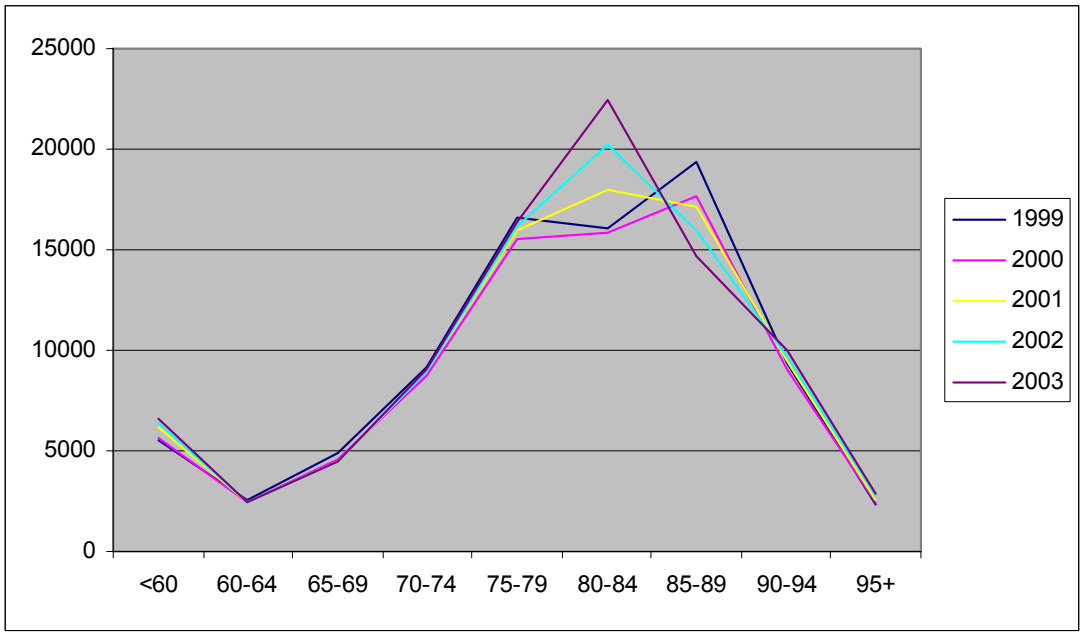
Over de periode 1999-2003 zijn de thuis verzorgde patiënten jonger geworden: waar in 1999 de leeftijdscategorie 85- tot 89-jarigen nog het grootste aantal thuiszorggebruikers kende, is dit in 2003 geëvolueerd tot de leeftijdscategorie van 80- tot 84-jarigen, en dit

zowel bij de mannelijke patiëntenpopulatie (figuur 15) als bij de vrouwelijke (figuur 16), met een meer uitgesproken verschuiving bij de vrouwen.

Figuur 15: Evolutie van het aantal thuis verzorgde mannen naar leeftijd.



Figuur 16: Evolutie van het aantal thuis verzorgde vrouwen naar leeftijd.



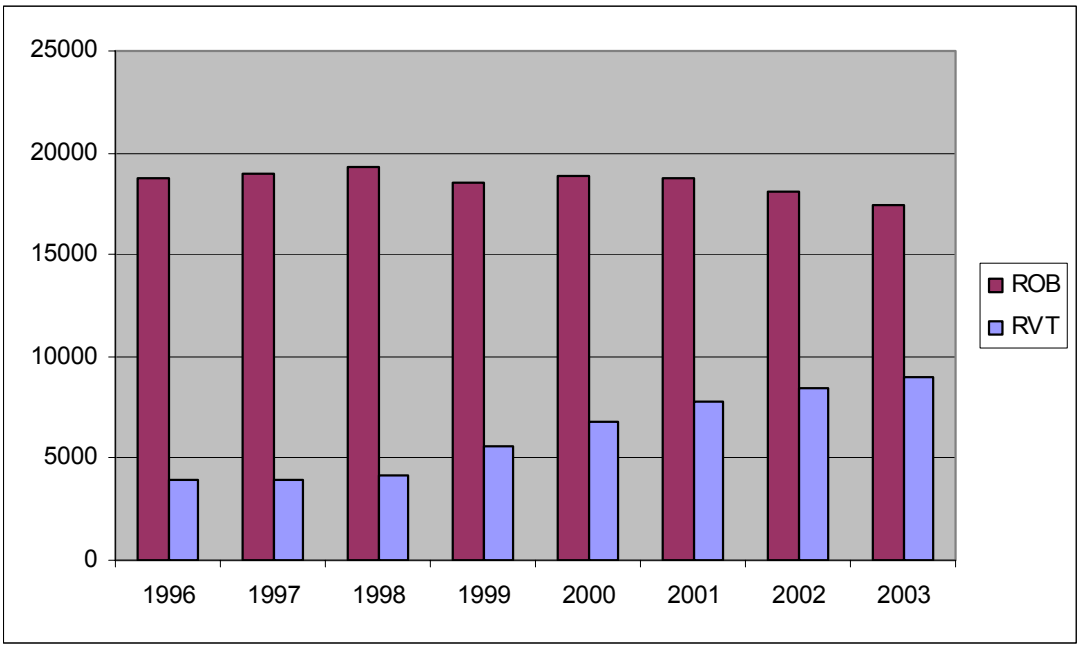
26.4.2. De patiënten in de residentiële zorg

De Belgische bevolking veroudert. Deze vergrijzing, en in het bijzonder de toename van het aantal hoogbejaarden, kwam de jongste jaren duidelijk tot uiting in het leeftijdsprofiel van de residentieel verzorgde patiëntenpopulatie.

De mannelijke rusthuispatiënten

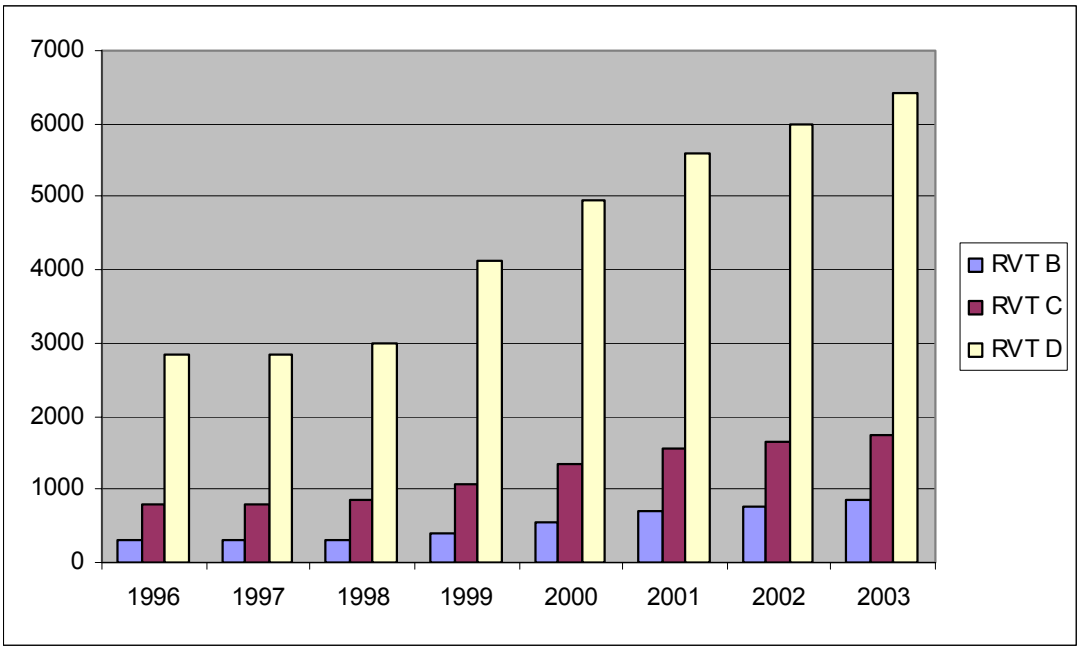
Figuur 17 geeft de evolutie weer van het aantal verzorgde mannelijke residenten over de periode 1996-2003, in zowel ROB- als RVT-instellingen. Hoewel het aantal ROB-patiënten lichtjes afneemt, verdubbelt het aantal RVT-patiënten over dezelfde periode. De stijging doet zich voor vanaf 1999 en is enerzijds te verklaren door de vergrijzing, anderzijds door de reconversie van ROB-bedden naar RVT-bedden.

Figuur 17: Evolutie van het aantal ROB- en RVT-patiënten – mannen.

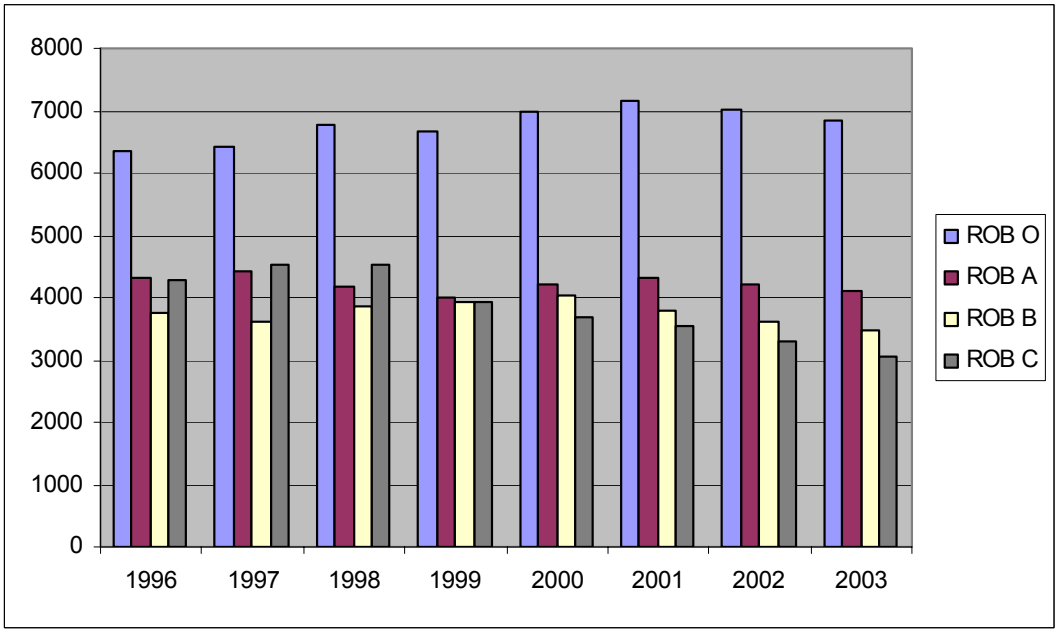


Wanneer men beide evoluties van naderbij bekijkt, kan men analyseren in welke zorgcategorieën de stijging van het aantal patiënten in RVT enerzijds, en de daling van het aantal patiënten in ROB anderzijds, het meest uitgesproken is. Op figuur 18 is de evolutie van de verzorgde patiëntenpopulatie in RVT doorheen de tijd weergegeven naar zorgcategorie. Hetzelfde werd gedaan voor de ROB op figuur 19.

Figuur 18: Evolutie van het aantal patiënten naar zorgcategorie RVT – mannen.



Figuur 19: Evolutie van het aantal patiënten naar zorgcategorie ROB – mannen.



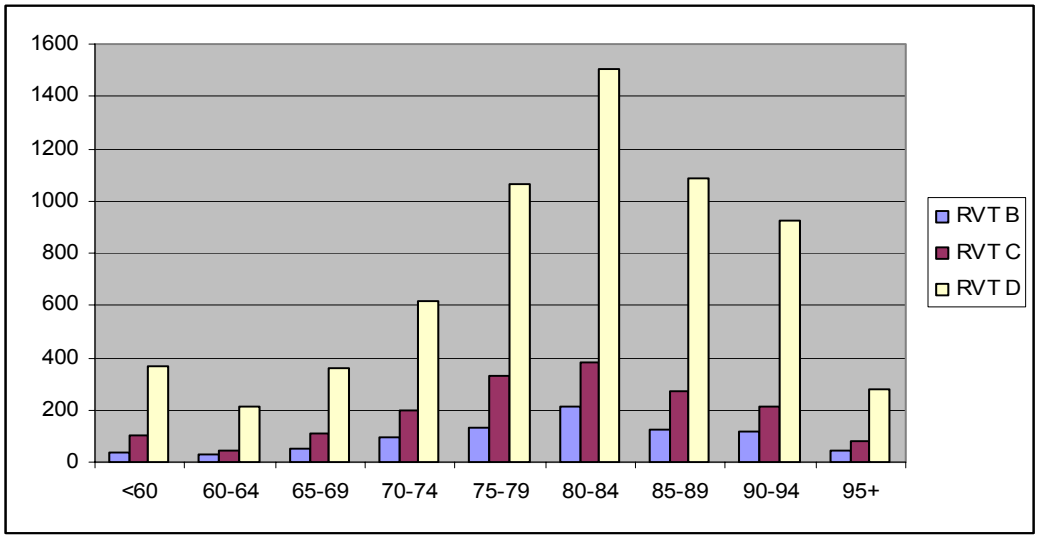
Uit deze figuren kan men voorlopig de volgende conclusies trekken. Ten eerste, in de RVT vertegenwoordigen de zwaarst zorgafhankelijke patiënten de overgrote meerderheid van het totaal aantal residenten, terwijl dit in de ROB voor de minst zorgafhankelijke patiënten het geval is, hoewel dan veel minder uitgesproken. Ten tweede is het opvallend dat de sinds 1999 ingezette stijging van het aantal patiënten in de RVT-instellingen vooral opgevangen

wordt in de hoogste zorgcategorie D. In de volgende onderdelen gaan we op zoek naar een mogelijke verklaring hiervoor in de koppeling tussen enerzijds het afhankelijkheidsprofiel van de verzorgde patiëntenpopulatie naar leeftijd en anderzijds de evolutie doorheen de tijd van het leeftijdsprofiel van de patiëntenpopulatie.

Afhankelijkheidsprofiel naar leefijd

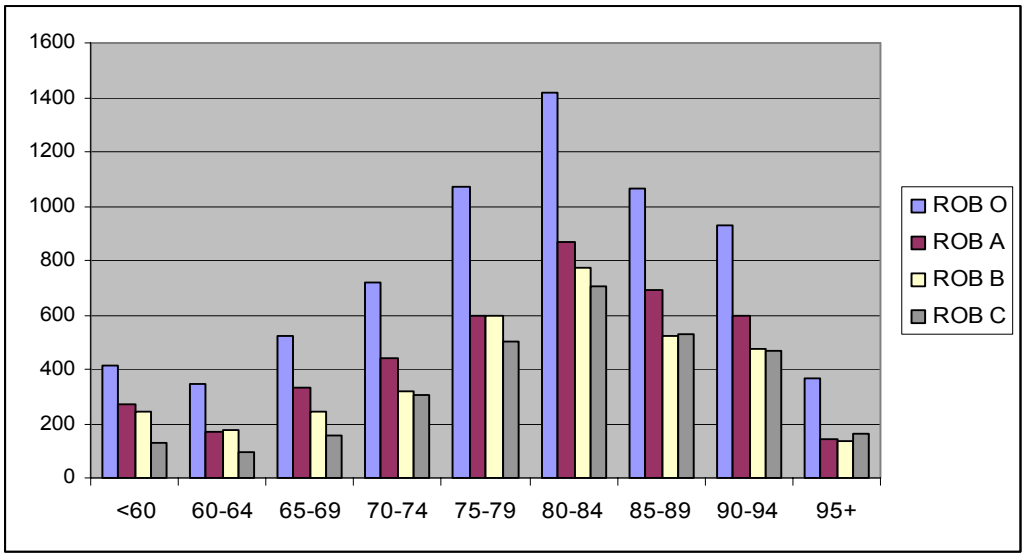
De ROB-patiënten vertonen een ander afhankelijkheidsprofiel dan de residenten die in RVT-instellingen verblijven. Figuur 20, waarin naar leeftijd een vergelijking gemaakt wordt van het aantal patiënten per afhankelijkheidscategorie, wijst erop dat RVT-instellingen de - meestal oudere - zwaarst zorgafhankelijke patiënten voor hun rekening nemen: in de RVT vertegenwoordigen de residenten in zorgcategorie D de overgrote meerderheid van de mannelijke patiëntenpopulatie.

Figuur 20: Afhankelijkheidsprofiel van de RVT-patiënten naar leeftijd in 2003 – mannen.



Bij ROB-instellingen (figuur 21) daarentegen komt de klemtoon vooral bij de laagste zorgcategorie O te liggen, zodat de minst zorgafhankelijke patiënten veruit het grootste aandeel uitmaken van het totaal aantal residenten in ROB-instellingen, hoewel ze nog ruimschoots onder de som van de overige zorgcategorieën blijven.

Figuur 21: Afhankelijkheidsprofiel van de ROB-patiënten naar leeftijd in 2003 – mannen.

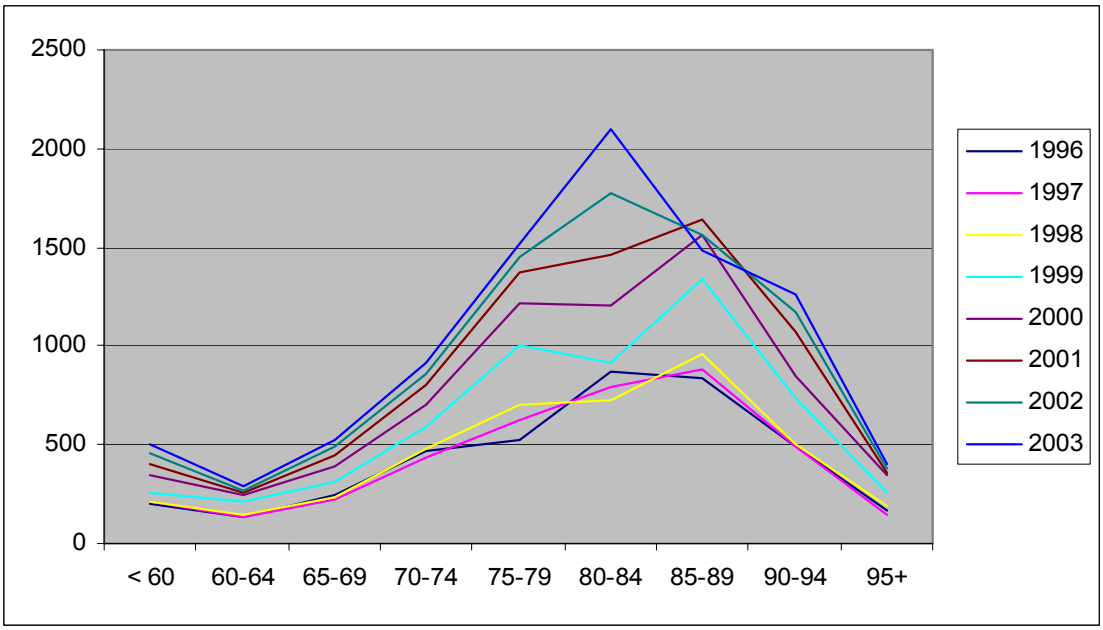


In het jaar 2003 waren zowel in RVT als in ROB de 80- tot 84-jarigen het meest vertegenwoordigd, gelijk gevolgd door hun naburige leeftijdscategorieën. Bovendien zijn de 80- tot 84-jarigen in de hoogste zorgcategorie D van de RVT ook in absolute aantallen gelijk vertegenwoordigd als hun leeftijdsgenoten uit de laagste zorgcategorie O in de ROB. Het zijn dus vooral de overige tussenliggende afhankelijkheidscategorieën die het grote verschil verklaren tussen het aantal patiënten in ROB en RVT in een bepaald jaar, zoals weergegeven op figuur 17 hierboven.

Evolutie van het leeftijdsprofiel van de patiëntenpopulatie doorheen de tijd

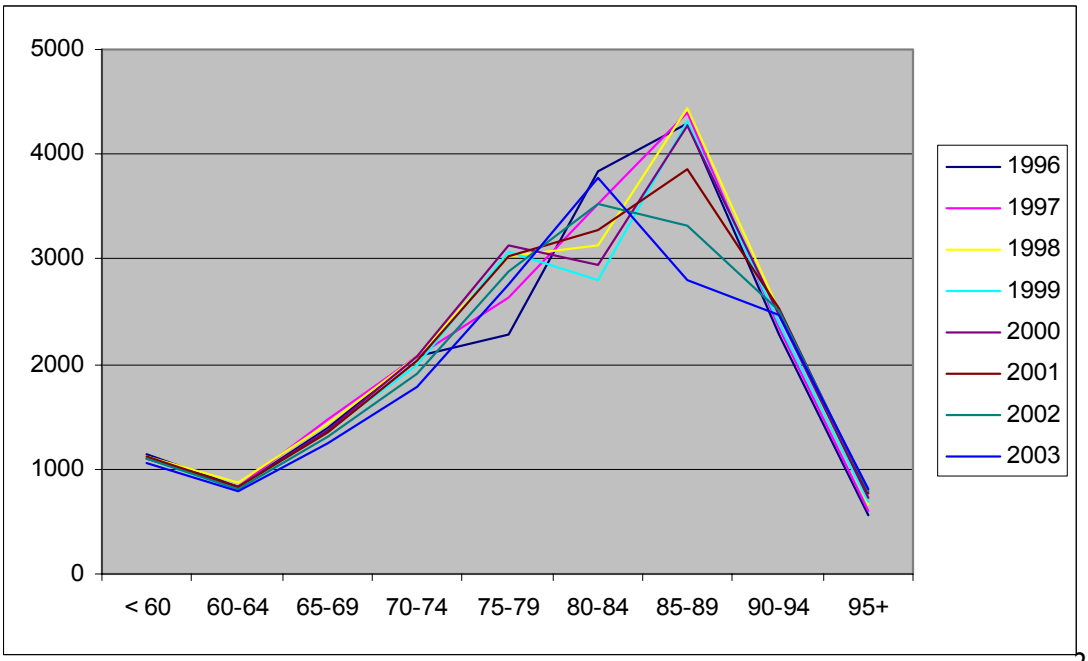
Figuur 22 geeft de leeftijdsverdeling van de in de RVT verzorgde mannelijke patiëntenpopulatie weer. Hierop is het effect van de vergrijzing duidelijk af te lezen: sinds 1996 is het aantal verzorgde patiënten in RVT-instellingen alleen maar toegenomen, en dit vooral bij de 80- tot 84-jarigen, maar ook bij de 85- tot 89-jarigen. In 2003 was zo'n 75 procent van de patiënten ouder dan 75 jaar en 35 procent was zelfs ouder dan 85 jaar. De evolutie van het aantal patiënten onder de 80- tot 84-jarigen vanaf 1999, hoofdzakelijk in de zorgcategorie D, bevestigt de enorme toename van de psychisch afhankelijke patiënten in RVT.

Figuur 22: Evolutie van het aantal RVT-patiënten naar leeftijd – mannen.



Figuur 23 geeft de leeftijdsverdeling van de in de ROB verzorgde mannelijke patiëntenpopulatie weer. Over de periode 1996-2003 neemt het aantal verzorgde residenten binnen de leeftijdscategorie 85-89 jaar af, meestal om door te schuiven naar een (eventueel) hogere RVT-afhankelijkheidscategorie, en om door een jongere patiëntenpopulatie van 80- tot 84-jarigen in de ROB-instelling vervangen te worden: in het jaar 2003 was zo'n 72 procent van de patiënten ouder dan 75 jaar, en 35 procent ouder dan 85 jaar, terwijl dit aandeel in het jaar 1996 79 procent, respectievelijk nog 54 procent bedroeg.

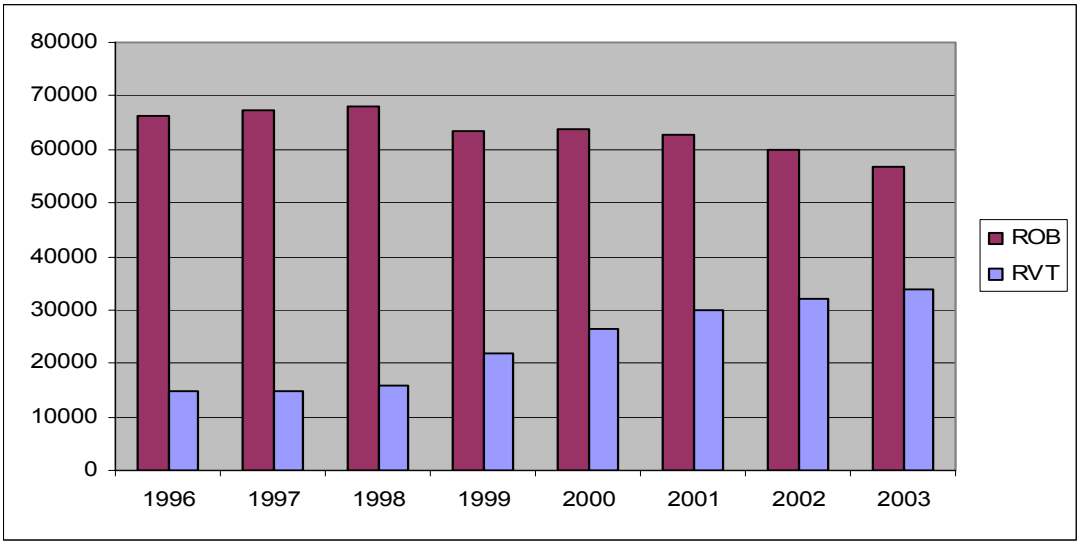
Figuur 23: Evolutie van het aantal ROB-patiënten naar leeftijd – mannen.



De vrouwelijke rusthuispatiënten

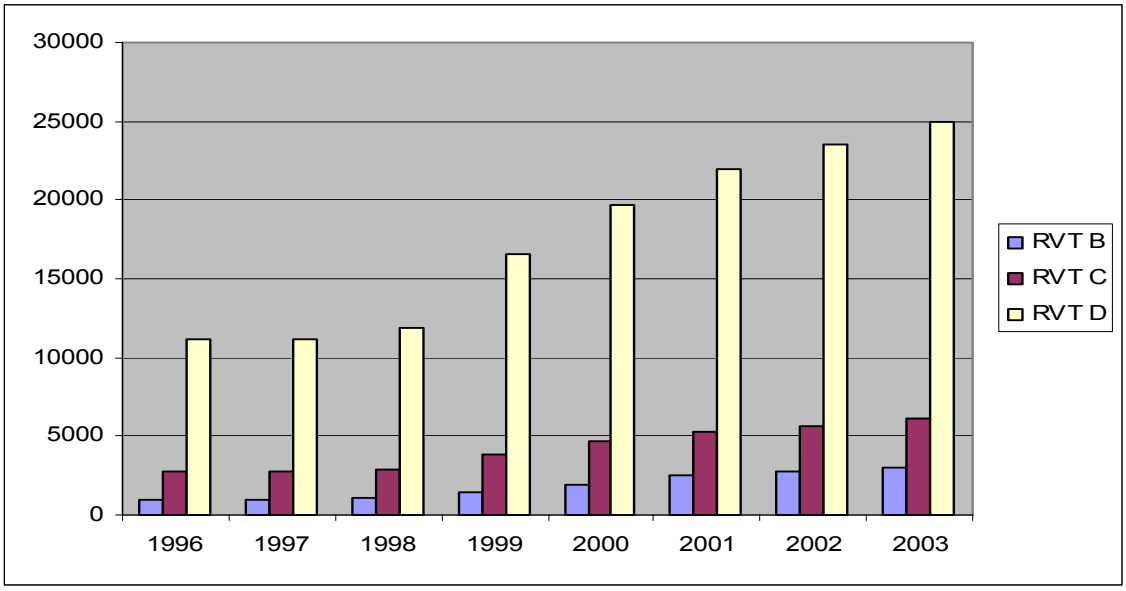
Figuur 24 geeft de evolutie weer van het aantal verzorgde vrouwelijke residenten over de periode 1996-2003, in zowel ROB- als RVT-instellingen. Parallel aan de evolutie bij de mannen, neemt ook hier het aantal patiënten over ROB af, ruim gecompenseerd door een toename van de patiëntenpopulatie in de RVT-instellingen, waar hun aantal meer dan verdubbelt.

Figuur 24: Evolutie van het aantal ROB- en RVT-patiënten – vrouwen.



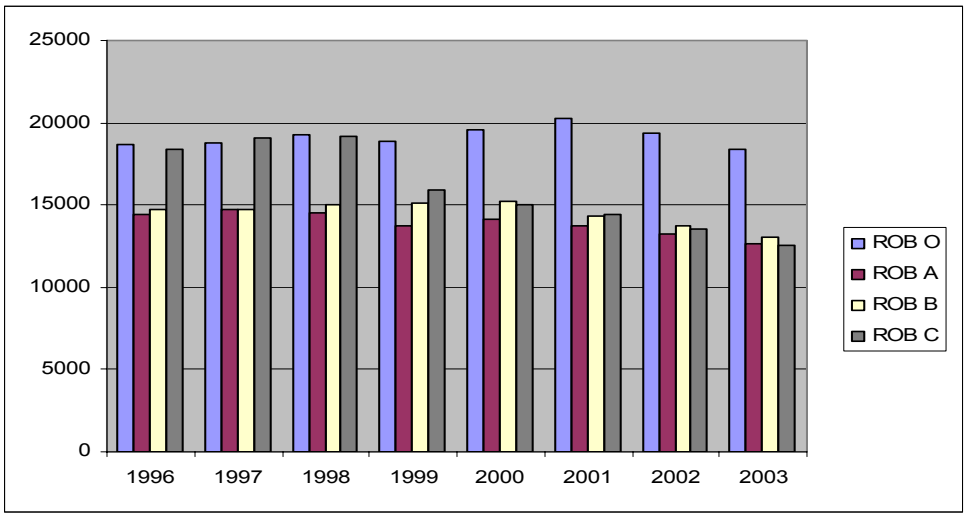
De stijging van de vrouwelijke patiëntenpopulatie in RVT wordt opnieuw hoofdzakelijk opgevangen binnen de zwaarste zorgcategorie D, zoals blijkt uit figuur 25. Het aantal patiënten in de overige zorgcategorieën verdubbelt weliswaar, maar betekent een absolute minderheid tegenover de D-populatie.

Figuur 25: Aantal patiënten naar zorgcategorie RVT – vrouwen.



Uit figuur 26 kan afgeleid worden dat de vrouwelijke patiëntenpopulatie die vanaf 1999 in de zorgcategorie D in RVT-instellingen terechtkomt, naast het vergrijzingsaspect, gedeeltelijk het resultaat is van een doorschuiving vanuit de afhankelijkheidscategorie C in ROB-instellingen, die vanaf 1999 afgebouwd wordt tot het niveau van de zorgcategorieën A en B, waardoor het aantal patiënten naar zorgcategorie in een bepaald jaar dezelfde proportionele verdeling gaat aannemen bij de vrouwen als bij de mannen (cfr. figuur 19).

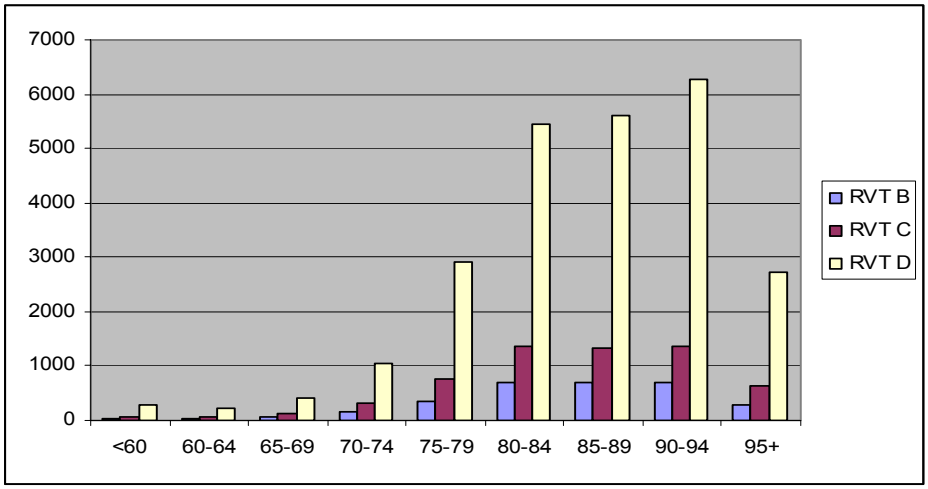
Figuur 26: Aantal patiënten naar zorgcategorie ROB – vrouwen.



Afhankelijkheidsprofiel naar leefijd

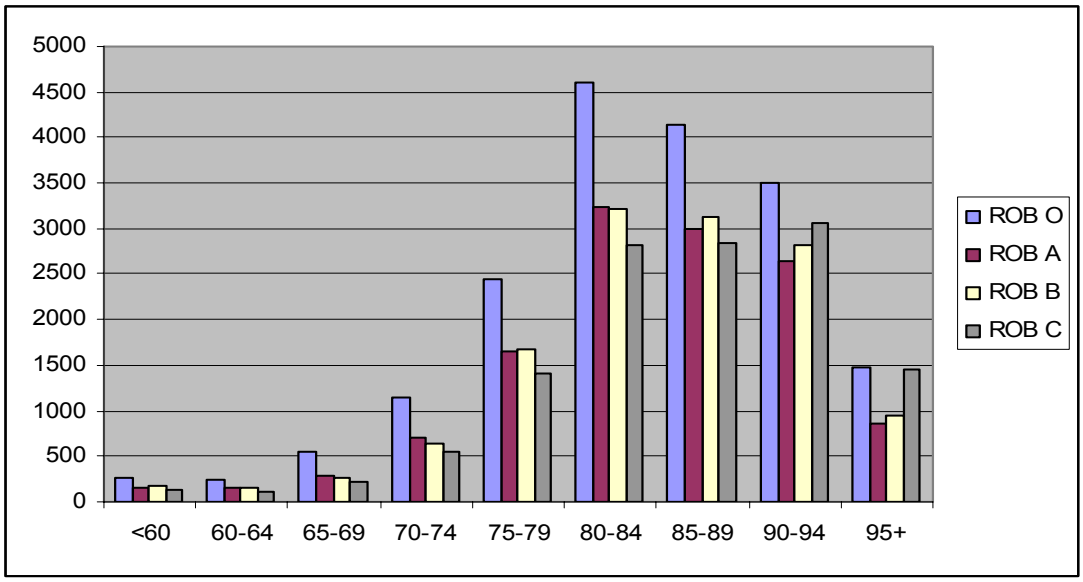
Net zoals bij de mannen is er opnieuw een onderscheid tussen het afhankelijkheidsprofiel van de vrouwelijke ROB-patiënten en dat van de RVT-patiënten. De zorgafhankelijkheid naar leeftijd van de vrouwen in RVT is weergegeven in figuur 27 en verschilt ietwat van die van de mannelijke RVT-residenten (cfr. figuur 20): het aantal zwaarst zorgafhankelijke vrouwelijke patiënten is in de opeenvolgende leeftijdscategorieën 80- tot 94- jarigen gelijkelijk verdeeld, en neigt, in tegenstelling tot de mannelijke residenten, zelfs toe te nemen met de leeftijd. Vermoedelijk heeft dit te maken met de hogere leeftijdsverwachting van vrouwen. Meer nog dan bij de mannen blijkt hieruit met andere woorden dat de -meest zorgafhankelijke- hoogbejaarde ouderen in RVT-bedden voorkomen. Een vergrijzing van de bevolking zal zich hier dan ook het meest laten gevoelen.

Figuur 27: Afhankelijkheidsprofiel van de RVT-patiënten naar leeftijd in 2003 – vrouwen.



Bij ROB-bedden (figuur 28) daarentegen ligt de klemtoon vooral bij de laagste zorgcategorie O, hoewel minder uitgesproken dan bij de mannelijke patiëntenpopulatie. Naarmate de leeftijd toeneemt gaat het aantal patiënten binnen deze zorgcategorie zelfs meer en meer aanleunen bij het aantal patiënten in de overige zorgcategorieën.

Figuur 28: Afhankelijkheidsprofiel van de ROB-patiënten naar leeftijd in 2003– vrouwen.

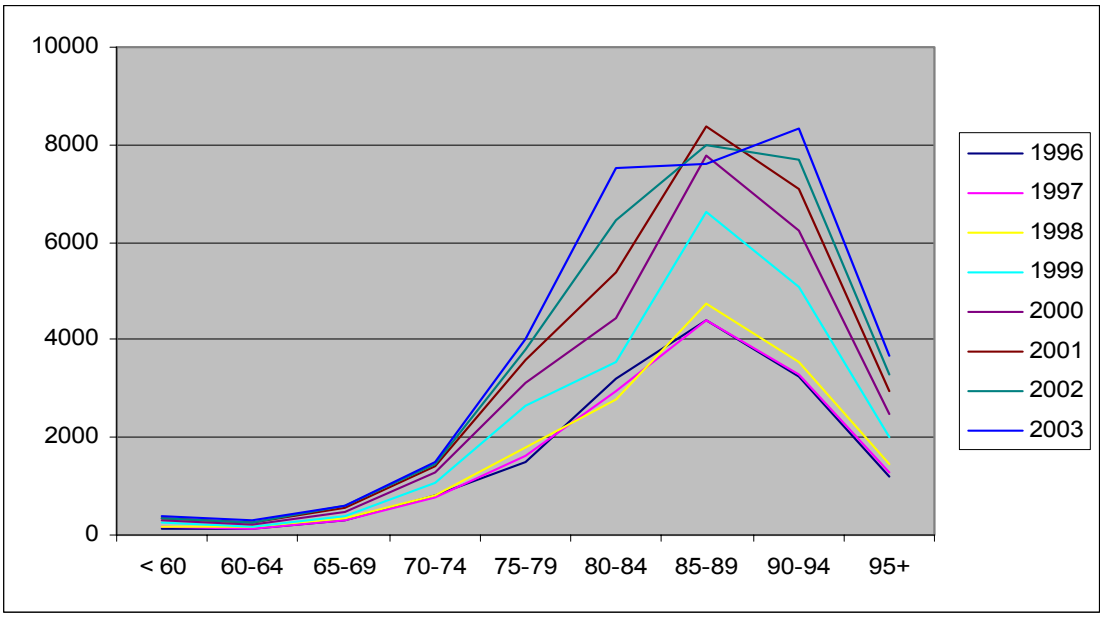


Evolutie van het leeftijdsprofiel van de patiëntenpopulatie doorheen de tijd

Bij de vrouwelijke residentiële patiëntenpopulatie is het effect van de vergrijzing nog duidelijker waarneembaar dan bij de mannen. Figuur 29 geeft de leeftijdsverdeling van de in de RVT verzorgde vrouwelijke patiëntenpopulatie weer. Het aantal vrouwelijke residenten in RVT-bedden is over de periode 1996-2003 in alle leeftijdscategorieën gestaag blijven stijgen. De stijging is echter vooral uitgesproken bij de 85- tot 89-jarigen, één leeftijdsklasse

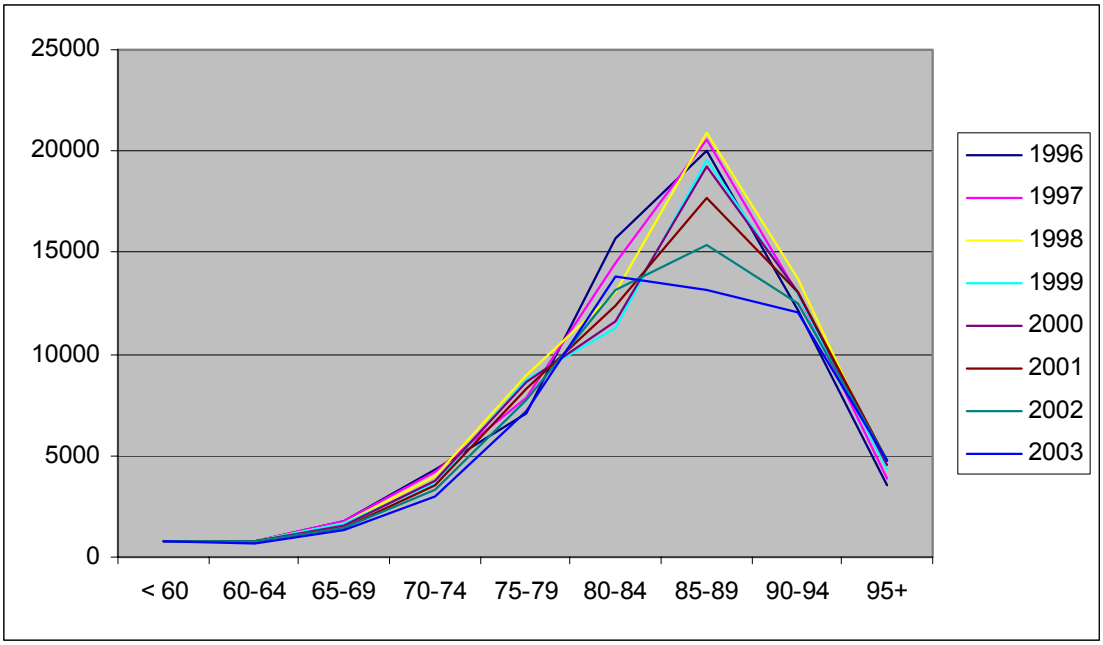
hoger dus dan bij de mannen het geval was. Daarnaast deed zich een opvallende stijging voor bij de 90-plussers. Ongeveer 92 procent van de patiënten is ouder dan 75 jaar en zelfs 58 procent is ouder dan 85 jaar (in 2003). Ook de continue stijging van het aandeel van zeer hoog bejaarden (95+) is opvallend bij de vrouwen. Het aandeel 95-plussers in de totale vrouwelijke patiëntenpopulatie in RVT bedroeg 8 procent in 2003.

Figuur 29: Evolutie van het aantal patiënten naar leeftijd – RVT vrouwen.



Figuur 30 tenslotte geeft de leeftijdsverdeling van de in ROB-bedden verzorgde vrouwelijke patiëntenpopulatie weer. De daling van de vrouwelijke patiëntenpopulatie in ROB speelde zich bijna uitsluitend binnen de leeftijdscategorie 85- tot 89-jarigen af. In het jaar 2003 was zo'n 90 procent van de patiënten ouder dan 75 jaar en 53 procent ouder dan 85 jaar; in het jaar 1996 was eveneens 90 procent van de patiënten ouder dan 75 jaar, maar anderzijds was toen nog 61 procent van de residenten ouder dan 85 jaar. Opmerkelijk is tenslotte dat de complementaire stijging van het aantal residenten in de lagere leeftijdsklasse van 80- tot 84-jarigen die zich bij de mannen voordeed, bij de vrouwen veel minder het geval is.

Figuur 30: Evolutie van het aantal patiënten naar leeftijd – ROB vrouwen.



27. MODELSTRUCTUUR EN SCHATTINGSRESULTATEN

27.1. DE GLOBALE STRUCTUUR VAN HET MODEL "OUDERENZORG"

Het model is opgevat als een "pathologie-georiënteerd" model van de ouderenzorg, waarbij "pathologie" in deze context moet geïnterpreteerd worden als de verslechtering van de algemene lichamelijke en geestelijke vermogens van de ouderen [89], die tot gevolg heeft dat ze in mindere of meerdere mate aangewezen zijn op hulp bij de dagelijkse routine-activiteiten (persoonlijke hygiëne, eten, ...). De pathologie-structuur van het model weerspiegelt zich in het feit dat de prevalentie van de aandoening wordt gemodelleerd. Het model vertrekt dus van de totale bevolking (naar leeftijd en geslacht), die wordt verdeeld in een "gezonde" en een "zieke" groep. De "zieken" zijn in deze context de zorgbehoevenden, met andere woorden, de personen die gebruik maken van formele zorg[90]. Deze groep wordt vervolgens verder gesplitst in patiënten die thuiszorg krijgen en patiënten die in een rusthuis verblijven. Deze laatste categorie vormt de kern van het model omdat ze correspondeert met de bestudeerde uitgavenklassen (C-codes 750 en 753). Ze wordt verder gesplitst in afhankelijkheidsklassen per type van instelling. De zorgafhankelijkheidsklasse van de patiënten, die wordt bepaald op basis van de "Katz-schaal", is erg belangrijk omdat ze een directe impact heeft op het niveau van de uitgaven. De patiënten, naar leeftijd, geslacht en type instelling, worden in een volgende stap gekoppeld aan het aantal vergoede forfaits. Idealiter zou dit moeten gebeuren op het niveau van de forfaits per zorgcategorie, maar de beschikbare gegevens laten dit niet toe (de IMA-gegevens per C-code zijn een aggregaat van de onderliggende nomenclatuurcodes per zorgcategorie). De koppeling werd derhalve gelegd op het niveau van de patiënten per geslacht, leeftijd en type instelling. De forfaits worden vervolgens geventileerd over de zorgcategorieën in verhouding tot de verdeling van de patiënten over de zorgcategorieën. In een voorlaatste stap wordt de evolutie van de dagforfaits (dus de bedragen door het RIZIV betaald aan de rusthuizen) verklaard door de evolutie van de gezondheidsindex (de indexaanpassingen van de forfaits), de uitvoering van de sectorale sociale akkoorden, en de normverhogingen en budgetmaatregelen. In de laatste stap worden de totale uitgaven berekend als het product van het aantal forfaits per zorgcategorie (gesommeerd over leeftijd en geslacht) met hun gemiddelde prijs.

Het model dat hier werd uitgetekend, is een hiërarchisch keuzemodel dat op elk niveau de kansverdeling beschrijft van (een deel van) de bevolking over zorgcategorieën in functie van een aantal verklarende variabelen, waarvan de belangrijkste ongetwijfeld de graad van zorgbehoevendheid is. Dit is een variabele die niet rechtstreeks observeerbaar is, maar die ongetwijfeld zeer goed kan benaderd worden door de leeftijd van de patiënten. De graad van zorgbehoevendheid is echter niet de enige determinant van de vraag naar formele zorg. Uit onderzoek blijkt dat de gezinssituatie van de oudere erg belangrijk is, met name omdat die bepaalt of (en in welke mate) de patiënt beroep kan doen op informele hulp van familieleden. Op het geaggregeerde niveau waarop het model op dit ogenblik gespecificeerd is, kan de precieze leefsituatie natuurlijk niet geobserveerd worden. Om toch met deze variabele te kunnen rekening houden, werd een socio-demografische "proxy-variabele"

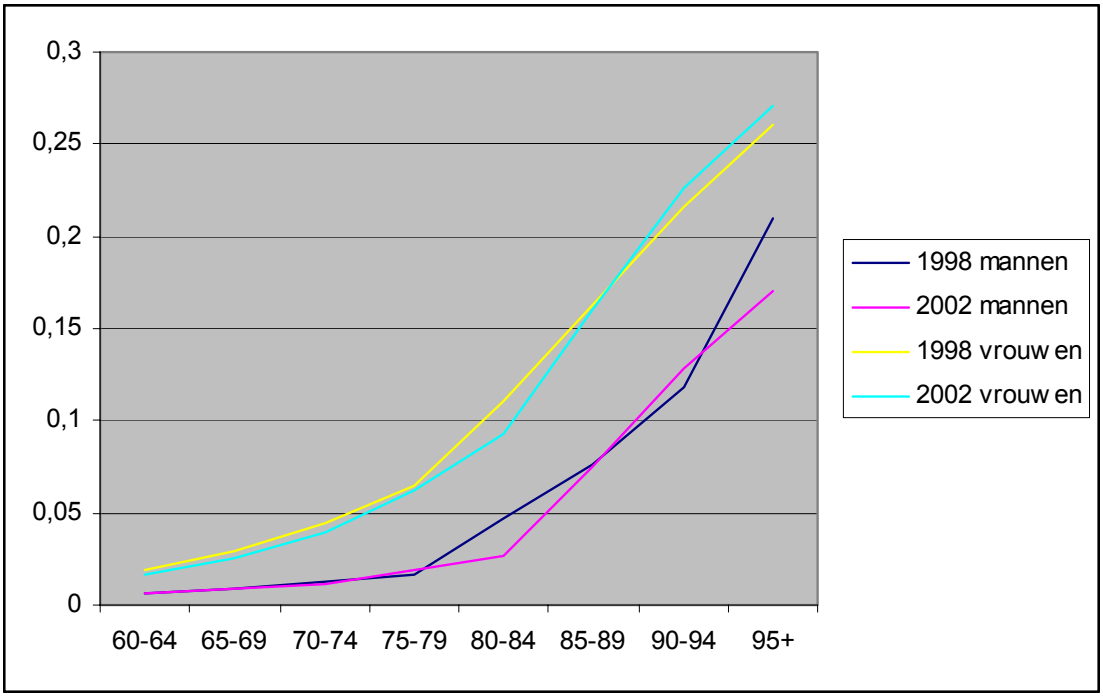
[89] In het model worden zorgbehoevende patiënten van alle leeftijden opgenomen, aangezien ook patiënten van jonger dan zestig jaar soms beroep doen op "ouderenzorg" (zowel thuis als in een rust- of verzorgingstehuis). Het spreekt voor zich dat de "jongeren" een kleine minderheid uitmaken van de patiënten.

[90] Het onderscheid tussen formele en informele zorg is erg belangrijk in deze context, aangezien zorgbehoevende ouderen vaak zorg krijgen binnen de familie. Dergelijke informele zorg ontsnapt aan onze meting, met als gevolg dat de totale zorgbehoefte wellicht groter is dan het gemeten zorggebruik.

geconstrueerd, die de kans aangeeft dat een gehuwd persoon in een bepaald jaar zijn of haar partner verliest. Deze "kans om alleen te komen staan" is een ruwe maatstaf voor de verandering in de gezinssituatie[91], waarvan a priori kan verwacht worden dat hij een positief effect uitoefent op de kans op formele zorg. Het verloop ervan over de leeftijdsklassen wordt geïllustreerd in figuur 31.

De overige exogene variabelen worden in detail besproken in paragraaf 27.2.

Figuur 31 : De sociodemografische variabele naar leeftijd en geslacht (2003).



De hier gekozen modelbenadering werd ook al in enkele andere landen toegepast, met name in het Nederlandse Zorgmodel van het Centraal Planbureau (zie Centraal Planbureau, 1999), en het projectiemodel van de "Personal Social Services Research Unit" (PSSRU) in Engeland (zie Wittenberg et al., 1998). Een belangrijk verschil tussen deze modellen en het hier voorgestelde model betreft echter het niveau van aggregatie: de buitenlandse modellen zijn, in tegenstelling tot het onderhavige model, gebaseerd op individuele enquêtegegevens. Dit heeft tot gevolg dat naast de gezins- en persoonskenmerken ook de gezondheidstoestand van de respondenten kan gemeten worden, waaruit tot op zekere hoogte de potentiële zorgbehoefte kan afgeleid worden. Deze modellen laten derhalve toe onderscheid te maken tussen zorgbehoefte en zorgvraag, wat met de geaggregeerde gegevens die in dit project voorhanden waren niet mogelijk is.

[91] Deze variabele werd geconstrueerd op basis van de NIS-bevolkingsstatistieken, die de bevolking en de overlijdens bevat per leeftijd, geslacht en burgerlijke staat. Het is een ruwe maatstaf voor de wijziging in de gezinssituatie, omdat hij geen rekening houdt met andere samenlevingsvormen die een invloed kunnen hebben op de keuze tussen informele en formele zorg (samenleven met partner buiten het huwelijk, inwonende kinderen, ...).

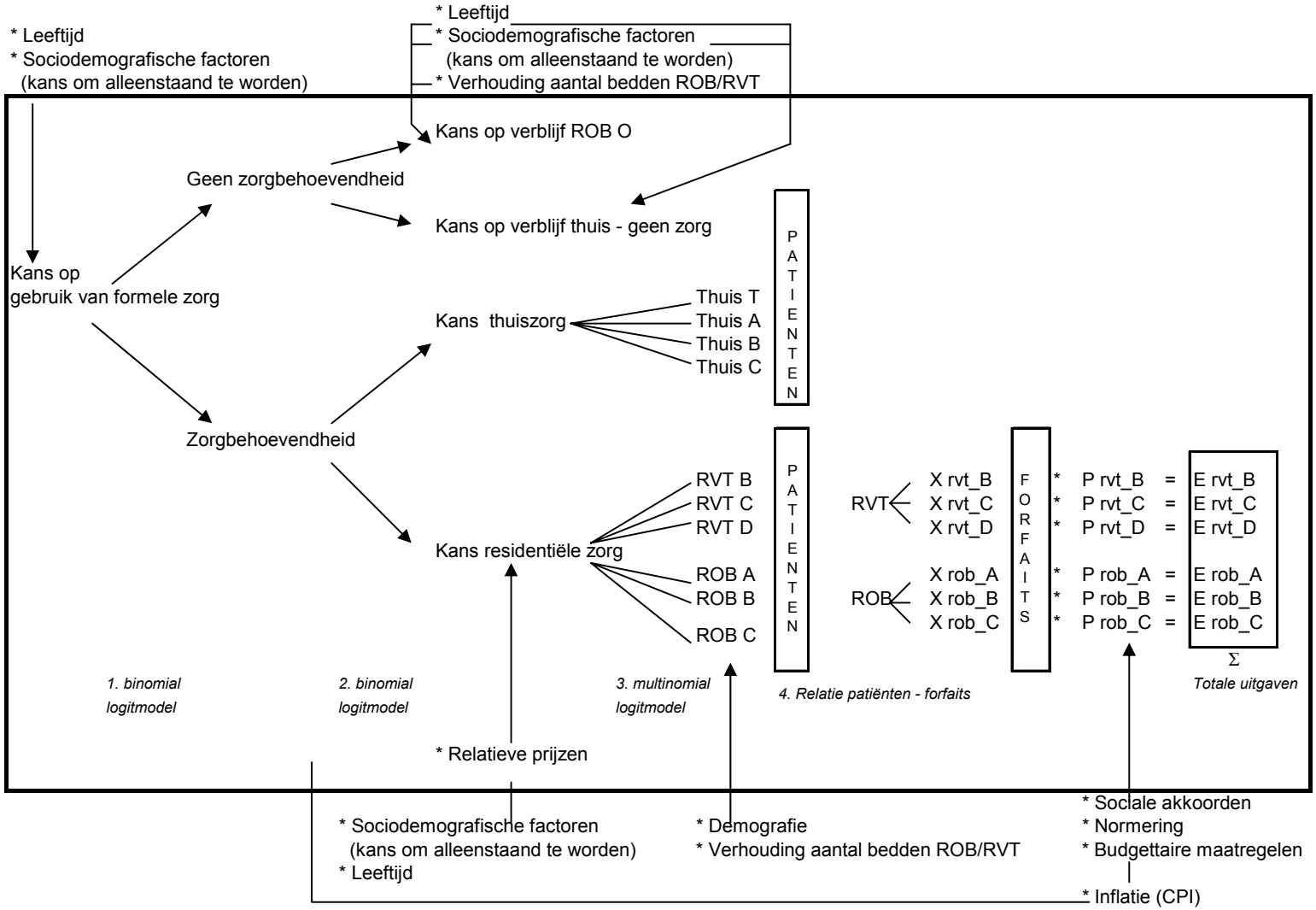
Het model heeft drie "beslissingsniveaus", die als volgt kunnen samengevat worden:

- Niveau 1 beschrijft de kans dat een persoon van een bepaalde leeftijdsgroep en geslacht beroep doet op formele zorg (thuis of in een instelling);
- Niveau 2a beschrijft de kans dat een zorgbehoevende persoon in een instelling verblijft;
- Niveau 2b beschrijft de kans dat een niet-zorgbehoevend persoon in een instelling verblijft (in zorgcategorie O);
- Niveau 3a beschrijft de kansverdeling van de patiënten in de thuiszorg over de zorgcategorieën (T, A, B en C);
- Niveau 3b beschrijft de kansverdeling van de residentiële patiënten over de zorgcategorieën (A, B, C, D) en de bedtypes (ROB of RVT).

Het model wordt vervolledigd met een link tussen de patiënten en de vergoede forfaits per zorgcategorie (niveau 4a), vergelijkingen voor de evolutie van de forfaits (niveau 4b), en de berekening van de totale uitgaven (niveau 4c). Een schematisch overzicht van de modelstructuur vindt men in figuur 32.

Het weze opgemerkt dat het model in wezen vraag-gestuurd is: er wordt verondersteld dat het aanbod van zorg de vraag volgt, en dat de capaciteit (in termen van bedden) geen beperkende factor is. Een model waarin het aanbod endogeen is, kan met de voorhanden zijnde gegevens niet gebouwd worden. Een dergelijk model zou moeten gebouwd worden op het niveau van de individuele verzorgingsinstellingen, en verklaren waarom nieuwe instellingen worden geopend, en bestaande instellingen hun capaciteit uitbreiden. Voor een korte- tot middellange termijn-model is een adaptief model, waarin de beddencapaciteit zich aanpast aan de vraag, vermoedelijk geen al te restrictieve veronderstelling. Uit de beschikbare gegevens blijkt overigens dat de geaggregeerde capaciteit volstaat, ondanks regionale tekorten (en wellicht nood aan verdere substitutie van ROB- naar RVT-bedden).

Figuur 32: Schematisch overzicht van de modelstructuur



27.2. DE SPECIFICATIE VAN DE VERGELIJKINGEN EN DE SCHATTINGSRESULTATEN

In deze gedetailleerde bespreking van de modelvergelijkingen volgen we de structuur zoals ze werd geïntroduceerd in de vorige paragraaf. Een volledig overzicht van alle vergelijkingen vindt men bovendien in appendix, inclusief de definitievergelijkingen (identiteiten). In wat volgt bespreken we enkel de geschatte (gedrags-) vergelijkingen. Deze vergelijkingen werden, tenzij anders aangegeven, geschat met OLS, waarbij de jaarlijkse gegevens per leeftijdsklasse in één vector worden geschreven. Door het feit dat de leeftijd als verklarende variabele is opgenomen verkrijgt men een "pseudo-fixed effects model" (waarbij de leeftijdsvariabele de plaats inneemt van de fixed-effects dummies). Deze gegevensstructuur heeft tot gevolg dat de Durbin-Watson-statistiek zijn betekenis verliest, en derhalve ook niet gerapporteerd wordt. Om de notatie niet onnodig ingewikkeld te maken, worden de storingstermen in alle vergelijkingen aangeduid met het symbool ε.

27.2.1. Niveau 1: De kans op het gebruik van formele zorg

De kans op het gebruik van zorg per leeftijdsklasse en geslacht wordt gespecificeerd als een binomiaal logitmodel, waarbij de afhankelijke variabele de logit-transformatie is van de fractie patiënten die formele zorg gebruiken (in het totaal van de bevolking) [92]. Deze kans hangt af van de leeftijd (als proxy van de zorgbehoevendheid), de sociodemografische variabele (als proxy van de gezinssituatie), en een lineaire trend. De vergelijking werd aangevuld met twee leeftijdsdummies voor de categorieën -60 en 95+, omdat de kans op zorg in deze leeftijdsklassen hoger blijkt te liggen dan wat op basis van de leeftijd en de sociodemografische variabele geldt in de andere leeftijdsklassen (met andere woorden: het model vertoont tekenen van misspecificatie wanneer alleen de variabelen leeftijd, sociodemografie en tijd worden opgenomen).

De geschatte vergelijkingen (één per geslacht, aangeduid in superscript) hebben derhalve de volgende vorm:

$$\ln\left(\frac{\text{Kzorg}^{m}_{lt}}{1-\text{Kzorg}^{m}_{lt}}\right)=\alpha^{m}_{0}+\alpha^{m}_{1}\,L+\alpha^{m}_{2}\,S^{m}_{lt}+\alpha^{m}_{3}\,T+\alpha^{m}_{4}\,D29_{t}+\alpha^{m}_{5}\,D97_{t}+\varepsilon^{m}_{t}$$

$$\ln\left(\frac{\text{K zorg}^{v}_{lt}}{1-\text{K zorg}^{v}_{lt}}\right)=\alpha^{v}_{0}+\alpha^{v}_{1}\,L+\alpha^{v}_{2}\,S^{v}_{lt}+\alpha^{v}_{3}\,T+\alpha^{v}_{4}\,D29_{t}+\alpha^{v}_{5}\,D97_{t}+\varepsilon^{v}_{t}$$

l = <60, 60-64, 65-69, 70-74, 75-79, 80-84, 85-89, 90-94, 95+
t = 1996, ..., 2003

waarbij:
L : Leeftijd (gedefinieerd als het midden van de betreffende leeftijdsklasse)
T : Trend (1996 = 1)
S : Sociodemografische variabele (kans om echtgeno(o)t(e) te verliezen)
D29, D97: dummy-variabelen voor de leeftijdsklassen -60 en 95+.

[92] De niet-zorgbehoevende patiënten die in een rusthuis verblijven (zorgcategorie O in ROB) worden bij de niet-zorg-patiënten gerekend. Aangezien er echter een minimale RIZIV-tussenkomst is voor deze patiënten, worden ze later (op niveau 4 van het model) opnieuw bij de ROB-patiënten gevoegd.

De schattingsresultaten vindt men in tabel 2.

Tabel 2: Schattingsresultaten van de kans op zorg (niveau 1).

	Afhankelijke variabelen	
Coëfficiënten	$\ln\left(\frac{\text{K zorg}^{m}_{lt}}{1-\text{K zorg}^{m}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{\text{K zorg}^{v}_{lt}}{1-\text{K zorg}^{v}_{lt}}\right)$
0	-13.800 [.000]	-14.250 [.000]
1	0.145 [.000]	0.151 [.000]
2	3.510 [.000]	3.338 [.014]
3	0	0.056 [.032]
4	3.100 [.000]	3.193 [.000]
5	0.509 [.000]	1.524 [.000]
R^2	0.998	0.997

[Noot: p-waarden tussen haakjes, tweezijdige toets]

De schattingsresultaten bevestigen de a priori verwachte effecten: hogere leeftijd en hogere kans op verlies van de partner leiden tot een hogere kans op het gebruik van formele zorg. Het feit dat het leeftijdseffect constant wordt gehouden, lijkt op het eerste gezicht in tegenspraak met de vaststelling in ander onderzoek dat de leeftijdsverdeling van het zorggebruik verschuift naar oudere leeftijdsklassen (wat het gevolg zou zijn van een hogere levensverwachting gecombineerd met een betere gezondheid van de ouderen, "living longer in better health"). Een test van deze hypothese (door de coëfficiënten van de leeftijdsvariabele tijdsafhankelijk te maken) leverde echter geen resultaat op. Het is echter duidelijk dat dit het gevolg kan zijn van de korte tijdsperiode waarover we beschikken.

27.2.2. Niveau 2a: De kans op verblijf in een rusthuis (zorgpatiënten)

De keuze tussen thuiszorg en verzorging (en verblijf) in een rustoord hangt opnieuw in grote mate af van de graad van zorgbehoevendheid van de patiënt, en van diens gezinssituatie. Ze hangt echter potentieel ook af van de relatieve kost van beide alternatieven, aangezien rusthuispatiënten zelf een dagprijs moeten betalen voor hun verblijf. Het betreft de verblijfskost, die, in tegenstelling tot de verpleegkost, niet door het RIZIV wordt vergoed. De relatieve verblijfskost, gedefinieerd als de dagprijs ten opzichte van de index van de consumptieprijzen (die de levensduurte van thuis wonen weerspiegelt) wordt derhalve in deze vergelijking opgenomen. In eerste instantie werd ook een variabele opgenomen die de proportie niet-verzekerde zelfstandigen (kleine risico's) weergeeft. Deze variabele zou a priori een negatief effect kunnen hebben op de kans op verblijf in een rusthuis, omdat de zelfstandigen die niet verzekerd zijn tegen kleine risico's niet door het RIZIV worden vergoed in de zorgcategorieën ROB_A en ROB_B. Deze variabele bleek echter niet significant, mogelijk omdat het effect slechts speelt voor een klein gedeelte van alle patiënten.

De uiteindelijk geschatte vergelijkingen zijn:

$$\ln\left(\frac{\text{K rust}^{m}_{lt}}{1-\text{K rust}^{m}_{lt}}\right)=\beta^{m}_{0}+\beta^{m}_{1}\,L+\beta^{m}_{2}\left(\frac{\text{Pdag}_{t}}{\text{CPI}_{t}}\right)+\beta^{m}_{3}\,S^{m}_{lt}+\varepsilon^{m}_{t}$$

$$\ln\left(\frac{\text{K rust}^{v}_{lt}}{1-\text{K rust}^{v}_{lt}}\right)=\beta^{v}_{0}+\beta^{v}_{1}\,L+\beta^{v}_{2}\left(\frac{\text{Pdag}_{t}}{\text{CPI}_{t}}\right)+\beta^{v}_{3}\,S^{v}_{lt}+\varepsilon^{v}_{t}$$

waarbij:

Pdag : De gemiddelde dagprijs (door de patiënt te betalen)
CPI : De index van de consumptieprijzen

De schattingsresultaten worden gerapporteerd in tabel 3.

Tabel 3: Schattingsresultaten van de kans op residentiële zorg (niveau 2a).

	Afhankelijke variabelen	
Coëfficiënten	$\ln\left(\frac{\text{K rust}^{m}_{lt}}{1-\text{K rust}^{m}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{\text{K rust}^{v}_{lt}}{1-\text{K rust}^{v}_{lt}}\right)$
β_0	1.336 [.517]	1.309 [.521]
β_1	0.015 [.000]	0.022 [.000]
β_2	-10.940 [.116]	-13.240 [.056]
β_3	3.616 [.000]	4.814 [.000]
R^2	0.963	0.988

[Noot: p-waarden tussen haakjes, tweezijdige toets]

Leeftijd en gezinssituatie hebben opnieuw het verwachte positieve effect: naarmate de zorgbehoefte stijgt, en de mogelijkheid van informele thuiszorg afneemt, verhoogt de kans op residentiële zorg. De verblijfskost in de rustoorden heeft echter een remmende invloed. Het weze echter opgemerkt dat deze variabele enkel varieert over de tijd, en constant is per leeftijdsklasse. Als gevolg daarvan kan ze effecten capteren van andere tijdsafhankelijke variabelen, waardoor de geschatte coëfficiënten met enig voorbehoud moeten behandeld worden. Het beperkte aantal observaties in de tijd laat hoe dan ook niet toe te discrimineren tussen verschillende tijdsafhankelijke variabelen.

27.2.3. Niveau 2b: De kans op verblijf in een rusthuis (niet-zorgpatiënten)

De niet-zorgbehoevende patiënten wonen om voor de hand liggende redenen in principe thuis. Dit neemt niet weg dat ze, naarmate ze ouder worden en alleen komen te staan, toch kunnen beslissen naar een rustoord te gaan. Zelfs voor patiënten die in principe voor zichzelf kunnen zorgen, biedt een verblijf in een rusthuis immers het voordeel dat er steeds hulp voorhanden is in crisissituaties, en dat de patiënt er meer sociaal contact heeft dan thuis. De kans voor deze groep om in een rusthuis te verblijven wordt dus opnieuw gemodelleerd als een functie van de leeftijd en de sociodemografische variabele. In eerste instantie werd de vergelijking geschat met twee aanvullende variabelen, maar die bleken geen significant effect te hebben. Het betreft de proportie niet-verzekerde zelfstandigen (zie hoger) en het aandeel van de ROB-bedden in het totaal van de bedden. Deze laatste

variabele werd initieel opgenomen om het effect te capteren van de reconversie-politiek van ROB- naar RVT-bedden. Eén van de doelstellingen van deze reconversie was precies om niet-zorgbehoevende patiënten aan te zetten thuis te blijven wonen, om op die manier beddencapaciteit vrij te maken voor zorgbehoevende patiënten. De variabele had echter, zoals gezegd, geen significant effect. Volgende vergelijkingen werden geschat:

$$\ln\left(\frac{\text{K rob_O}^{m}_{lt}}{1-\text{K rob_O}^{m}_{lt}}\right) = \gamma^{m}_{0} + \gamma^{m}_{1}\,\text{L} + \gamma^{m}_{2}\,\text{S}^{m}_{lt} + \varepsilon^{m}_{t}$$

$$\ln\left(\frac{\text{K rob_O}^{v}_{lt}}{1-\text{K rob_O}^{v}_{lt}}\right) = \gamma^{v}_{0} + \gamma^{v}_{1}\,\text{L} + \gamma^{v}_{2}\,\text{S}^{v}_{lt} + \varepsilon^{v}_{t}$$

De schattingsresultaten vindt men in tabel 4.

Tabel 4: Schattingsresultaten van de kans op verblijf in een rusthuis (niveau 2b).

	Afhankelijke variabelen	
Coëfficiënten	$\ln\left(\frac{\text{K rob_O}^{m}_{lt}}{1-\text{K rob_O}^{m}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{\text{K rob_O}^{v}_{lt}}{1-\text{K rob_O}^{v}_{lt}}\right)$
γ 0	-11.61 [.000]	-12.40 [.000]
γ 1	0.081 [.000]	0.090 [.000]
γ 2	25.12 [.000]	15.03 [.000]
R^2	0.972	0.993

[Noot: p-waarden tussen haakjes, tweezijdige toets]

Leeftijd en sociodemografie hebben opnieuw het verwachte positieve effect.

27.2.4. Niveau 3a: De verdeling van de patiënten over de zorgcategorieën in de thuiszorg

De thuisverpleging van zorgbehoevende ouderen wordt sinds juli 1997, net als in de residentiële zorg, vergoed door middel van een dagforfait. Er zijn vier van dergelijke forfaits (T, A, B en C), die corresponderen met de graad van zorgbehoevendheid van de patiënt. Het lijkt aannemelijk dat de kans op intensievere zorg opnieuw functie zal zijn van de leeftijd en de gezinssituatie van de patiënt. Wat deze laatste variabele betreft, zou dit betekenen dat het wegvallen van informele hulp de patiënt meer afhankelijk maakt van externe zorg dan voorheen, waardoor hij/zij in een zwaardere zorgcategorie terecht komt. Om deze hypothese te testen werd gebruik gemaakt van een meerkeuze-model (een multinomiaal logitmodel), waarbij de kansen van drie categorieën worden uitgedrukt ten opzichte van de kans op de vierde (referentie-) categorie (categorie T). De kans op deze groep wordt residueel bepaald door middel van de somrestrictie op de kansen.

De geschatte vergelijkingen, aangevuld met een lineaire trend, krijgen volgende vorm:

$$\ln\left(\frac{\text{K thuis_I}^{m}_{lt}}{\text{K thuis_T}^{m}_{lt}}\right) = \delta^{m}_{0i} + \delta^{m}_{1i}\,L + \delta^{m}_{2i}\,T + \delta^{m}_{3i}\,S^{m}_{lt} + \varepsilon^{m}_{it} \qquad i = A,B,C$$

$$\ln\left(\frac{\text{K thuis_I}^{v}_{lt}}{\text{K thuis_T}^{v}_{lt}}\right) = \delta^{v}_{0i} + \delta^{v}_{1i}\,L + \delta^{v}_{2i}\,T + \delta^{v}_{3i}\,S^{v}_{lt} + \varepsilon^{v}_{it} \qquad i = A,B,C$$

De schattingsresultaten vindt men in tabellen 5 en 6.

Tabel 5: Schattingsresultaten van de kansverdeling naar zorgcategorie in de thuiszorg (mannen) (niveau 3a).

	Afhankelijke variabelen		
Coëfficiënten	$\ln\left(\frac{\text{K thuis_A}^{m}_{lt}}{1-\text{K thuis_T}^{m}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{\text{K thuis_B}^{m}_{lt}}{1-\text{K thuis_T}^{m}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{\text{K thuis_C}^{m}_{lt}}{1-\text{K thuis_T}^{m}_{lt}}\right)$
$^{m}_{0}$	-0.610 [.000]	-0.282 [.094]	-0.784 [.000]
$^{m}_{1}$	-0.007 [.000]	-0.015 [.000]	-0.024 [.000]
$^{m}_{2}$	0.077 [.000]	0.099 [.000]	0.197 [.000]
$^{m}_{3}$	1.552 [.000]	3.298 [.000]	3.613 [.000]
R^2	0.693	0.726	0.838

[Noot: p-waarden tussen haakjes, tweezijdige toets]

Tabel 6: Schattingsresultaten van de kansverdeling naar zorgcategorie in de thuiszorg (vrouwen) (niveau 3a).

	Afhankelijke variabelen		
Coëfficiënten	$\ln\left(\frac{\text{K thuis_A}^{v}_{lt}}{1-\text{K thuis_T}^{v}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{\text{K thuis_B}^{v}_{lt}}{1-\text{K thuis_T}^{v}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{\text{K thuis_C}^{v}_{lt}}{1-\text{K thuis_T}^{v}_{lt}}\right)$
$^{v}_{0}$	-0.4596[.002]	-0.1589[.465]	-0.4163[.133]
$^{v}_{1}$	-0.0157[.000]	-0.0301[.000]	-0.0459[.000]
$^{v}_{2}$	0.0849[.000]	0.1173[.000]	0.1834[.000]
$^{v}_{3}$	3.957 [.000]	7.589 [.000]	10.365 [.000]
R^2	0.822	0.879	0.895

[Noot: p-waarden tussen haakjes, tweezijdige toets]

Uit de tabellen 5 en 6 blijkt dat de gezinssituatie het verwachte positieve effect uitoefent op de verdeling over de zorgcategorieën. Het positieve teken van de coëfficiënt van de trendvariabele wijst bovendien op een autonome tendens naar zwaardere zorgcategorieën over de beschouwde periode, die weliswaar erg kort is. Een op het eerste gezicht contra-intuïtief resultaat is het negatieve teken van de leeftijdsvariabele: het suggereert dat oudere patiënten in de thuiszorg eerder in lagere zorgcategorieën zouden belanden. Dit lijkt onwaarschijnlijk, en het is vermoedelijk het gevolg van het feit dat oudere patiënten, die (gemiddeld) meer zorgbehoevend zijn, eerder de thuiszorg zullen ruilen voor het rusthuis. Dergelijke substitutie zal het aantal zwaarder zorgbehoevende patiënten in de thuiszorg

doen afnemen ten opzichte van het aantal minder zorgbehoevende patiënten, met het vastgestelde ("perverse") effect tot gevolg. Als deze interpretatie klopt, wijst ze op een probleem dat ontstaat als gevolg van de veronderstelde "separabiliteit" tussen de aggregaten "thuiszorg" en "residentiële zorg", die wel substitutie toelaat op het niveau van de aggregaten, maar niet tussen de individuele zorgcategorieën van beide groepen. De beschikbare gegevens laten echter geen alternatieve modelspecificatie, waarin alle zorgcategorieën rechtstreeks met elkaar kunnen gesubstitueerd worden, toe.

27.2.5. Niveau 3b: De verdeling van de patiënten over de zorgcategorieën in de residentiële zorg

Het model van de kansverdeling over de zorgcategorieën in de residentiële zorg heeft dezelfde vorm als het model van de thuiszorg: het is een meerkeuzemodel in functie van de leeftijd, aangevuld met een variabele die een proxy is voor de reconversie van ROB-bedden naar RVT-bedden. Deze reconversie veroorzaakt vanzelfsprekend een geleidelijke daling van het aandeel ROB-patiënten en een stijging van het percentage RVT-patiënten over de beschouwde periode. Aangezien preliminaire specificatietesten wezen op een niet-lineair verband tussen de afhankelijke en de onafhankelijke variabelen, werd de gekwadrateerde leeftijdsvariabele aan de vergelijkingen toegevoegd. De log-odds werden berekend ten opzichte van de laagste zorgcategorie, ROB_A. De geschatte vergelijkingen hebben volgende vorm:

$$\ln\left(\frac{K\ i^{m}_{lt}}{K\ rob_A^{\ m}_{lt}}\right) = \lambda^{m}_{0i} + \lambda^{m}_{1i}\ L + \lambda^{m}_{2i}\ L^{2} + \lambda^{m}_{3i}\ BROB_{t} + \varepsilon^{m}_{it}$$

$$i = rvt_B,\ rvt_C,\ rvt_D,\ rob_B,\ rob_C$$

$$K\ rob_A^{\ m}_{lt} = 1 - \sum_{i}(K\ i^{m}_{lt})$$

$$\ln\left(\frac{K\ i^{v}_{lt}}{K\ rob_A^{\ v}_{lt}}\right) = \lambda^{v}_{0i} + \lambda^{v}_{1i}\ L + \lambda^{v}_{2i}\ L^{2} + \lambda^{v}_{3i}\ BROB_{t} + \varepsilon^{v}_{it}$$

$$i = rvt_B,\ rvt_C,\ rvt_D,\ rob_B,\ rob_C$$

$$K\ rob_A^{\ v}_{lt} = 1 - \sum_{i}(K\ i^{v}_{lt})$$

waarbij: BROB : de proportie van het aantal ROB-bedden in het totaal aantal bedden.

De schattingsresultaten vindt men in tabellen 7 en 8.

Tabel 7: Schattingsresultaten van de kansverdeling naar zorgcategorie in de residentiële zorg (mannen) (niveau 3b).

	Afhankelijke variabelen				
C	$\ln\left(\frac{K\ rvt_B^{m}{}_{lt}}{1-K\ rob_A^{m}{}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{K\ rvt_C^{m}{}_{lt}}{1-K\ rob_A^{m}{}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{K\ rvt_D^{m}{}_{lt}}{1-K\ rob_A^{m}{}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{K\ rob_B^{m}{}_{lt}}{1-K\ rob_A^{m}{}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{K\ rob_C^{m}{}_{lt}}{1-K\ rob_A^{m}{}_{lt}}\right)$
$\lambda^m{}_0$	2.101 [.000]	2.071 [.000]	3.593 [.000]	0.542 [.000]	-1.358 [.000]
$\lambda^m{}_1$	-0.013 [.119]	-0.010 [.177]	-0.0164 [.002]	-0.0156 [.000]	-0.0206 [.000]
$\lambda^m{}_2$	$0.13E^{-03}$ [.047]	$0.96E^{-04}$ [.096]	$0.17E^{-03}$ [.000]	$0.95E^{-04}$ [.003]	$0.23E^{-03}$ [.000]
$\lambda^m{}_3$	-5.432 [.000]	-4.269 [.000]	-4.577 [.000]	0	1.826 [.000]
R^2	0.733	0.680	0.840	0.363	0.690

[Noot: p-waarden tussen haakjes, tweezijdige toets]

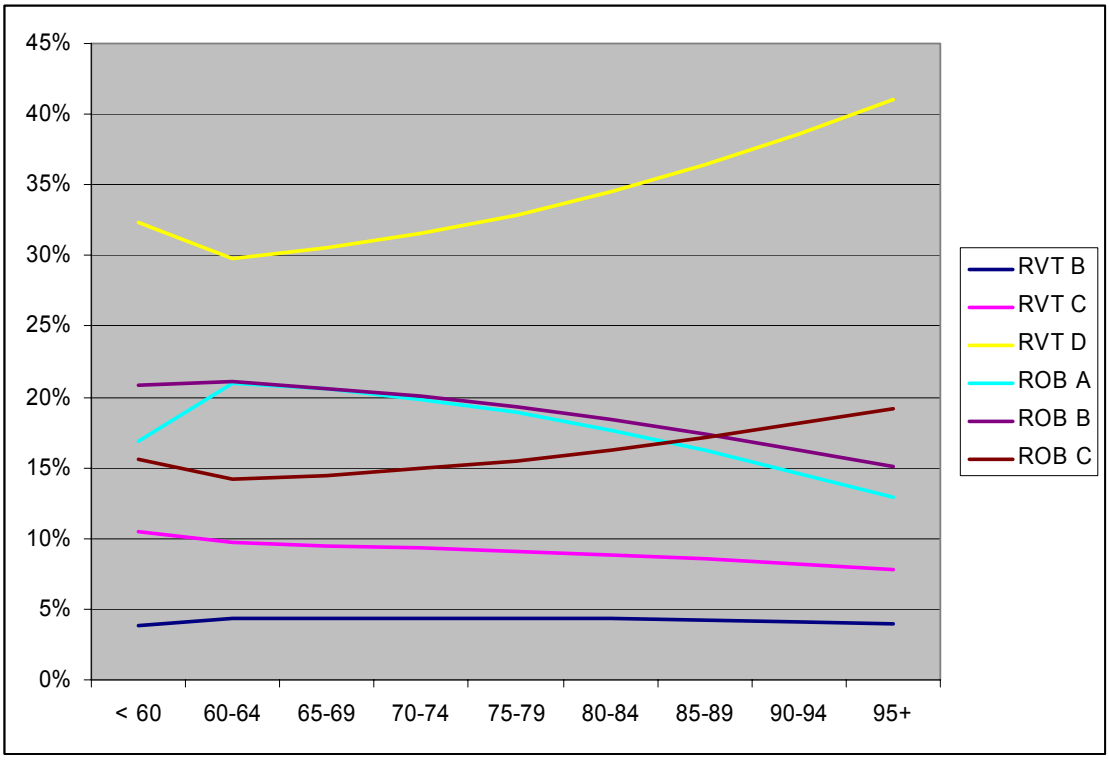
Tabel 8: Schattingsresultaten van de kansverdeling naar zorgcategorie in de residentiële zorg (vrouwen) (niveau 3b).

	Afhankelijke variabelen				
C	$\ln\left(\frac{K\ rvt_B^{v}{}_{lt}}{1-K\ rob_A^{v}{}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{K\ rvt_C^{v}{}_{lt}}{1-K\ rob_A^{v}{}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{K\ rvt_D^{v}{}_{lt}}{1-K\ rob_A^{v}{}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{K\ rob_B^{v}{}_{lt}}{1-K\ rob_A^{v}{}_{lt}}\right)$	$\ln\left(\frac{K\ rob_C^{v}{}_{lt}}{1-K\ rob_A^{v}{}_{lt}}\right)$
v0	3.191 [.000]	3.073 [.000]	4.970 [.000]	0.649 [.000]	0.303 [.038]
v1	-0.022 [.001]	-0.032 [.000]	-0.052 [.000]	-0.021 [.000]	-0.053 [.000]
v2	$0.21E^{-03}$ [.000]	$0.25E^{-03}$ [.000]	$0.47E^{-03}$ [.000]	$0.16E^{-03}$ [.000]	$0.47E^{-03}$ [.000]
v3	-6.662 [.000]	-4.462 [.000]	-5.062 [.000]	0	1.189 [.000]
R2	0.876	0.827	0.963	0.628	0.901

[Noot: p-waarden tussen haakjes, tweezijdige toets]

Uit de resultaten in tabellen 7 en 8 kunnen twee belangrijke vaststellingen gemaakt worden. Ten eerste zorgt de combinatie van het negatieve teken van de leeftijd met het positieve teken van de coëfficiënt van de gekwadrateerde leeftijd voor verschillende mogelijke leeftijdspatronen van de kansverdeling over de zorgcategorieën: afhankelijk van de grootte-orde van de geschatte coëfficiënten kan er een netto daling of stijging optreden met de leeftijd. In het algemeen, en vooral voor de zwaarste zorgcategorieën, domineert het positieve effect van de kwadraatterm, in het bijzonder in de hogere leeftijdklassen. Ter illustratie vindt men in figuur 33 het geschatte leeftijdspatroon voor de vrouwen in het jaar 2003.

Figuur 33: Geschatte verdeling van de vrouwelijke rusthuispatiënten over zorgcategorieën in functie van de leeftijdsklasse (2003).



De tweede vaststelling in tabellen 7 en 8 is dat de variabele BROB, die het aandeel van de ROB-bedden in het totaal meet, niet significant is in de vergelijkingen voor zorgcategorie ROB_B, en dat deze vergelijkingen een aanzienlijk slechtere "fit" vertonen dan die voor de overige zorgcategorieën. Dit hoeft echter nauwelijks te verbazen, aangezien de zorgcategorieën ROB_B en ROB_A (ten opzichte waarvan de schatting gebeurt) erg dicht bij elkaar liggen qua patiëntenpopulatie: patiënten worden vaak van de ene naar de andere categorie verschoven, al dan niet als gevolg van de controles die het RIZIV regelmatig en steekproefsgewijs uitvoert (waarbij de patiënten opnieuw worden beoordeeld op de Katz-schaal, en eventueel naar een andere zorgcategorie worden verplaatst). Dergelijke verschuivingen tussen deze zorgcategorieën verklaren vermoedelijk waarom het model moeilijk in staat is te discrimineren tussen beide groepen. In de overige vergelijkingen heeft de "reconversievariabele" het verwachte positieve effect op de kansen ROB en negatieve effect op de kansen RVT.

27.2.6. Niveau 4a: De relatie tussen het aantal patiënten en het aantal vergoede forfaits

De relatie tussen het aantal patiënten en het aantal vergoede forfaits is in principe éénduidig: elke "fulltime" patiënt genereert theoretisch 365 zorgforfaits per jaar. De realiteit is echter complexer. Patiënten die tijdelijk in een rusthuis verblijven, overleden patiënten die vervangen worden door nieuwe, en verschuivingen van patiënten tussen zorgcategorieën en type bed, zijn enkele voorbeelden van redenen waarom de empirische relatie kan afwijken van de theoretische. Deze afwijking vertaalt zich onder meer in het feit dat er gemiddeld minder dan 365 forfaits per patiënt per jaar worden aangerekend, als gevolg van "frictionele

leegstand" van bedden. Een ander probleem wordt veroorzaakt door de manier waarop beide variabelen worden gemeten: het aantal jaarlijkse forfaits is immers een "flow"-variabele, terwijl het aantal patiënten een "stock"-variabele is die gemeten wordt op één moment in de tijd (in dit geval op 31 maart van elk jaar). Om maximaal rekening te houden met al deze factoren, werd de fundamentele proportionele relatie tussen patiënten en forfaits uitgebreid met dummy-variabelen per leeftijdsklasse en per jaar. De referentie-klassen zijn de leeftijdsklasse 75-79 en het jaar 2003, respectievelijk.

Idealiter zou de relatie moeten geschat worden op het niveau van de afzonderlijke zorgcategorieën, maar dit was onmogelijk met de beschikbare gegevens. Het aantal zorgforfaits was immers wel beschikbaar per jaar, leeftijd en geslacht, maar niet per zorgcategorie. Als gevolg daarvan moest het aantal patiënten opnieuw geaggregeerd worden over de zorgcategorieën. Na aggregeatie blijven volgende vier vergelijkingen te schatten:

$$X\,rvt^{m}_{lt} = \xi^{m}_{0} + \sum_{l} \xi^{m}_{l1}\, D_{l} + \sum_{t} \xi^{m}_{t1}\, D_{t} + \left(\sum_{l} \xi^{m}_{l2}\, D_{l}\right) \bullet \left(\sum_{t} \xi^{m}_{t2}\, D_{t}\right) \bullet \left(N\,rvt^{m}_{lt}\right) + \varepsilon^{m}_{t}$$

$$X\,rvt^{v}_{lt} = \xi^{v}_{0} + \sum_{l} \xi^{v}_{l1}\, D_{l} + \sum_{t} \xi^{v}_{t1}\, D_{t} + \left(\sum_{l} \xi^{v}_{l2}\, D_{l}\right) \bullet \left(\sum_{t} \xi^{v}_{t2}\, D_{t}\right) \bullet \left(N\,rvt^{v}_{lt}\right) + \varepsilon^{v}_{t}$$

$$X\,rob^{m}_{lt} = \xi^{m}_{0} + \sum_{l} \xi^{m}_{l1}\, D_{l} + \sum_{t} \xi^{m}_{t1}\, D_{t} + \left(\sum_{l} \xi^{m}_{l2}\, D_{l}\right) \bullet \left(\sum_{t} \xi^{m}_{t2}\, D_{t}\right) \bullet \left(N\,rob^{m}_{lt}\right) + \varepsilon^{m}_{t}$$

$$X\,rob^{v}_{lt} = \xi^{v}_{0} + \sum_{l} \xi^{v}_{l1}\, D_{l} + \sum_{t} \xi^{v}_{t1}\, D_{t} + \left(\sum_{l} \xi^{v}_{l2}\, D_{l}\right) \bullet \left(\sum_{t} \xi^{v}_{t2}\, D_{t}\right) \bullet \left(N\,rob^{v}_{lt}\right) + \varepsilon^{v}_{t}$$

waarbij:

$X\,rvt^{m/v}_{lt}$: het aantal forfaits (m/v) in leeftijdsklasse l in RVT-bedden in jaar t.
$N\,rvt^{m/v}_{lt}$: het aantal patiënten (m/v) in leeftijdsklasse l in RVT-bedden in jaar t.
(en analoog voor ROB).

De vergelijkingen werden simultaan geschat, om rekening te houden met eventuele gelijktijdige covariantie tussen de storingstermen die het gevolg is van verschuivingen tussen ROB- en RVT-patiënten en tussen mannen en vrouwen. Het weze ook opgemerkt dat de constante termen (en de intercept-shift coëfficiënten) in theorie overbodig zijn, aangezien de relatie zuiver proportioneel hoort te zijn. In de praktijk is dit echter niet het geval, enerzijds als gevolg van frictie, anderzijds mogelijk als gevolg van het ontbreken van relevante variabelen (onder meer budgettaire maatregelen die spelen op het niveau van de individuele instellingen). De geschatte intercepten moeten derhalve geïnterpreteerd worden als "autonome" forfaits, dus forfaits die in feite niet kunnen toegewezen worden aan patiënten. De schattingsresultaten worden gerapporteerd in tabel 9.

Tabel 9: Schattingsresultaten van de relatie tussen het aantal patiënten en het aantal vergoede forfaits (niveau 4a).

	Afhankelijke variabelen			
C	X rvt^m	X rvt^v	X rob^m	X rob^v
ζ_0	61824 [.000]	122399 [.102]	47773 [.059]	4342 [.944]
$\zeta_{29,1}$	1642 [.875]	5055 [.916]	177673 [.039]	410433 [.057]
$\zeta_{62,1}$	6981 [.638]	18972 [.762]	-34206 [.569]	220147 [.084]
$\zeta_{67,1}$	355 [.975]	37549 [.569]	54195 [.254]	135924 [.107]
$\zeta_{72,1}$	13109 [.144]	20953 [.691]	52791 [.240]	103075 [.210]
$\zeta_{82,1}$	-12765 [.073]	-45483 [.309]	-109936 [.004]	43438 [.594]
$\zeta_{87,1}$	10897 [.273]	26018 [.768]	4507 [.870]	-191962 [.005]
$\zeta_{92,1}$	-3059 [.634]	9259 [.847]	2885 [.968]	-407259 [.005]
$\zeta_{97,1}$	-4827 [.675]	-7576 [.735]	59568 [.109]	356197 [.000]
$\zeta_{1996,1}$	-36868 [.001]	-80019 [.247]	376 [.963]	53025 [.009]
$\zeta_{1997,1}$	-35311 [.003]	-75750 [.276]	2058 [.771]	42953 [.007]
$\zeta_{1998,1}$	-31257 [.001]	-66294 [.212]	1125 [.881]	52759 [.000]
$\zeta_{1999,1}$	-20705 [.008]	-50573 [.253]	3061 [.634]	39118 [.002]
$\zeta_{2000,1}$	-11699 [.051]	-29450 [.390]	5265 [.343]	27291 [.016]
$\zeta_{2001,1}$	-7590 [.124]	-19413 [.436]	-7749 [.139]	19029 [.077]
$\zeta_{2002,1}$	-2245 [.540]	-13587 [.378]	4703 [.324]	19693 [.039]
$\zeta_{29,2}$	-96.74 [.001]	-30.8 [.246]	-201.0 [.007]	-597.1 [.026]
$\zeta_{62,2}$	-190.8 [.004]	-443.4 [.274]	-0.9511 [1.00]	-346.0 [.021]
$\zeta_{67,2}$	-80.3 [.005]	-232.4 [.232]	-58.2 [.056]	-109.3 [.003]
$\zeta_{72,2}$	-39.1 [.003]	-52.9 [.367]	-33.9 [.099]	-35.8 [.033]
$\zeta_{77,2}$	**321.0 [.000]**	**340.0 [.000]**	**313.6 [.000]**	**341.3 [.000]**
$\zeta_{82,2}$	20.1 [.001]	22.9 [.096]	34.7 [.005]	-4.1 [.644]
$\zeta_{87,2}$	-6.5 [.372]	4.5 [.807]	-6.9 [.444]	0.1514 [.984]
$\zeta_{92,2}$	-22.0 [.001]	-5.8 [.686]	-32.5 [.259]	4.6 [.707]
$\zeta_{97,2}$	-129.1 [.000]	-34.9 [.000]	-211.8 [.000]	-148.5 [.000]
$\zeta_{1996,1}$	-0.0039 [.919]	-0.0149 [.757]	-0.4071 [.656]	-0.0283 [.000]
$\zeta_{1997,1}$	-0.1969 [.000]	-0.1840 [.000]	0.0295 [.001]	0.6733 [.169]
$\zeta_{1998,1}$	-0.0860 [.001]	-0.0545 [.056]	0.0817 [.000]	0.0327 [.000]
$\zeta_{1999,1}$	-0.1272 [.000]	-0.1224 [.000]	0.0809 [.000]	0.0608 [.000]
$\zeta_{2000,1}$	-0.1536 [.000]	-0.1330 [.000]	0.0279 [.001]	0.0202 [.000]
$\zeta_{2001,1}$	-.0768 [.000]	-0.0630 [.000]	-0.0168 [.023]	-0.0395 [.000]
$\zeta_{2002,1}$	-.1582 [.000]	-0.1442 [.000]	0.0523 [.000]	0.0444 [.000]
R^2	0.999	0.999	0.999	0.999

[Noot: p-waarden tussen haakjes, tweezijdige toets]

We bespreken enkel de meest relevante resultaten uit tabel 9. Het vertrekpunt zijn de geschatte richtingscoëfficiënten voor de referentie-leeftijdsklasse (74-79 jaar), die in de tabel in vet zijn weergegeven. Deze waarden liggen, zoals verwacht, enigszins onder de theoretische waarde van 365 (forfaits per jaar per fulltime patiënt). Het is echter opmerkelijk dat er aanzienlijke afwijkingen bestaan, die zich hoofdzakelijk voordoen in de leeftijdsklassen van de jongste en oudste patiënten. Vermoedelijk wijst dit op het grotere verloop van patiënten in deze groepen, waardoor de "frictie-leegstand" van bedden er hoger ligt. De erg uiteenlopende waarden van de geschatte coëfficiënten van de intercept- en slope-shift dummies, die verschuivingen tussen leeftijdsklassen, type bedden en jaren weerspiegelen, zijn opmerkelijk maar lenen zich nauwelijks tot zinvolle interpretatie. Ze capteren zowel effecten die te maken hebben met de manier waarop de gegevens werden gemeten (onder meer het feit dat de forfaits een "flow" meten over het hele jaar, terwijl de patiënten een "stock"-meting is op 31 maart), als verschuivingen die het gevolg zijn van beleidsmaatregelen (door verandering van omkaderingsnormen, budgetmaatregelen die een impact hebben op individuele instellingen, herallocatie van patiënten als gevolg van RIZIV-controles, en zo verder).

De forfaits per type bed, leeftijdsklasse en geslacht kunnen nu opnieuw geventileerd worden over de zorgcategorieën, althans op een benaderende manier. Daartoe werd de verdeling van de patiënten (over dezelfde klassen) over de zorgcategorieën als verdeelsleutel genomen:

$$X\ rvt_i^{m}_{lt} = X\ rvt^{m}_{lt} * \left(\frac{N\ rvt_i^{m}_{lt}}{\sum_{i} N\ rvt_i^{m}_{lt}} \right) \qquad i = B, C, D$$

$$X\ rob_j^{m}_{lt} = X\ rob^{m}_{lt} * \left(\frac{N\ rob_j^{m}_{lt}}{\sum_{j} N\ rob_j^{m}_{lt}} \right) \qquad j = A, B, C$$

27.2.7. Niveau 4b: De evolutie van forfaits

De door het RIZIV terugbetaalde forfaits hangen, zoals reeds werd uitgelegd in sectie 26.1, af van de zorgcategorie in combinatie met het type bed. De bedragen zijn doorheen de tijd echter voortdurend veranderd, als gevolg van verscheidene factoren:

- Aanpassingen aan de levensduurte, in functie van de evolutie van de gezondheidsindex: de forfaits, die in hoofdzaak de personeelskost van het verplegend en verzorgend vergoeden, worden aangepast bij een overschrijding van de spilindex, net zoals lonen in de andere sectoren;
- Verhogingen van de koopkracht, in uitvoering van de sectorale sociale akkoorden;
- Verhogingen die het gevolg zijn van aanpassingen van de omkaderingsnormen. Het extra personeel of het hoger gekwalificeerd personeel dat als gevolg hiervan door de instellingen moet betaald worden, wordt gefinancierd door middel van een aanpassing van de forfaits;
- Verlagingen die het gevolg zijn van budgetbeperkende maatregelen, en die resulteren in lineaire verlagingen van forfaits. Het weze opgemerkt dat de meeste budgetmaatregelen zich niet onder de vorm van lineaire tariefverminderingen voordoen. In de meeste gevallen betreft het financiële sancties tegen individuele instellingen, waarvan de vergoede forfaits worden verminderd wanneer ze niet voldoen aan de omkaderingsnormen. Dergelijke "besparingen" uiten zich echter niet in de officiële tarieven, en kunnen dan ook moeilijk gemeten worden. Hun effect op de totale uitgaven lijkt in elk geval niet erg groot, aangezien de berekende uitgaven (op basis van modelsimulaties, zie verder) de werkelijke uitgaven niet systematisch blijken te overschatten.

De cijfers waarover we beschikken zijn de maandelijkse officiële tarieven per zorgforfait. Het effect van tariefverhogingen kan in principe gemodelleerd worden door middel van afzonderlijke dummy-variabelen per maatregel. Met betrekking tot het effect van de sociale akkoorden werd één enkele dummy-variabele gedefinieerd, die het gemiddeld effect capteert op de evolutie van de forfaits. De coëfficiënt van deze dummy is dezelfde over alle vergelijkingen heen, die dus simultaan werden geschat. De verhogingen als gevolg van normaanpassingen variëren per zorgcategorie, en krijgen derhalve afzonderlijke dummies, net als de budgetmaatregelen. De vergelijkingen werden bovendien aangevuld met dummy-variabelen die het effect van "inhaal-verhogingen" capteren. Dit zijn tijdelijke verhogingen van de tarieven als gevolg van het feit dat de afgesproken tariefverhoging met vertraging werd ingevoerd. De tariefvergelijkingen, met de afhankelijke variabelen gespecificeerd in termen van groeivoeten, krijgen volgende algemene vorm (de "inhaal-effecten" werden weggelaten):

$$\Delta\ln(\text{P rvt_i}_t) = \varphi_{0i} + 0.02\,\text{Dindex}_t + \varphi_1\,\text{D SocAkk}_t + \varphi_{3i}\,\text{DNorm}_t + \varphi_{4i}\,\text{DBudget}_t + \varepsilon_{it} \qquad i = B, C, D$$

$$\Delta\ln(\text{P rob_j}_t) = \varphi_{0j} + 0.02\,\text{Dindex}_t + \varphi_1\,\text{D SocAkk}_t + \varphi_{3j}\,\text{DNorm}_t + \varphi_{4j}\,\text{DBudget}_t + \varepsilon_{jt} \qquad j = O, A, B, C$$

De concrete set van dummy-variabelen verschilt naargelang de zorgcategorie. Het indexeringseffect wordt niet geschat, aangezien het telkens om vaste tariefverhogingen van 2 procent gaat. De schattingsresultaten vindt men in tabellen 10 en 11. De dummies voor de maatregelen worden chronologisch weergegeven in de eerste kolom.

Tabel 10: Schattingsresultaten van de evolutie forfaits RVT (niveau 4b).

	Afhankelijke variabelen		
C	ln(P rvt_B)	ln(P rvt_C)	ln(P rvt_Cd)
φ_1 (SocAkk)		0.0108	
B Jan 97	-0.0202 [.000]	-0.0204 [.000]	-0.0202 [.000]
N Jan 01	0.1920 [.000]		0.0433 [.000]
B Sep 01	-0.0374 [.000]	-0.0375 [.000]	-0.0383 [.000]
D Okt 01			0.0238 [.000]
N Okt 02	0.0213 [.000]	0.0477 [.000]	-0.0236 [.000]
N Jul 03	0.0394 [.000]	0.0398 [.000]	0.0399 [.000]
R^2	0.999	0.999	0.999

[Noot: p-waarden tussen haakjes, tweezijdige toets.
N = Norm; B = budget; D = specifieke maatregel]

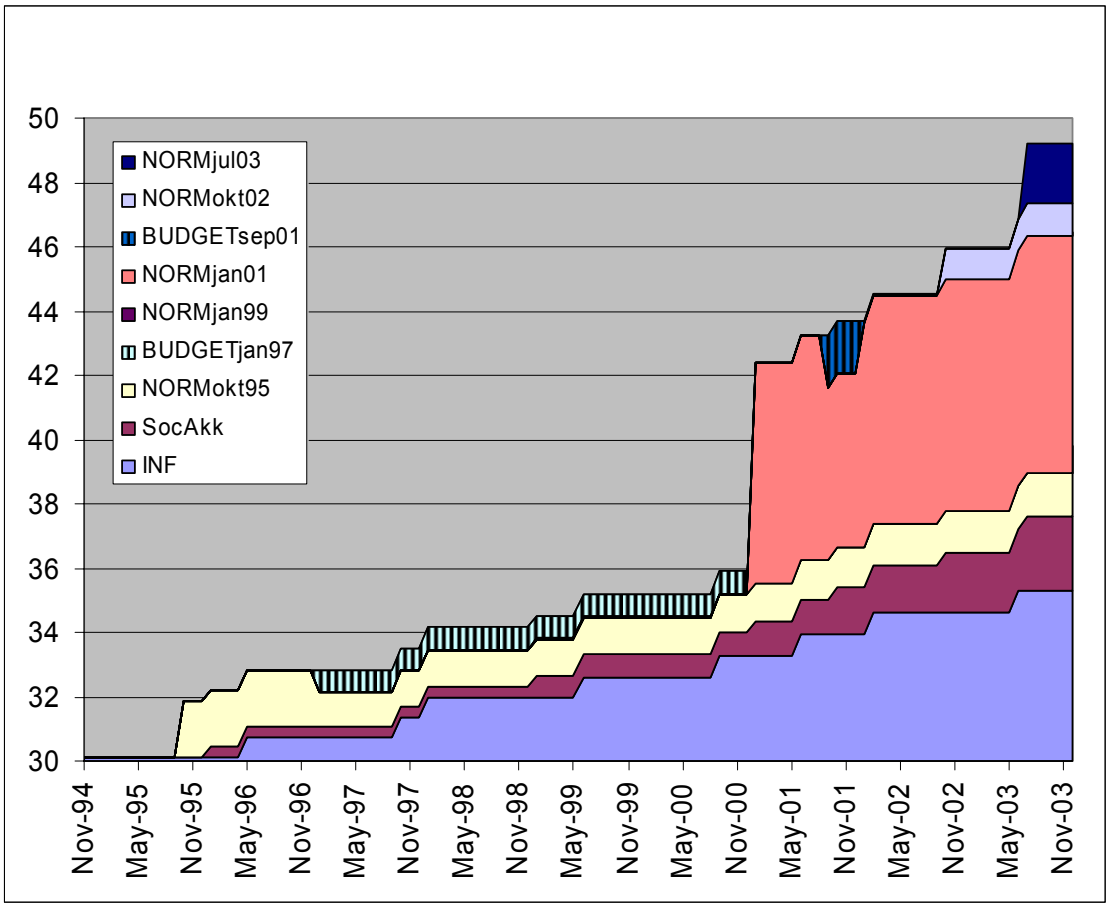
Tabel 11: Schattingsresultaten van de evolutie forfaits ROB (niveau 4b).

	Afhankelijke variabelen				
C	ln(P rob_O)	ln(P rob_A)	ln(P rob_B)	ln(P rob_C)	ln(P rob_D)
φ_1			0.0108		
D Jul 96	-.0495 [.000]				
B Jan 97	-.0220 [.000]	-.0212 [.000]	-.0207 [.000]	-.0201 [.000]	.0201 [.000]
N Jan 99		0.3684 [.000]		.0720 [.000]	.0670 [.000]
D Jan 00		0.2726 [.000]			
B Jul 00	-.0613 [.000]	-.0613 [.000]	-.0613 [.000]	-.0613 [.000]	-.0613 [.000]
N Jan 01	.1763 [.000]	.1556 [.000]	.0725 [.000]	.0197 [.000]	.0186 [.000]
D Okt 01			.1195 [.000]	.0387 [.000]	
B Okt 02	-.2194 [.000]	-.0614 [.000]	-.0535 [.000]		
N Okt 02				.0213 [.000]	.0232 [.000]
N Jul 03	.0275 [.000]	.0377 [.000]	.0399 [.000]	.0400 [.000]	.0402 [.000]
R^2	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999

[Noot: p-waarden tussen haakjes, tweezijdige toets.
N = Norm; B = budget; D = specifieke maatregel]

Het cumulatieve effect van de indexaanpassingen, sociale akkoorden, normverhogingen en budgetmaatregelen wordt geïllustreerd in figuur 34 voor het RVT_B forfait. Uit deze figuur blijkt dat vooral normverhogingen voor aanzienlijke prijsstijgingen hebben gezorgd, en dat de budgetmaatregelen (gearceerde oppervlak) een erg bescheiden effect hebben gehad in de beschouwde periode.

Figuur 34: Geschatte componenten van de evolutie van het forfait RVT_B (in EUR)



28. RESULTATEN VAN ENKELE SIMULATIE-OEFENINGEN

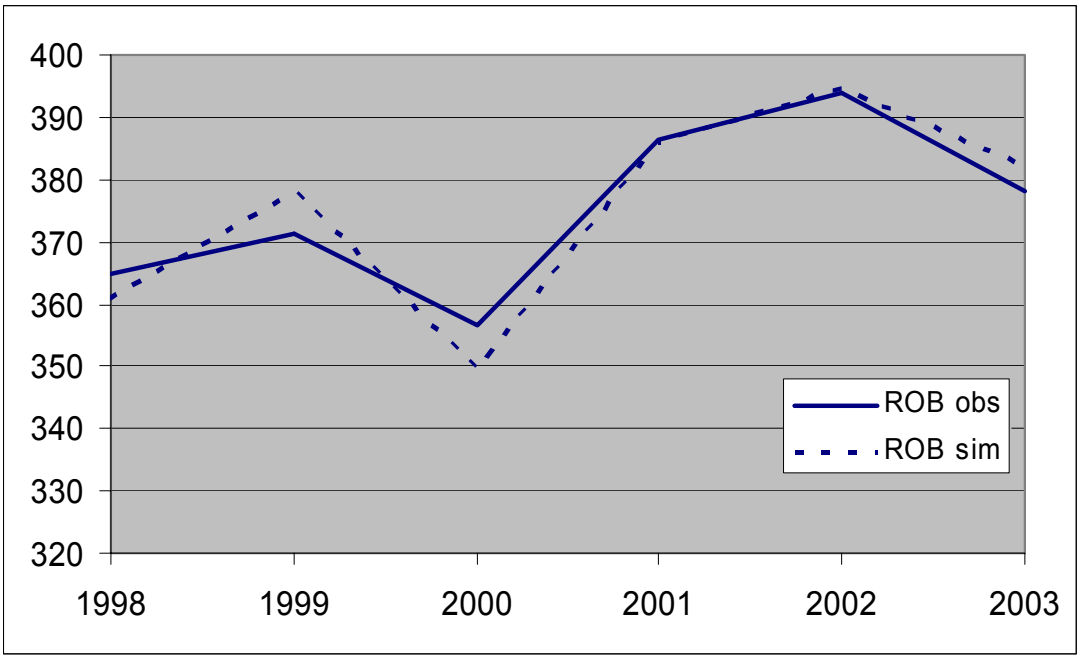
In deze sectie worden de resultaten gerapporteerd van modelsimulaties, die een tweeledige bedoeling hebben. In een eerste simulatie wordt de waarde van de endogene variabelen berekend over de observatieperiode 1996-2002, wat toelaat de gesimuleerde waarden te vergelijken met de geobserveerde [93]. Dergelijke oefening is een belangrijke eerste stap in de modelevaluatie, omdat er uit blijkt of het model in staat is de historisch geobserveerde cijfers voldoende accuraat te reproduceren. De tweede simulatie beslaat de periode 2003-2010. De resultaten ervan geven een indicatie van de verwachte evolutie van de uitgaven bij ongewijzigd beleid. De bedoeling van deze oefening is hoofdzakelijk om de bruikbaarheid van het model te testen met het oog op eventuele latere simulatie-oefeningen waarmee de effecten van beleidsveranderingen zouden kunnen ingeschat worden.

28.1. SIMULATIE OVER DE OBSERVATIEPERIODE 1996-2003

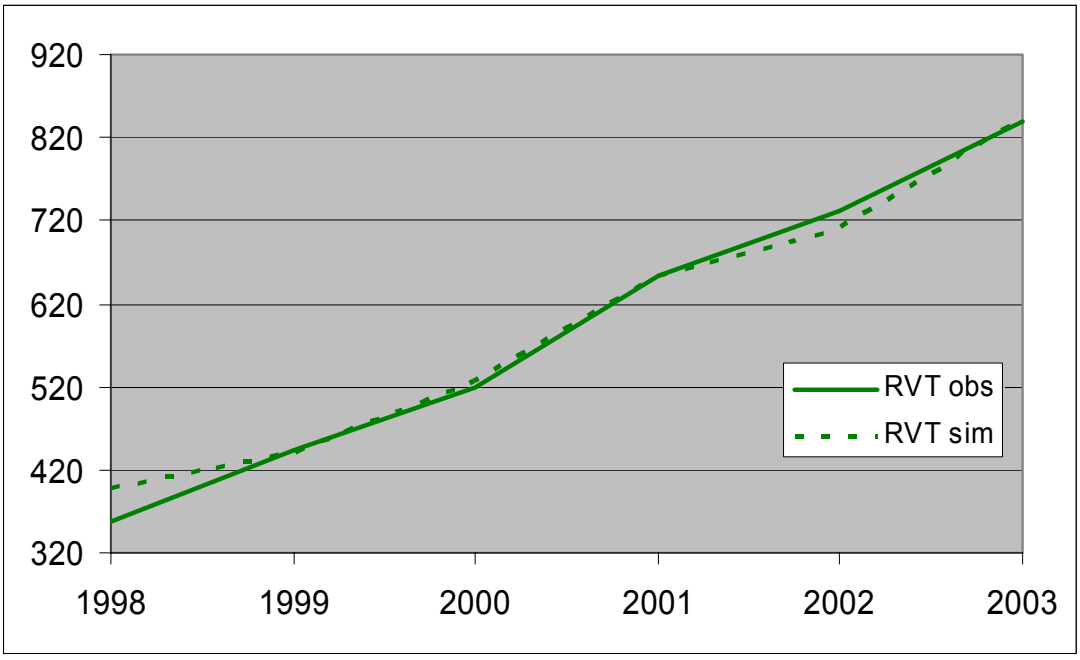
De resultaten van de berekende waarden van de totale uitgaven in RVT respectievelijk ROB vindt men, samen met de geobserveerde waarden, figuren 35 en 36. Ze tonen aan dat de gesimuleerde waarden zeer nauw aansluiten bij de geobserveerde, zoals vereist. Dit resultaat is op zich niet opmerkelijk, aangezien het model in wezen recursief is, en nauwelijks dynamische effecten vertoont. Voor dergelijke modellen zijn de simulatieresultaten in essentie de weerspiegeling van de "goodness-of-fit" van de geschatte vergelijkingen, die, zoals uit de hoger gerapporteerde resultaten blijkt, erg goed is.

[93] De uitgaven voor de ROB_C forfaits werden berekend tegen het gemiddelde tarief van forfaits C en C+, aangezien we niet beschikken over de afzonderlijke volumes van beide categorieën.

Figuur 35: Geobserveerde en gesimuleerde totale RIZIV-uitgaven in ROB (in miljoenen EUR).



Figuur 36: Geobserveerde en gesimuleerde totale RIZIV-uitgaven in RVT (in miljoenen EUR).



28.2. SIMULATIE OVER DE PERIODE 2003-2010

Om het model te kunnen simuleren over een toekomstige tijdshorizon, moeten veronderstellingen geformuleerd worden met betrekking tot de toekomstige evolutie van de exogene modelvariabelen. Deze veronderstellingen worden weergegeven in tabel 12. Ze zijn, voor wat betreft de toekomstige economische en demografische evolutie, gebaseerd op projecties van het Federaal Planbureau en het Nationaal Instituut voor de Statistiek. Ten aanzien van de sector-specifieke exogene variabelen werd verondersteld dat er geen nieuwe normverhogingen zullen worden ingevoerd, en dat er geen verdere reconversie van ROB- naar RVT-bedden zal plaatsvinden.

Tabel 12: Hypothesen betreffende het toekomstige verloop van de exogene modelvariabelen (2003-2010)

Exogene variabele	Hypothesen
CPI_t, GI_t	Simulatieresultaten van het HERMES-model (1)
$N^{m/v}{}_{lt}$	Demografische projecties (2)
$S^{m/v}{}_{lt}$	= $0.89*S^{m/v}{}_{lt-1}$ (afnemende kans op verlies van echtgeno(o)t(e))[94]
$PBROB_t$	= $PBROB_{t-1}$ (constante verhouding ROB/RVT-bedden, dus geen verdere reconversie van ROB- naar RVT-bedden)
$SocAkk_t$	= 1 (jaarlijkse tariefverhogingen in uitvoering van sociale akkoorden)
D_t (Norm, Budget)	= 0 (geen nieuwe normverhogingen of budgetmaatregelen)
Pdag	= $f(Pdag_{t-1}, CPI_t)$ [95]

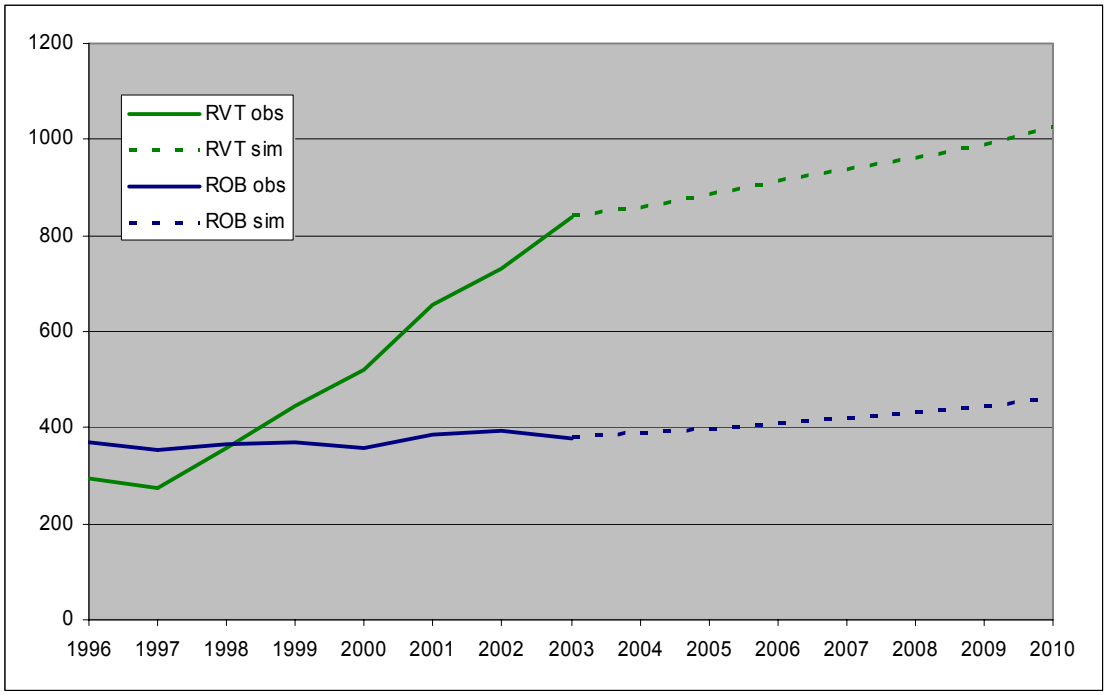
Bron: (1) Federaal Planbureau, (2) "Perspectives de population 2000-2050", INS-BFP

De resultaten van de modelsimulatie vindt men in figuur 37. De tendentiële stijging van de (nominale) uitgaven weerspiegelt in hoofdzaak de demografische evolutie, die zich vertaalt in een toenemend gebruik van formele zorg. Aangezien in de simulatie geen normverhogingen of budgetmaatregelen worden verondersteld, stijgen de prijzen uitsluitend als gevolg van indexaanpassingen en sociale akkoorden. Per implicatie is de reële stijging van de RIZIV-forfaits gelijk aan de verhoging van de koopkracht, die in het model op 1.08 procent per jaar wordt geraamd. Figuur 37 vertoont een opvallende knik in de RVT-uitgaven over de simulatiehorizon. Dit resultaat moet geenszins geïnterpreteerd worden als een te verwachten structurele evolutie, maar is uitsluitend het gevolg van de gemaakte veronderstellingen. Met name de veronderstelling dat er over de periode 2003-2010 geen nieuwe normverhogingen zullen worden ingevoerd, heeft tot gevolg dat de dagforfaits over de simulatiehorizon minder snel toenemen dan over de historische periode. Ook de veronderstelling dat er geen verdere reconversie van bedden zal plaatsvinden (van goedkopere ROB- naar duurdere RVT-bedden) zorgt voor een relatief geringe toename van de totale uitgaven in vergelijking met het verleden.

[94] De kans op het verlies van de huwelijkspartner wordt verondersteld af te nemen over de tijd, conform de evolutie over de observatieperiode. Aangezien we over onvoldoende gegevens beschikten om deze tendens te schatten, werd de parameter gebruikt om het model te calibreren, zodat de gesimuleerde waarden in 2003 aansluiten bij de geobserveerde.

[95] De toekomstige evolutie van de dagprijzen werd berekend op basis van een aanpassend proces ten opzichte van de evolutie van de consumptieprijsindex.

Figuur 37: Geobserveerde (1996-2003) en gesimuleerde (2003-2010) totale RIZIV- uitgaven in ROB en RVT (in miljoenen EUR).



29. CONCLUSIES

29.1. ALGEMENE CONCLUSIES BETREFFENDE DE RESULTATEN VAN DE PILOOTSTUDIE

Het in dit rapport voorgestelde model levert, ondanks de beperkingen als gevolg van onvolledige of ontbrekende gegevens, interessante resultaten. Op theoretisch vlak kan het beschouwd worden als een generisch pathologie-gebaseerd model. De essentie van dergelijke aanpak is het modelleren van de prevalentie van een pathologie (die in onze toepassing de bijzondere vorm aanneemt van verminderende zelfredzaamheid als gevolg van ouderdom). De personen die deze pathologie vertonen, kunnen verder worden onderverdeeld naar subpathologieën, die corresponderen met specifieke behandelingen (de subpathologieën zijn in ons geval de verschillende klassen van zorgbehoevendheid, en de behandelingen de prestaties die vallen onder de zorgforfaits). De verklarende variabelen vallen uiteen in volgende categorieën:

- demografische en/of epidemiologische
- sociodemografische (zoals kenmerken van het gezin)
- economische (zoals relatieve prijzen)
- institutionele of beleidsvariabelen (zoals tarieven, sturing van het aanbod, ...).

Deze benadering is erg productief gebleken voor de modellering van de ouderenzorg. Deze sector van de gezondheidszorg is natuurlijk bijzonder, omdat door de aard van de "pathologie", het zorggebruik (en dus ook de uitgaven) in hoofdzaak door de demografische ontwikkeling wordt gestuurd. In tweede instantie speelt de socio-demografische variabele een belangrijke rol, met name bij de keuze tussen thuiszorg en residentiële zorg, en bij het niveau van formele zorg dat de patiënten thuis krijgen. Onze resultaten bevestigen de resultaten van ander onderzoek, waaruit blijkt dat de gezinssituatie van groot belang is voor de ouderenzorg, meer bepaald op het vlak van de informele zorg.

Wat de evolutie van de prijzen betreft, zijn het vooral de normverhogingen die een sterke impact hebben op de uitgaven. Het weze echter opgemerkt dat dergelijke normverhogingen, hoewel ze inspelen op de "eenheidsprijs" van de prestatie, niet noodzakelijk zuivere prijseffecten zijn. De tarieven worden immers vaak verhoogd als gevolg van het verruimen van de omkaderingsnormen (waarbij dus meer of hoger gekwalificeerd personeel wordt voorzien per patiënt in een bepaalde zorgcategorie). De hogere personeelskost vertaalt zich dan weliswaar in hogere prijzen van de prestaties, maar die weerspiegelen eigenlijk eerder een kwaliteitsverhoging (en dus een volume-effect) dan een prijsverandering. We stuiten hier opnieuw op het probleem van het meten van volume-effecten in de vorm van kwaliteitsverandering van de zorg.

Het hiërarchische model kan in principe, voor zover er voldoende gegevens voorhanden zijn over de patiënten (gesplitst naar leeftijd, geslacht, sociaal statuut, pathologie-type of behandelingstype), gebruikt worden voor andere pathologieën. Behalve het feit dat er dan gegevens nodig zijn per pathologie (wat op dit ogenblik alleen het geval is voor de hospitaalsector), zal dan rekening moeten gehouden worden met een aantal problemen die zich minder stellen bij de studie van de ouderenzorg. Men denke aan epidemiologische factoren, co-morbiditeit, het effect van technologische vooruitgang op de kwaliteit en de kost van de zorg, en zo meer.

29.2. GEGEVENSBEPERKINGEN EN METHODOLOGISCHE PROBLEMEN

De methodologische problemen die zich hebben voorgedaan zijn in grote mate het gevolg van beperkingen in verband met de beschikbare gegevens. We bespreken beide problemen dan ook samen. De belangrijkste moeilijkheden situeerden zich op volgende vlakken:

- De beperkte tijdsdimensie van de gegevens heeft tot gevolg dat de effecten van tijdsafhankelijke variabelen moeilijk of niet konden gemeten worden. Met name stelt zich het probleem dat moeilijk kan gediscrimineerd worden tussen de effecten van variabelen die enkel in de tijd variëren (maar constant zijn over de leeftijdsklassen), en die een gemeenschappelijke trend vertonen. Dit geldt bijvoorbeeld ten aanzien van een eenvoudige lineaire trend, de verdeling van de bedden ROB/RVT en de relatieve verblijfskost in de rusthuizen. Het aggregatieniveau in de tijdsdimensie (met andere woorden, de periodiciteit van de gegevens) is bovendien te hoog om het effect van de talrijke maatregelen op het volume en de verdeling van de zorgforfaits te kunnen modelleren.
- Collineariteit tussen de leeftijdsvariabelen en de sociodemografische variabele (als gevolg van het feit dat de kans om de echtgeno(o)t(e) te verliezen om voor de hand liggende redenen toeneemt met de leeftijd) zorgt ook potentieel voor een "confusion of effects", hoewel beide variabelen significant zijn in de regressies.
- Ontbrekende gegevens met betrekking tot de patiëntenpopulatie hebben tot gevolg dat de effectieve schattingsperiode zich beperkt tot 1998-2003, waarbij de gegevens voor 2002 moesten geïnterpoleerd worden.
- Wat de patiëntengegevens betreft stelt zich het probleem dat ze betrekking hebben op een momentopname (telling op 31 maart van elk jaar). Dit heeft tot gevolg dat deze meting geen erg betrouwbare maatstaf is voor de gemiddelde patiëntenpopulatie over het hele jaar. Nochtans zou een accurate meting van de gemidddelde populatie wenselijk zijn om de link met het aantal vergoede forfaits (een flow-variabele) te verbeteren. De "fit" van de vergelijking waarin deze link wordt geschat is weliswaar uitstekend, maar dit is minstens voor een deel het gevolg van de leeftijds- en jaardummies, die eventuele discrepanties als gevolg van meetfouten opvangen.
- De correspondentie tussen het aantal patiënten en het aantal forfaits moet bij voorkeur gelegd worden op het niveau van de zorgcategorieën. Door het feit dat de forfaits echter niet per nomenclatuurcode (zorgcategorie) beschikbaar waren, is de link noodgedwongen gelegd op het geaggregeerde niveau.
- Het model is quasi volledig "vraag-gestuurd". Hoewel het evident is dat de demografische ontwikkeling de belangrijkste determinant is van de vraag naar en het gebruik van formele ouderenzorg, valt het toch niet uit te sluiten dat aanbodfactoren een rol spelen. Dit is vanzelfsprekend het geval voor wat betreft de capaciteit van bedden en de verdeling ervan over ROB/RVT. Aanbodeffecten kunnen echter ook spelen op het niveau van individuele instellingen, onder meer in termen van het beleid dat ze voeren ten aanzien van het accepteren van nieuwe patiënten, de zorgcategorie waarin ze patiënten onderbrengen, en zo meer. Deze beslissingen hangen wellicht af van de financieringsmodaliteiten, de omkaderingsnormen, en het personeelsbestand van de rusthuizen. Om inzicht in deze materie te verkrijgen moet men kunnen beschikken over gegevens van individuele rusthuizen, hun patiënten en hun personeel.

29.3. SUGGESTIES VOOR VERDER ONDERZOEK

Het model zoals het in dit rapport werd voorgesteld kan op enkele voor de hand liggende punten verbeterd worden, op voorwaarde dat meer gegevens voorhanden komen. We denken dan in de eerste plaats aan langere tijdreeksen, die wellicht zullen toelaten de dynamiek van het systeem beter te modelleren. Een tweede evidente verbetering kan aangebracht worden wanneer kan gebruik gemaakt worden van gegevens over de verstrekte forfaits per nomenclatuurcode (en dus per zorgcategorie), zowel in de residentiële als in de thuiszorg.

Diverse uitbreidingen van het model zijn mogelijk en wenselijk, maar ze vergen eveneens meer gegevens. Het betreft onder meer de modellering van de aanbodzijde, waarin het gedrag van de instellingen centraal staat. Hierin kan slechts inzicht worden verworven wanneer men beschikt over tijdreeksgegevens per instelling betreffende hun personeel en hun patiëntenpopulatie. Dit inzicht is cruciaal om de effecten te kunnen bestuderen van beleidsmaatregelen: veranderingen in vergoedingssystemen, omkaderingsnormen en zo meer, leiden immers naar alle waarschijnlijkheid tot aanpassingen langs de kant van de instellingen.

Een andere uitbreiding van het model heeft betrekking op de modellering van het gedrag van de patiënten zelf: de socio-economische en -demografische factoren (gezinssamenstelling, gezinsinkomen, arbeidsmarktsituatie van gezinsleden, ...) die bepalend zijn in het beslissingsproces (in hoofdzaak voor wat betreft de keuze tussen thuiszorg en residentiële zorg) kunnen best geïdentificeerd worden wanneer men beschikt over een panel van individuele patiënten.

Referenties:

Centraal Planbureau, "Ramingsmodel zorgsector: eindrapport tweede fase", den Haag, 1999, 198 pp.

Wittenberg, R., L. Pickard, A. Comas-Herrera, B. Davies & R. Darton, "Demand for long-term care: projections of long-term care finance for elderly people.", PSSRU, London School of Economics, 1998.

30. APPENDIX: DE SPECIFICATIE VAN DE VERGELIJKINGEN VAN HET MODEL OUDERENZORG

NIVEAU 1: kans op gebruik van formele zorg *(binomiaal logitmodel)*

$$\ln\left(\frac{K\,zorg^{m}_{lt}}{1-K\,zorg^{m}_{lt}}\right)=\alpha^{m}_{0}+\alpha^{m}_{1}\,L+\alpha^{m}_{2}\,T+\alpha^{m}_{3}\,S^{m}_{lt}+\varepsilon^{m}_{t}$$

$$\ln\left(\frac{K\,zorg^{v}_{lt}}{1-K\,zorg^{v}_{lt}}\right)=\alpha^{v}_{0}+\alpha^{v}_{1}\,L+\alpha^{v}_{2}\,T+\alpha^{v}_{3}\,S^{v}_{lt}+\varepsilon^{v}_{t}$$

l = <60, 60-64, 65-69, 70-74, 75-79, 80-84, 85-89, 90-94, 95+
t = 1996, ..., 2003

waarbij:

L : Leeftijd
T : Tijd
S : Kans om echtgeno(o)t(e) te verliezen

Aantal patiënten die formele zorg gebruiken, respectievelijk niet gebruiken:

$N\,zorg^{m}_{lt} = K\,zorg^{m}_{lt} * N^{m}_{lt}$

$N\,zorg^{v}_{lt} = K\,zorg^{v}_{lt} * N^{v}_{lt}$

$N\,geenzorg^{m}_{lt} = (1 - K\,zorg^{m}_{lt}) * N^{m}_{lt}$

$N\,geenzorg^{v}_{lt} = (1 - K\,zorg^{v}_{lt}) * N^{v}_{lt}$

NIVEAU 2a: kans op verzorging in een rusthuis *(binomiaal logitmodel)*

$$\ln\left(\frac{K\,rust^{m}_{lt}}{1-K\,rust^{m}_{lt}}\right)=\beta^{m}_{0}+\beta^{m}_{1}L+\beta^{m}_{2}\left(\frac{Pdag_{t}}{CPI_{t}}\right)+\beta^{m}_{3}S^{m}_{lt}+\varepsilon^{m}_{t}$$

$$\ln\left(\frac{K\,rust^{v}_{lt}}{1-K\,rust^{v}_{lt}}\right)=\beta^{v}_{0}+\beta^{v}_{1}L+\beta^{v}_{2}\left(\frac{Pdag_{t}}{CPI_{t}}\right)+\beta^{v}_{3}S^{v}_{lt}+\varepsilon^{v}_{t}$$

waarbij:

Pdag : Gemiddelde dagprijs = f($Pdag_{t-1}$, CPI_t)
CPI : Index van de consumptieprijzen

Aantal patiënten verzorgd in een rusthuis respectievelijk thuis :

$N\,rust^{m}_{lt} = K\,rust^{m}_{lt} * N\,zorg^{m}_{lt}$

$N\,rust^{v}_{lt} = K\,rust^{v}_{lt} * N\,zorg^{v}_{lt}$

$N\,thuis^{m}_{lt} = (1 - K\,rust^{m}_{lt}) * N\,zorg^{m}_{lt}$

$N\,thuis^{v}_{lt} = (1 - K\,rust^{v}_{lt}) * N\,zorg^{v}_{lt}$

NIVEAU 2b: kans op verblijf in ROB O *(binomiaal logitmodel)*

$$\ln\left(\frac{K\,rob_O^{m}_{lt}}{1-K\,rob_O^{m}_{lt}}\right)=\gamma^{m}_{0}+\gamma^{m}_{1}L+\gamma^{m}_{2}S^{m}_{lt}+\varepsilon^{m}_{t}$$

$$\ln\left(\frac{K\,rob_O^{v}_{lt}}{1-K\,rob_O^{v}_{lt}}\right)=\gamma^{v}_{0}+\gamma^{v}_{1}L+\gamma^{v}_{2}S^{v}_{lt}+\varepsilon^{v}_{t}$$

Aantal patiënten verblijvend in ROB O :

$N\,rob_O^{m}_{lt} = K\,rob_O^{m}_{lt} * N\,geenzorg^{m}_{lt}$

$N\,rob_O^{v}_{lt} = K\,rob_O^{v}_{lt} * N\,geenzorg^{v}_{lt}$

NIVEAU 3a: kansverdeling zorgcategorieën thuiszorg *(multinomiaal logitmodel)*

$$\ln\left(\frac{K\ thuis_i^{m}_{lt}}{K\ thuis_T^{m}_{lt}}\right) = \delta^{m}_{0i} + \delta^{m}_{1i}\ L + \delta^{m}_{2i}\ T + \delta^{m}_{3i}\ S^{m}_{lt} + \varepsilon^{m}_{it} \qquad i = A, B, C$$

$$\ln\left(\frac{K\ thuis_i^{v}_{lt}}{K\ thuis_T^{v}_{lt}}\right) = \delta^{v}_{0i} + \delta^{v}_{1i}\ L + \delta^{v}_{2i}\ T + \delta^{v}_{3i}\ S^{v}_{lt} + \varepsilon^{v}_{it} \qquad i = A, B, C$$

$K\ thuis_T^{m}_{lt} = 1 - K\ thuis_A^{m}_{lt} - K\ thuis_B^{m}_{lt} - K\ thuis_C^{m}_{lt}$

$K\ thuis_T^{v}_{lt} = 1 - K\ thuis_A^{v}_{lt} - K\ thuis_B^{v}_{lt} - K\ thuis_C^{v}_{lt}$

Aantal patiënten in de thuiszorg per zorgcategorie:

$N\ thuis_i^{m}_{lt} = K\ thuis_i^{m}_{lt} * N\ thuis^{m}_{lt}$ i = T, A, B, C

$N\ thuis_i^{v}_{lt} = K\ thuis_i^{v}_{lt} * N\ thuis^{v}_{lt}$ i = T, A, B, C

NIVEAU 3b: kansverdeling zorgcategorieën rusthuizen *(multinomiaal logitmodel)*

$$\ln\left(\frac{K\ i^{m}_{lt}}{K\ rob_A^{m}_{lt}}\right) = \lambda^{m}_{0i} + \lambda^{m}_{1i}\ L + \lambda^{m}_{2i}\ L^2 + \lambda^{m}_{3i}\ BROB_{t} + \varepsilon^{m}_{it}$$

$i = rvt_B,\ rvt_C,\ rvt_D,\ rob_B,\ rob_C$

$$K\ rob_A^{m}_{lt} = 1 - \sum_{i}(K\ i^{m}_{lt})$$

$$\ln\left(\frac{K\ i^{v}_{lt}}{K\ rob_A^{v}_{lt}}\right) = \lambda^{v}_{0i} + \lambda^{v}_{1i}\ L + \lambda^{v}_{2i}\ L^2 + \lambda^{v}_{3i}\ BROB_{t} + \varepsilon^{v}_{it}$$

$i = rvt_B,\ rvt_C,\ rvt_D,\ rob_B,\ rob_C$

$$K\ rob_A^{v}_{lt} = 1 - \sum_{i}(K\ i^{v}_{lt})$$

Aantal patiënten in RVT of ROB naar zorgcategorie:

$N\ i^{m}_{lt} = K\ i^{m}_{lt} * N\ rust^{m}_{lt}$ i = rvt_B, rvt_C, rvt_D, rob_A, rob_B, rob_C

$N\ i^{v}_{lt} = K\ i^{v}_{lt} * N\ rust^{v}_{lt}$ i = rvt_B, rvt_C, rvt_D, rob_A, rob_B, rob_C

NIVEAU 4a: Relatie patiënten – forfaits

Aggregatie van de patiënten over de zorgcategorieën

$$N\,rvt^{m}_{lt} = \sum_{i} N\,rvt_i^{m}_{lt} \qquad i = B, C, D$$

$$N\,rob^{m}_{lt} = \sum_{i} N\,rob_j^{m}_{lt} \qquad j = A, B, C$$

$$N\,rvt^{v}_{lt} = \sum_{i} N\,rvt_i^{v}_{lt} \qquad i = B, C, D$$

$$N\,rob^{v}_{lt} = \sum_{i} N\,rob_j^{v}_{lt} \qquad j = A, B, C$$

$$X\,rvt^{m}_{lt} = \phi^{m}_{0} + \sum_{l} \phi^{m}_{l1}\,D_{l} + \sum_{t} \phi^{m}_{t1}\,D_{t} + \left(\sum_{l} \phi^{m}_{l2}\,D_{l}\right) \bullet \left(\sum_{t} \phi^{m}_{t2}\,D_{t}\right) \bullet \left(N\,rvt^{m}_{lt}\right) + \varepsilon^{m}_{t}$$

$$X\,rvt^{v}_{lt} = \phi^{v}_{0} + \sum_{l} \phi^{v}_{l1}\,D_{l} + \sum_{t} \phi^{v}_{t1}\,D_{t} + \left(\sum_{l} \phi^{v}_{l2}\,D_{l}\right) \bullet \left(\sum_{t} \phi^{v}_{t2}\,D_{t}\right) \bullet \left(N\,rvt^{v}_{lt}\right) + \varepsilon^{v}_{t}$$

$$X\,rob^{m}_{lt} = \phi^{m}_{0} + \sum_{l} \phi^{m}_{l1}\,D_{l} + \sum_{t} \phi^{m}_{t1}\,D_{t} + \left(\sum_{l} \phi^{m}_{l2}\,D_{l}\right) \bullet \left(\sum_{t} \phi^{m}_{t2}\,D_{t}\right) \bullet \left(N\,rob^{m}_{lt}\right) + \varepsilon^{m}_{t}$$

$$X\,rob^{v}_{lt} = \phi^{v}_{0} + \sum_{l} \phi^{v}_{l1}\,D_{l} + \sum_{t} \phi^{v}_{t1}\,D_{t} + \left(\sum_{l} \phi^{v}_{l2}\,D_{l}\right) \bullet \left(\sum_{t} \phi^{v}_{t2}\,D_{t}\right) \bullet \left(N\,rob^{v}_{lt}\right) + \varepsilon^{v}_{t}$$

Ventilatie van de forfaits over de zorgcategorieën (pro rata van de patiënten):

$$X\,rvt_i^{m}_{lt} = X\,rvt^{m}_{lt} * \left(\frac{N\,rvt_i^{m}_{lt}}{\sum_{i} N\,rvt_i^{m}_{lt}}\right) \qquad i = B, C, D$$

$$X\,rob_j^{m}_{lt} = X\,rob^{m}_{lt} * \left(\frac{N\,rob_j^{m}_{lt}}{\sum_{j} N\,rob_j^{m}_{lt}}\right) \qquad j = A, B, C$$

$$X\,rvt_i^{v}_{lt} = X\,rvt^{v}_{lt} * \left(\frac{N\,rvt_i^{v}_{lt}}{\sum_{i} N\,rvt_i^{v}_{lt}}\right) \qquad i = B, C, D$$

$$X\,rob_j^{v}_{lt} = X\,rob^{v}_{lt} * \left(\frac{N\,rob_j^{v}_{lt}}{\sum_{i} N\,rob_j^{v}_{lt}}\right) \qquad j = A, B, C$$

NIVEAU 4b: Evolutie van de forfaits (prijzen)

$$\Delta \ln(\text{P rvt_i}_t) = \varphi_{0i} + 0.02\,\text{Dindex}_t + \varphi_1\,\text{D SocAkk}_t + \varphi_{3i}\,\text{DNorm}_t + \varphi_{4i}\,\text{DBudget}_t + \varepsilon_{it}$$

$$i = B, C, D$$

$$\Delta \ln(\text{P rob_j}_t) = \varphi_{0j} + 0.02\,\text{Dindex}_t + \varphi_1\,\text{D SocAkk}_t + \varphi_{3j}\,\text{DNorm}_t + \varphi_{4j}\,\text{DBudget}_t + \varepsilon_{jt}$$

$$j = O, A, B, C$$

NIVEAU 4c: Berekening van de totale RIZIV-uitgaven voor C-codes 750 en 753

$$\text{E rvt_i}_{lst} = \text{X rvt_i}_{lst} * \text{P rvt_i}_t \qquad i = B, C, D$$

$$\text{E rob_j}_{lst} = \text{X rob_j}_{lst} * \text{P rob_j}_t \qquad j = O, A, B, C, C*$$

$$E_t = \sum_i \sum_j \sum_l \sum_s \left(\text{E rvt_i}_{lst} + \text{E rob_j}_{lst}\right)$$

Evolutie van de uitgaven voor gezondheidszorg

Annexes - Appendices

Federaal Kenniscentrum voor de Gezondheidszorg
Centre Fédéral d'Expertise des Soins de Santé
2005

Inhoudstafel

1. CHAPITRE II ANNEXE 1: TAUX DE CROISSANCE PAR RUBRIQUE 4

1.1. TAUX ANNUELS DE CROISSANCE DES FACTEURS PAR CATEGORIE DE PRESTATIONS 4
1.1.1. Les grandes rubriques des Documents C 4

1.2. PROPORTION RELATIVE DES TAUX ANNUELS DE CROISSANCE DES FACTEURS PAR CATEGORIE DE PRESTATIONS 30
1.2.1. Les grandes rubriques des Documents C 30

2. CHAPITRE II ANNEXE 2: RESULTATS PAR CODE COMPTABLE 58

2.1. C1.A. CONSULTATIONS ET VISITES DES MEDECINS 58

3. CHAPITRE II ANNEXE 3: EXEMPLES DE MODIFICATIONS DE LA NOMENCLATURE ET IMPACT SUR LA CROISSANCE DES DEPENSES 90

3.1. LES SOINS INFIRMIERS A DOMICILE, CODES COMPTABLES : 116, 118, 119 ET 120 90
3.1.1. Refonte de la nomenclature pour les actes techniques infirmiers et rupture de série (actes sous codes comptables : 116, 118 et 119) 90
3.1.2. Elargissement de la population bénéficiaire 102
3.1.3. Indexation, majoration et réduction d'honoraires 105
3.1.4. Financement des maisons médicales (code comptable : 120) 105

3.2. GLOBALE EVOLUTIE VAN DE ZIEKENHUISFINANCIERING 1995-2002 106
3.2.1. Afbakening onderzoek 106
3.2.2. Institutionele factoren 106
3.2.3. Budgettaire evolutie naar belangrijkste componenten 108
3.2.4. Impact van de nieuwe ziekenhuisfinanciering 111
3.2.5. Conclusies 114
3.2.6. Referenties 114

3.3. LES SOINS EN INSTITUTIONS (RUBRIQUE C7), CODES COMPTABLES : 750, 753, 755, 756, 757 116
3.3.1. Maisons de repos pour personnes âgées (MRPA), code comptable : 757 116
3.3.2. Maisons de repos pour personnes âgées (code comptable : 753) et Maisons de repos et de soins (code comptable : 750) : analyse au niveau des pseudos-codes 117

3.4. SERIE D'EXEMPLES AU NIVEAU DU CODE NOMENCLATURE 120
3.4.1. Indexation / Revalorisation 120
3.4.2. Réduction tarifaire 137
3.4.3. Création de nouveaux codes de nomenclature 144

3.5. SPECIALITES PHARMACEUTIQUES DELIVREES EN OFFICINE PUBLIQUE 161

4. CHAPITRE II ANNEXE 4: MESURES REGLEMENTAIRES 177

4.1. ANNEXE C1.A 177
4.2. ANNEXE C1.B 177
4.3. ANNEXE C1.C 177
4.4. ANNEXE C2 177
4.5. ANNEXE C3 178
4.6. ANNEXE C4 178
4.7. ANNEXE C5 178
4.8. ANNEXE C6 178
4.9. ANNEXE C7A 178
4.10. ANNEXE C7B 179

4.11. ANNEXE AUTRES 179

5. CHAPITRE III: BIJLAGEN 181

5.1. BIJLAGE 1: VOORBEELD INSTITUTIONELE EFFECTEN EN INDICES BEREKENING 181

5.2. BIJLAGE 2: INSTITUTIONELE EFFECTEN EN ELASTICITEIT 185

5.3. BIJLAGE 3: BESCHRIJVING LAY-OUT UITGAVEN GEGEVENS BESTANDEN 186

5.4. BIJLAGE 4: BASISGEGEVENS CASE -STUDIES 192

5.5. BIJLAGE 5 VERGELIJKING DECOMPOSITIEMETHODEN 199

5.6. BIJLAGE 6: VALIDERING GEBRUIKTE CIJFERGEGEVENS 206

5.7. RESULTATEN VERGELIJKING GEGEVENS TUSSEN DATA BRON 208

5.7.1. Vergelijking Budgettaire gegevens (Bijlage 6): 208

5.7.2. Analyse aantal ledenprofielen 211

5.7.3. Ad hoc bevindingen bij econometrische analyses (hoofdstuk IV) 212

5.7.4. Conclusies 214

5.8. BIJLAGE 7: TABELLEN HOOFDSTUK III 215

Chapitre II Annexe 1: Taux de croissance par rubrique

1. CHAPITRE II ANNEXE 1: TAUX DE CROISSANCE PAR RUBRIQUE

1.1. TAUX ANNUELS DE CROISSANCE DES FACTEURS PAR CATEGORIE DE PRESTATIONS

Niveau d'analyse				Page / Tableau			
Régime		Type de remboursement					
salariés	indépendants	Assurés bénéficiant de l'intervention majorée	Assurés ordinaires ne bénéficiant pas de l'intervention majorée	Taux de croissance des facteurs	Tableau	Proportion relative des facteurs	Tableau
X			X	15	Tab 1	24	Tab 10
	X		X	16	Tab 2	25	Tab 11
X			X	17	Tab 3	26	Tab 12
X		X		18	Tab 4	27	Tab 13
	X	X		19	Tab 5	28	Tab 14
X		X		20	Tab 6	29	Tab 15
X		X		21	Tab 7	30	Tab 16
	X	X		22	Tab 8	31	Tab 17
X		X		23	Tab 9	32	Tab 18

1.1.1. Les grandes rubriques des Documents C

Tableau 1

remboursement=pas d'intervention majorée

régime=régime des salariés

Prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002 - croissante totale	de 1995 à 2002 - croissance annuelle moyenne
C1	1. #Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%	0.35%
	2. #cas/bénéficiaire	1.14%	4.70%	4.34%	3.01%	0.70%	1.01%	0.53%	15.43%	2.20%
	3. Coût moyen/cas	3.91%	(4.15%)	(0.50%)	2.01%	(0.23%)	1.23%	4.04%	6.31%	0.90%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.06%	(0.28%)	4.50%	4.47%	1.09%	2.88%	5.49%	24.20%	3.46%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%	0.35%
	2. #cas/bénéficiaire	0.35%	0.89%	1.75%	2.60%	0.81%	1.04%	0.32%	7.77%	1.11%
	3. Coût moyen/cas	3.44%	(0.54%)	1.17%	2.41%	(1.65%)	0.02%	4.74%	9.60%	1.37%

	4. Dépense (=1+2+3)	4.80%	(0.48%)	3.59%	4.46%	(0.22%)	1.70%	5.98%	19.83%	2.83%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%	0.35%
	2. #cas/bénéficiaire	3.33%	21.51%	13.65%	5.51%	1.41%	0.77%	(0.01%)	46.17%	6.60%
	3. Coût moyen/cas	7.92%	(22.22%)	(7.87%)	3.98%	3.35%	2.74%	6.38%	(5.72%)	(0.82%)
	4. Dépense (=1+2+3)	12.27%	(1.56%)	6.45%	8.93%	5.37%	4.15%	7.30%	42.92%	6.13%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%	0.35%
	2. #cas/bénéficiaire	3.28%	1.10%	2.74%	0.11%	(1.92%)	1.35%	3.43%	10.10%	1.44%
	3. Coût moyen/cas	1.68%	0.63%	2.00%	2.46%	2.40%	2.44%	(0.68%)	10.92%	1.56%
	4. Dépense (=1+2+3)	5.97%	0.89%	5.41%	2.02%	1.10%	4.43%	3.66%	23.49%	3.36%
C2	1. #Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%	0.35%
	2. #cas/bénéficiaire	0.39%	(3.67%)	1.85%	1.96%	(1.95%)	(2.38%)	1.34%	(2.45%)	(0.35%)
	3. Coût moyen/cas	7.05%	6.56%	3.77%	6.38%	7.02%	8.36%	3.59%	42.73%	6.10%
	4. Dépense (=1+2+3)	8.46%	2.06%	6.29%	7.79%	5.69%	6.62%	5.85%	42.75%	6.11%
C3	1. #Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%	0.35%
	2. #cas/bénéficiaire	2.08%	0.95%	2.13%	1.89%	0.52%	1.60%	(12.45%)	(3.29%)	(0.47%)
	3. Coût moyen/cas	2.69%	(4.14%)	5.40%	5.59%	5.48%	4.20%	10.64%	29.86%	4.27%
	4. Dépense (=1+2+3)	5.78%	(4.03%)	8.19%	6.92%	6.63%	6.44%	(0.89%)	29.04%	4.15%
C4	1. #Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%	0.35%
	2. #cas/bénéficiaire	3.91%	1.18%	2.75%	4.27%	0.60%	0.45%	(1.76%)	11.40%	1.63%
	3. Coût moyen/cas	2.04%	(7.31%)	3.83%	1.42%	4.66%	(0.66%)	3.82%	7.79%	1.11%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.96%	(6.98%)	7.25%	5.14%	5.89%	0.43%	2.98%	21.66%	3.09%
C5	1. #Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%	0.35%
	2. #cas/bénéficiaire	7.84%	(1.07%)	1.86%	11.75%	9.96%	2.32%	0.31%	32.96%	4.71%
	3. Coût moyen/cas	(2.57%)	(1.60%)	3.12%	(5.50%)	(5.83%)	0.71%	3.11%	(8.56%)	(1.22%)
	4. Dépense (=1+2+3)	6.28%	(3.51%)	5.65%	5.70%	4.74%	3.66%	4.34%	26.87%	3.84%
C6	1. #Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%	0.35%
	2. #cas/bénéficiaire	5.81%	0.74%	2.00%	4.55%	3.01%	0.86%	(9.87%)	7.10%	1.01%
	3. Coût moyen/cas	(3.36%)	(3.67%)	(0.23%)	2.86%	(0.28%)	6.11%	9.31%	10.75%	1.54%

	4. Dépense (=1+2+3)	3.46%	(3.76%)	2.44%	6.86%	3.35%	7.61%	0.36%	20.32%	2.90%
C7	1. Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%	0.35%
	2. #cas/bénéficiaire	35.70%	(0.05%)	(0.75%)	2.54%	1.53%	15.23%	20.75%	74.95%	10.71%
	3. Durée moyenne/cas	(32.23%)	(1.76%)	(0.21%)	0.13%	(0.06%)	1.33%	(0.28%)	(33.08%)	(4.73%)
	4. Coût moyen/jour	2.33%	(1.41%)	1.28%	5.36%	3.24%	(11.25%)	(17.61%)	(18.07%)	(2.58%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	6.81%	(4.06%)	0.99%	7.47%	5.34%	5.95%	3.78%	26.27%	3.75%
C8	1. #Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%	0.35%
	2. #cas/bénéficiaire	4.17%	10.96%	7.68%	12.16%	17.37%	9.59%	13.16%	75.10%	10.73%
	3. Coût moyen/cas	0.62%	(9.18%)	(9.33%)	(5.29%)	(12.91%)	(2.73%)	(3.87%)	(42.70%)	(6.10%)
	4. Dépense (=1+2+3)	5.80%	0.94%	(0.98%)	6.32%	5.08%	7.50%	10.21%	34.87%	4.98%
C9	1. #Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%	0.35%
	2. #cas/bénéficiaire	(3.07%)	(6.81%)	9.88%	0.44%	(0.44%)	18.23%	11.09%	29.32%	4.19%
	3. Coût moyen/cas	(5.94%)	4.22%	43.94%	17.00%	31.06%	7.46%	2.49%	100.23%	14.32%
	4. Dépense (=1+2+3)	(8.00%)	(3.43%)	54.48%	16.90%	31.24%	26.33%	14.50%	132.02%	18.86%
total doc C	1. #Bénéficiaires	1.01%	(0.84%)	0.67%	(0.55%)	0.62%	0.64%	0.92%	2.47%	0.35%
	2. #cas/bénéficiaire	3.85%	1.53%	2.96%	3.44%	0.69%	1.32%	0.65%	14.43%	2.06%
	3. Coût moyen/cas	2.01%	(3.39%)	0.99%	3.57%	3.65%	2.78%	3.60%	13.20%	1.89%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.87%	(2.70%)	4.62%	6.45%	4.96%	4.73%	5.16%	30.10%	4.30%

Tableau 2

remboursement=pas d'intervention majorée

régime=régime des indépendants

Prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002 - croissante totale	de 1995 à 2002 - croissance annuelle moyenne
C1	1. #Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)	(0.88%)
	2. #cas/bénéficiaire	(1.08%)	1.36%	17.42%	17.00%	6.94%	10.83%	2.88%	55.35%	7.91%
	3. Coût moyen/cas	2.21%	(6.81%)	3.57%	5.03%	0.33%	7.25%	4.35%	15.92%	2.27%
	4. Dépense (=1+2+3)	0.71%	(5.29%)	19.45%	20.80%	6.48%	16.85%	6.13%	65.13%	9.30%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)	(0.88%)
	2. #cas/bénéficiaire	(3.67%)	(0.11%)	18.75%	16.85%	6.85%	10.77%	4.06%	53.50%	7.64%
	3. Coût moyen/cas	(2.06%)	(3.57%)	6.26%	5.52%	(1.23%)	0.45%	4.19%	9.56%	1.37%
	4. Dépense (=1+2+3)	(6.15%)	(3.51%)	23.47%	21.14%	4.84%	9.99%	7.14%	56.92%	8.13%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)	(0.88%)
	2. #cas/bénéficiaire	(0.73%)	7.40%	30.18%	32.54%	11.48%	17.58%	1.75%	100.20%	14.31%
	3. Coût moyen/cas	11.89%	(20.76%)	(3.79%)	11.19%	0.90%	6.78%	4.80%	11.00%	1.57%
	4. Dépense (=1+2+3)	10.74%	(13.19%)	24.84%	42.51%	11.59%	23.13%	5.44%	105.05%	15.01%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)	(0.88%)
	2. #cas/bénéficiaire	2.43%	(0.22%)	6.54%	3.06%	2.04%	2.51%	1.98%	18.34%	2.62%
	3. Coût moyen/cas	(0.49%)	(1.05%)	4.63%	4.99%	2.59%	15.11%	5.25%	31.03%	4.43%
	4. Dépense (=1+2+3)	1.51%	(1.10%)	9.64%	6.83%	3.84%	16.39%	6.13%	43.23%	6.18%
C2	1. #Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)	(0.88%)
	2. #cas/bénéficiaire	21.30%	(42.04%)	(42.04%)	24.42%	(8.14%)	14.47%	8.20%	(23.81%)	(3.40%)
	3. Coût moyen/cas	(17.51%)	35.20%	51.18%	(16.55%)	13.84%	(4.76%)	5.66%	67.06%	9.58%
	4. Dépense (=1+2+3)	3.38%	(6.67%)	7.60%	6.65%	4.91%	8.49%	12.76%	37.11%	5.30%
C3	1. #Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)	(0.88%)
	2. #cas/bénéficiaire	0.62%	(5.14%)	2.10%	5.44%	6.38%	3.26%	2.07%	14.71%	2.10%
	3. Coût moyen/cas	2.59%	(3.44%)	10.17%	4.74%	7.35%	6.64%	4.82%	32.86%	4.69%

	4. Dépense (=1+2+3)	2.79%	(8.42%)	10.73%	8.95%	12.93%	8.66%	5.78%	41.42%	5.92%
C4	1. #Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)	(0.88%)
	2. #cas/bénéficiaire	2.88%	(1.54%)	3.58%	4.00%	3.12%	1.87%	(1.13%)	12.77%	1.82%
	3. Coût moyen/cas	2.00%	(7.09%)	3.44%	1.06%	4.20%	(1.16%)	3.07%	5.52%	0.79%
	4. Dépense (=1+2+3)	4.45%	(8.48%)	5.48%	3.83%	6.53%	(0.52%)	0.84%	12.14%	1.73%
C5	1. #Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)	(0.88%)
	2. #cas/bénéficiaire	17.61%	(5.04%)	2.81%	4.04%	3.95%	2.92%	2.06%	28.35%	4.05%
	3. Coût moyen/cas	(12.69%)	(1.12%)	3.79%	(0.89%)	1.27%	0.36%	2.96%	(6.32%)	(0.90%)
	4. Dépense (=1+2+3)	4.50%	(5.99%)	5.06%	1.93%	4.43%	2.05%	3.92%	15.89%	2.27%
C6	1. #Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)	(0.88%)
	2. #cas/bénéficiaire	9.13%	(1.11%)	(2.32%)	4.08%	0.42%	0.28%	(0.52%)	9.95%	1.42%
	3. Coût moyen/cas	(7.65%)	(3.03%)	0.46%	3.11%	2.06%	4.48%	0.82%	0.25%	0.04%
	4. Dépense (=1+2+3)	1.05%	(3.97%)	(3.41%)	5.96%	1.69%	3.53%	(0.80%)	4.05%	0.58%
C7	1. Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)	(0.88%)
	2. #cas/bénéficiaire	55.83%	(6.39%)	(2.66%)	4.80%	3.26%	17.89%	21.17%	93.90%	13.41%
	3. Durée moyenne/cas	(56.95%)	(1.94%)	(1.24%)	0.14%	(0.51%)	3.39%	(0.79%)	(57.90%)	(8.27%)
	4. Coût moyen/jour	3.43%	0.46%	2.63%	2.75%	2.65%	(16.41%)	(15.12%)	(19.60%)	(2.80%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	1.89%	(7.70%)	(2.80%)	6.46%	4.61%	3.64%	4.15%	10.25%	1.46%
C8	1. #Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)	(0.88%)
	2. #cas/bénéficiaire	8.24%	10.63%	10.77%	13.80%	18.65%	6.74%	11.41%	80.25%	11.46%
	3. Coût moyen/cas	7.44%	(15.57%)	(10.89%)	(5.13%)	(0.61%)	(16.63%)	10.90%	(30.48%)	(4.35%)
	4. Dépense (=1+2+3)	15.26%	(4.77%)	(1.66%)	7.45%	17.26%	(11.12%)	21.21%	43.62%	6.23%
C9	1. #Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)	(0.88%)
	2. #cas/bénéficiaire	.	.	.	46.16%	47.36%	27.86%	14.58%	691.44%	98.78%
	3. Coût moyen/cas	.	.	.	(13.89%)	(5.74%)	(2.14%)	1.11%	(479.53%)	(68.50%)
	4. Dépense (=1+2+3)	0.43%	14.62%	79.78%	31.04%	40.83%	24.48%	14.59%	205.76%	29.39%
total doc C	1. #Bénéficiaires	(0.42%)	0.16%	(1.54%)	(1.23%)	(0.79%)	(1.23%)	(1.10%)	(6.15%)	(0.88%)
	2. #cas/bénéficiaire	6.71%	(3.64%)	2.68%	5.96%	3.75%	4.23%	1.83%	21.51%	3.07%

	3. Coût moyen/cas	(2.59%)	(4.01%)	1.19%	1.25%	3.42%	(0.11%)	4.96%	4.11%	0.59%
	4. Dépense (=1+2+3)	3.69%	(7.49%)	2.32%	5.99%	6.38%	2.90%	5.68%	19.47%	2.78%

Tableau 3

remboursement=pas d'intervention majorée

régime=les 2 régimes ensembles

Prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002 - croissante totale	de 1995 à 2002 - croissance annuelle moyenne
C1	1. #Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%	0.22%
	2. #cas/bénéficiaire	1.27%	4.58%	4.66%	3.20%	0.89%	1.29%	0.74%	16.63%	2.38%
	3. Coût moyen/cas	3.90%	(4.16%)	(0.49%)	2.02%	(0.23%)	1.28%	4.04%	6.35%	0.91%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.02%	(0.32%)	4.60%	4.60%	1.14%	3.01%	5.49%	24.54%	3.51%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%	0.22%
	2. #cas/bénéficiaire	0.48%	0.79%	2.07%	2.75%	0.99%	1.29%	0.54%	8.91%	1.27%
	3. Coût moyen/cas	3.43%	(0.55%)	1.16%	2.40%	(1.65%)	0.01%	4.73%	9.53%	1.36%
	4. Dépense (=1+2+3)	4.76%	(0.49%)	3.66%	4.53%	(0.19%)	1.75%	5.98%	20.00%	2.86%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%	0.22%
	2. #cas/bénéficiaire	3.44%	21.29%	14.01%	5.85%	1.66%	1.17%	0.20%	47.62%	6.80%
	3. Coût moyen/cas	7.96%	(22.24%)	(7.79%)	4.18%	3.35%	2.90%	6.35%	(5.29%)	(0.76%)
	4. Dépense (=1+2+3)	12.25%	(1.68%)	6.65%	9.41%	5.48%	4.52%	7.26%	43.89%	6.27%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%	0.22%
	2. #cas/bénéficiaire	3.38%	0.99%	3.02%	0.25%	(1.70%)	1.52%	3.54%	11.00%	1.57%
	3. Coût moyen/cas	1.69%	0.61%	2.00%	2.45%	2.36%	2.60%	(0.56%)	11.16%	1.59%
	4. Dépense (=1+2+3)	5.93%	0.87%	5.45%	2.07%	1.13%	4.57%	3.70%	23.72%	3.39%
C2	1. #Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%	0.22%
	2. #cas/bénéficiaire	0.83%	(4.28%)	1.68%	2.20%	(1.87%)	(2.06%)	1.59%	(1.89%)	(0.27%)
	3. Coût moyen/cas	6.62%	6.83%	4.22%	6.17%	7.06%	8.28%	3.73%	42.92%	6.13%
	4. Dépense (=1+2+3)	8.31%	1.82%	6.32%	7.76%	5.67%	6.67%	6.04%	42.59%	6.08%
C3	1. #Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%	0.22%
	2. #cas/bénéficiaire	2.17%	0.72%	2.31%	2.02%	0.77%	1.79%	(11.93%)	(2.15%)	(0.31%)
	3. Coût moyen/cas	2.63%	(4.21%)	5.55%	5.61%	5.66%	4.31%	10.65%	30.21%	4.32%

	4. Dépense (=1+2+3)	5.65%	(4.21%)	8.30%	7.01%	6.91%	6.54%	(0.57%)	29.62%	4.23%
C4	1. #Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%	0.22%
	2. #cas/bénéficiaire	3.84%	0.92%	2.87%	4.26%	0.85%	0.60%	(1.67%)	11.66%	1.67%
	3. Coût moyen/cas	2.03%	(7.29%)	3.79%	1.39%	4.62%	(0.70%)	3.76%	7.60%	1.09%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.73%	(7.11%)	7.09%	5.03%	5.94%	0.34%	2.80%	20.82%	2.97%
C5	1. #Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%	0.22%
	2. #cas/bénéficiaire	8.39%	(1.33%)	2.04%	11.43%	9.79%	2.46%	0.51%	33.29%	4.76%
	3. Coût moyen/cas	(3.13%)	(1.66%)	3.13%	(5.42%)	(5.54%)	0.63%	3.09%	(8.90%)	(1.27%)
	4. Dépense (=1+2+3)	6.12%	(3.72%)	5.60%	5.39%	4.72%	3.54%	4.31%	25.96%	3.71%
C6	1. #Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%	0.22%
	2. #cas/bénéficiaire	6.07%	0.59%	1.90%	4.57%	2.97%	0.93%	(9.31%)	7.71%	1.10%
	3. Coût moyen/cas	(3.66%)	(3.64%)	(0.35%)	2.85%	(0.21%)	5.93%	8.87%	9.79%	1.40%
	4. Dépense (=1+2+3)	3.26%	(3.78%)	1.98%	6.79%	3.23%	7.31%	0.28%	19.07%	2.72%
C7	1. Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%	0.22%
	2. #cas/bénéficiaire	36.69%	(0.42%)	(0.70%)	2.68%	1.69%	15.46%	20.89%	76.30%	10.90%
	3. Durée moyenne/cas	(33.36%)	(1.76%)	(0.25%)	0.13%	(0.08%)	1.42%	(0.31%)	(34.21%)	(4.89%)
	4. Coût moyen/jour	2.26%	(1.42%)	1.24%	5.22%	3.20%	(11.53%)	(17.49%)	(18.53%)	(2.65%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	6.44%	(4.33%)	0.72%	7.40%	5.29%	5.80%	3.80%	25.12%	3.59%
C8	1. #Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%	0.22%
	2. #cas/bénéficiaire	4.59%	10.92%	8.01%	12.33%	17.51%	9.30%	13.00%	75.67%	10.81%
	3. Coût moyen/cas	1.24%	(9.79%)	(9.48%)	(5.29%)	(11.70%)	(4.03%)	(2.48%)	(41.54%)	(5.93%)
	4. Dépense (=1+2+3)	6.68%	0.40%	(1.04%)	6.42%	6.28%	5.71%	11.23%	35.69%	5.10%
C9	1. #Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%	0.22%
	2. #cas/bénéficiaire	(2.92%)	(6.92%)	11.63%	1.37%	1.08%	18.72%	11.35%	34.31%	4.90%
	3. Coût moyen/cas	(5.70%)	4.79%	43.40%	16.81%	30.19%	7.07%	2.43%	99.00%	14.14%
	4. Dépense (=1+2+3)	(7.76%)	(2.86%)	55.47%	17.56%	31.74%	26.23%	14.50%	134.87%	19.27%
total doc C	1. #Bénéficiaires	0.85%	(0.73%)	0.43%	(0.62%)	0.47%	0.45%	0.71%	1.56%	0.22%
	2. #cas/bénéficiaire	4.07%	1.24%	3.09%	3.59%	0.91%	1.56%	0.82%	15.27%	2.18%

	3. Coût moyen/cas	1.76%	(3.49%)	0.97%	3.46%	3.66%	2.63%	3.66%	12.67%	1.81%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.68%	(2.98%)	4.49%	6.43%	5.04%	4.63%	5.19%	29.50%	4.21%

Tableau 4

remboursement=intervention majorée

régime=régime des salariés

Prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002 - croissante totale	De 1995 à 2002 - croissance annuelle moyenne
C1	1. #Bénéficiaires	(1.47%)	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%	3.57%
	2. #cas/bénéficiaire	2.97%	(3.99%)	8.00%	(5.47%)	1.21%	0.68%	1.08%	4.49%	0.64%
	3. Coût moyen/cas	4.01%	(7.49%)	(0.49%)	3.25%	1.22%	1.97%	4.32%	6.79%	0.97%
	4. Dépense (=1+2+3)	5.51%	1.91%	11.28%	6.70%	3.54%	3.41%	3.90%	36.24%	5.18%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	(1.47%)	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%	3.57%
	2. #cas/bénéficiaire	2.01%	(11.52%)	5.81%	(5.66%)	2.23%	0.53%	0.79%	(5.80%)	(0.83%)
	3. Coût moyen/cas	1.52%	(0.44%)	0.97%	1.96%	(1.08%)	1.30%	2.47%	6.70%	0.96%
	4. Dépense (=1+2+3)	2.06%	1.43%	10.54%	5.23%	2.25%	2.59%	1.76%	25.86%	3.69%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	(1.47%)	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%	3.57%
	2. #cas/bénéficiaire	3.96%	3.64%	9.77%	(5.42%)	0.11%	0.65%	1.17%	13.88%	1.98%
	3. Coût moyen/cas	6.47%	(15.22%)	(2.09%)	4.17%	2.88%	2.12%	6.50%	4.83%	0.69%
	4. Dépense (=1+2+3)	8.96%	1.81%	11.45%	7.68%	4.09%	3.52%	6.17%	43.68%	6.24%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	(1.47%)	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%	3.57%
	2. #cas/bénéficiaire	5.39%	(3.08%)	16.24%	(2.12%)	6.13%	5.14%	5.82%	33.51%	4.79%
	3. Coût moyen/cas	0.78%	(4.79%)	(6.25%)	1.43%	(0.03%)	(0.02%)	(2.07%)	(10.96%)	(1.57%)
	4. Dépense (=1+2+3)	4.70%	5.51%	13.75%	8.23%	7.19%	5.88%	2.25%	47.51%	6.79%
C2	1. #Bénéficiaires	(1.47%)	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%	3.57%
	2. #cas/bénéficiaire	2.30%	(17.70%)	5.85%	(5.24%)	(2.61%)	(6.72%)	9.94%	(14.18%)	(2.03%)
	3. Coût moyen/cas	5.47%	6.44%	3.37%	5.44%	8.67%	11.92%	(3.37%)	37.94%	5.42%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.30%	2.13%	12.99%	9.12%	7.16%	5.95%	5.07%	48.73%	6.96%
C3	1. #Bénéficiaires	(1.47%)	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%	3.57%
	2. #cas/bénéficiaire	3.32%	(9.98%)	4.23%	(8.07%)	(2.08%)	(0.24%)	(6.16%)	(18.98%)	(2.71%)
	3. Coût moyen/cas	2.33%	(3.58%)	7.08%	7.03%	5.00%	5.58%	6.89%	30.34%	4.33%

	4. Dépense (=1+2+3)	4.19%	(0.17%)	15.07%	7.88%	4.02%	6.10%	(0.77%)	36.33%	5.19%
C4	1. #Bénéficiaires	(1.47%)	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%	3.57%
	2. #cas/bénéficiaire	5.25%	(11.58%)	6.59%	(5.08%)	(1.80%)	(1.36%)	(0.37%)	(8.35%)	(1.19%)
	3. Coût moyen/cas	2.97%	(4.04%)	4.01%	1.48%	6.91%	1.33%	4.10%	16.77%	2.40%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.76%	(2.23%)	14.36%	5.32%	6.21%	0.73%	2.23%	33.38%	4.77%
C5	1. #Bénéficiaires	(1.47%)	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%	3.57%
	2. #cas/bénéficiaire	9.87%	(12.77%)	6.10%	2.89%	11.28%	2.63%	2.87%	22.87%	3.27%
	3. Coût moyen/cas	(3.55%)	(1.90%)	4.55%	(6.24%)	(6.77%)	0.28%	1.94%	(11.70%)	(1.67%)
	4. Dépense (=1+2+3)	4.85%	(1.28%)	14.41%	5.57%	5.61%	3.67%	3.30%	36.14%	5.16%
C6	1. #Bénéficiaires	(1.47%)	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%	3.57%
	2. #cas/bénéficiaire	7.69%	11.51%	38.19%	0.67%	8.88%	1.31%	(3.92%)	64.34%	9.19%
	3. Coût moyen/cas	2.36%	(8.44%)	0.19%	1.03%	0.03%	3.36%	8.53%	7.05%	1.01%
	4. Dépense (=1+2+3)	8.58%	16.46%	42.14%	10.62%	10.01%	5.43%	3.10%	96.35%	13.76%
C7	1. Bénéficiaires	(1.47%)	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%	3.57%
	2. #cas/bénéficiaire	24.09%	(11.86%)	(0.08%)	(9.71%)	(1.91%)	19.13%	24.27%	43.93%	6.28%
	3. Durée moyenne/cas	(21.90%)	0.91%	0.11%	0.33%	0.01%	(1.30%)	1.63%	(20.21%)	(2.89%)
	4. Coût moyen/jour	5.52%	(1.94%)	5.23%	8.56%	5.29%	(11.92%)	(15.29%)	(4.54%)	(0.65%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	6.23%	0.51%	9.03%	8.10%	4.50%	6.66%	9.11%	44.14%	6.31%
C8	1. #Bénéficiaires	(1.47%)	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%	3.57%
	2. #cas/bénéficiaire	14.76%	9.21%	26.16%	12.69%	36.17%	8.43%	15.11%	122.54%	17.51%
	3. Coût moyen/cas	(13.29%)	11.64%	17.99%	(0.26%)	(23.39%)	0.09%	(4.03%)	(11.25%)	(1.61%)
	4. Dépense (=1+2+3)	(0.00%)	34.24%	47.91%	21.35%	13.89%	9.28%	9.58%	136.25%	19.46%
C9	1. #Bénéficiaires	(1.47%)	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%	3.57%
	2. #cas/bénéficiaire	(10.73%)	27.50%	88.93%	(8.77%)	5.06%	21.79%	35.06%	158.84%	22.69%
	3. Coût moyen/cas	10.96%	(6.08%)	40.30%	11.33%	26.73%	11.72%	(0.06%)	94.91%	13.56%
	4. Dépense (=1+2+3)	(1.23%)	34.81%	133.00%	11.49%	32.89%	34.27%	33.49%	278.72%	39.82%
total doc C	1. #Bénéficiaires	(1.47%)	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	(1.50%)	24.96%	3.57%
	2. #cas/bénéficiaire	6.79%	(9.72%)	5.90%	(5.95%)	(0.38%)	2.10%	5.75%	4.49%	0.64%

	3. Coût moyen/cas	0.72%	(3.16%)	2.28%	4.82%	4.54%	2.63%	2.03%	13.85%	1.98%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.04%	0.50%	11.94%	7.80%	5.26%	5.49%	6.27%	43.30%	6.19%

Tableau 5

remboursement=intervention majorée

régime=régime des indépendants

Prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002 - croissante totale	De 1995 à 2002 - croissance annuelle moyenne
C1	1. #Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)	(0.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	5.94%	9.53%	40.97%	20.25%	10.30%	15.33%	3.75%	106.07%	15.15%
	3. Coût moyen/cas	4.70%	(8.21%)	6.56%	6.86%	0.68%	3.10%	4.30%	18.00%	2.57%
	4. Dépense (=1+2+3)	9.84%	3.76%	44.74%	26.99%	9.97%	18.62%	6.25%	120.16%	17.17%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)	(0.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	5.48%	(0.27%)	29.55%	15.35%	10.08%	12.05%	2.20%	74.44%	10.63%
	3. Coût moyen/cas	3.16%	(0.58%)	0.75%	2.22%	(0.84%)	0.89%	3.11%	8.71%	1.24%
	4. Dépense (=1+2+3)	7.84%	1.60%	27.50%	17.46%	8.23%	13.12%	3.50%	79.24%	11.32%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)	(0.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	6.34%	19.71%	51.04%	24.15%	10.50%	17.62%	4.70%	134.05%	19.15%
	3. Coût moyen/cas	5.45%	(16.62%)	10.40%	7.83%	3.63%	3.80%	4.68%	19.16%	2.74%
	4. Dépense (=1+2+3)	10.99%	5.52%	58.65%	31.86%	13.12%	21.60%	7.57%	149.31%	21.33%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)	(0.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	8.45%	1.28%	16.99%	0.46%	7.77%	7.31%	5.26%	47.51%	6.79%
	3. Coût moyen/cas	5.74%	(4.17%)	3.66%	9.53%	0.54%	3.45%	(2.31%)	16.44%	2.35%
	4. Dépense (=1+2+3)	13.39%	(0.45%)	17.85%	9.87%	7.30%	10.94%	1.14%	60.04%	8.58%
C2	1. #Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)	(0.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	(8.72%)	19.15%	26.31%	(1.39%)	0.29%	6.10%	4.02%	45.76%	6.54%
	3. Coût moyen/cas	21.11%	(21.27%)	(8.88%)	14.30%	12.57%	4.95%	6.16%	28.94%	4.13%
	4. Dépense (=1+2+3)	11.60%	0.32%	14.64%	12.79%	11.85%	11.23%	8.37%	70.79%	10.11%
C3	1. #Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)	(0.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	6.17%	4.31%	21.89%	9.39%	6.35%	8.71%	(1.31%)	55.50%	7.93%
	3. Coût moyen/cas	1.58%	(6.49%)	(3.22%)	1.72%	2.98%	2.11%	6.64%	5.32%	0.76%

	4. Dépense (=1+2+3)	6.95%	0.26%	15.87%	10.99%	8.32%	11.00%	3.52%	56.91%	8.13%
C4	1. #Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)	(0.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	7.09%	(1.92%)	8.15%	1.50%	(0.17%)	1.05%	(0.01%)	15.68%	2.24%
	3. Coût moyen/cas	2.88%	(4.24%)	4.16%	1.50%	7.52%	0.79%	4.95%	17.57%	2.51%
	4. Dépense (=1+2+3)	9.17%	(3.72%)	9.51%	2.88%	6.34%	2.02%	3.13%	29.34%	4.19%
C5	1. #Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)	(0.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	18.78%	(3.61%)	12.07%	8.26%	11.46%	6.83%	6.67%	60.46%	8.64%
	3. Coût moyen/cas	(10.21%)	(1.11%)	0.56%	(4.48%)	(6.48%)	(0.73%)	(0.23%)	(22.69%)	(3.24%)
	4. Dépense (=1+2+3)	7.77%	(2.29%)	9.84%	3.67%	3.98%	6.28%	4.63%	33.87%	4.84%
C6	1. #Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)	(0.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	1.05%	6.22%	6.30%	0.83%	12.10%	2.53%	(5.62%)	23.41%	3.34%
	3. Coût moyen/cas	2.07%	(3.64%)	3.59%	(5.17%)	(2.91%)	(3.12%)	15.26%	6.06%	0.87%
	4. Dépense (=1+2+3)	2.32%	5.02%	7.10%	(4.46%)	8.18%	(0.42%)	7.83%	25.57%	3.65%
C7	1. Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)	(0.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	38.90%	(0.75%)	24.81%	9.42%	5.67%	35.93%	30.81%	144.78%	20.68%
	3. Durée moyenne/cas	(38.60%)	(0.24%)	0.32%	0.27%	(0.24%)	(3.69%)	3.96%	(38.22%)	(5.46%)
	4. Coût moyen/jour	6.38%	(2.49%)	(12.51%)	(1.92%)	0.07%	(22.68%)	(23.64%)	(56.80%)	(8.11%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	5.88%	(1.04%)	9.82%	7.65%	4.50%	9.74%	9.32%	45.86%	6.55%
C8	1. #Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)	(0.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	14.80%	2.24%	19.28%	14.58%	23.08%	19.02%	15.84%	108.84%	15.55%
	3. Coût moyen/cas	14.23%	(4.36%)	(1.86%)	10.05%	(15.48%)	(10.25%)	1.60%	(6.07%)	(0.87%)
	4. Dépense (=1+2+3)	28.24%	0.32%	14.63%	24.50%	6.59%	8.95%	15.63%	98.86%	14.12%
C9	1. #Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)	(0.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	35.90%	(54.85%)	365.64%	6.41%	30.46%	18.62%	39.76%	441.95%	63.14%
	3. Coût moyen/cas	(19.71%)	48.84%	(148.74%)	1.92%	4.93%	11.52%	(6.81%)	(108.04%)	(15.43%)
	4. Dépense (=1+2+3)	15.40%	(3.57%)	214.11%	8.21%	34.38%	30.31%	31.15%	330.00%	47.14%
total doc C	1. #Bénéficiaires	(0.80%)	2.44%	(2.79%)	(0.12%)	(1.01%)	0.18%	(1.81%)	(3.91%)	(0.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	9.58%	2.91%	20.94%	8.06%	4.59%	12.56%	8.24%	66.89%	9.56%

	3. Coût moyen/cas	(1.00%)	(6.68%)	(4.06%)	1.91%	3.10%	(2.50%)	1.18%	(8.05%)	(1.15%)
	4. Dépense (=1+2+3)	7.78%	(1.32%)	14.09%	9.84%	6.69%	10.23%	7.61%	54.93%	7.85%

Tableau 6

remboursement=intervention majorée

régime=les 2 régimes ensembles

Prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002 - croissante totale	De 1995 à 2002 - croissance annuelle moyenne
C1	1. #Bénéficiaires	(1.40%)	12.30%	3.16%	8.15%	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%	3.19%
	2. #cas/bénéficiaire	3.02%	(2.82%)	9.63%	(3.91%)	1.75%	1.55%	1.26%	10.48%	1.50%
	3. Coût moyen/cas	4.04%	(7.51%)	(0.13%)	3.53%	1.24%	2.16%	4.34%	7.68%	1.10%
	4. Dépense (=1+2+3)	5.66%	1.97%	12.66%	7.78%	3.93%	4.42%	4.07%	40.49%	5.78%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	(1.40%)	12.30%	3.16%	8.15%	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%	3.19%
	2. #cas/bénéficiaire	2.07%	(10.42%)	7.03%	(4.39%)	2.66%	1.12%	0.87%	(1.06%)	(0.15%)
	3. Coût moyen/cas	1.56%	(0.44%)	0.93%	1.94%	(1.08%)	1.25%	2.50%	6.66%	0.95%
	4. Dépense (=1+2+3)	2.24%	1.44%	11.12%	5.71%	2.51%	3.08%	1.84%	27.93%	3.99%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	(1.40%)	12.30%	3.16%	8.15%	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%	3.19%
	2. #cas/bénéficiaire	3.99%	4.90%	11.79%	(3.55%)	0.78%	1.81%	1.44%	21.15%	3.02%
	3. Coût moyen/cas	6.45%	(15.25%)	(1.24%)	4.69%	3.08%	2.59%	6.40%	6.72%	0.96%
	4. Dépense (=1+2+3)	9.04%	1.94%	13.71%	9.29%	4.79%	5.11%	6.31%	50.20%	7.17%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	(1.40%)	12.30%	3.16%	8.15%	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%	3.19%
	2. #cas/bénéficiaire	5.47%	(2.27%)	16.61%	(1.59%)	6.28%	5.24%	5.81%	35.56%	5.08%
	3. Coût moyen/cas	0.93%	(4.73%)	(5.87%)	1.73%	(0.01%)	0.12%	(2.08%)	(9.92%)	(1.42%)
	4. Dépense (=1+2+3)	5.01%	5.30%	13.90%	8.29%	7.20%	6.07%	2.20%	47.97%	6.85%
C2	1. #Bénéficiaires	(1.40%)	12.30%	3.16%	8.15%	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%	3.19%
	2. #cas/bénéficiaire	1.86%	(15.61%)	7.11%	(4.73%)	(2.40%)	(6.05%)	9.64%	(10.18%)	(1.45%)
	3. Coût moyen/cas	6.11%	5.34%	2.81%	5.90%	8.90%	11.61%	(2.84%)	37.82%	5.40%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.58%	2.04%	13.08%	9.32%	7.42%	6.26%	5.27%	49.97%	7.14%
C3	1. #Bénéficiaires	(1.40%)	12.30%	3.16%	8.15%	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%	3.19%
	2. #cas/bénéficiaire	3.42%	(8.72%)	5.44%	(6.80%)	(1.51%)	0.38%	(5.80%)	(13.60%)	(1.94%)
	3. Coût moyen/cas	2.36%	(3.72%)	6.53%	6.76%	4.93%	5.41%	6.93%	29.21%	4.17%

	4. Dépense (=1+2+3)	4.39%	(0.14%)	15.13%	8.12%	4.35%	6.50%	(0.40%)	37.95%	5.42%
C4	1. #Bénéficiaires	(1.40%)	12.30%	3.16%	8.15%	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%	3.19%
	2. #cas/bénéficiaire	5.42%	(10.62%)	6.74%	(4.52%)	(1.67%)	(1.15%)	(0.34%)	(6.15%)	(0.88%)
	3. Coût moyen/cas	2.96%	(4.06%)	4.03%	1.48%	6.96%	1.28%	4.18%	16.84%	2.41%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.98%	(2.37%)	13.93%	5.11%	6.22%	0.84%	2.31%	33.02%	4.72%
C5	1. #Bénéficiaires	(1.40%)	12.30%	3.16%	8.15%	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%	3.19%
	2. #cas/bénéficiaire	10.43%	(11.80%)	6.66%	3.42%	11.33%	2.91%	3.13%	26.08%	3.73%
	3. Coût moyen/cas	(3.90%)	(1.88%)	4.14%	(6.18%)	(6.80%)	0.29%	1.83%	(12.49%)	(1.78%)
	4. Dépense (=1+2+3)	5.14%	(1.38%)	13.96%	5.39%	5.46%	3.92%	3.43%	35.92%	5.13%
C6	1. #Bénéficiaires	(1.40%)	12.30%	3.16%	8.15%	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%	3.19%
	2. #cas/bénéficiaire	7.35%	11.95%	37.60%	1.23%	9.08%	1.38%	(3.94%)	64.64%	9.23%
	3. Coût moyen/cas	2.15%	(8.58%)	(0.59%)	0.58%	(0.07%)	3.11%	8.76%	5.37%	0.77%
	4. Dépense (=1+2+3)	8.11%	15.67%	40.18%	9.96%	9.94%	5.20%	3.29%	92.34%	13.19%
C7	1. Bénéficiaires	(1.40%)	12.30%	3.16%	8.15%	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%	3.19%
	2. #cas/bénéficiaire	24.75%	(10.76%)	1.55%	(8.30%)	(1.36%)	20.40%	24.81%	51.09%	7.30%
	3. Durée moyenne/cas	(22.70%)	0.86%	0.12%	0.33%	(0.01%)	(1.49%)	1.82%	(21.08%)	(3.01%)
	4. Coût moyen/jour	5.55%	(2.01%)	4.26%	7.89%	4.94%	(12.71%)	(15.98%)	(8.06%)	(1.15%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	6.20%	0.38%	9.09%	8.07%	4.50%	6.91%	9.13%	44.28%	6.33%
C8	1. #Bénéficiaires	(1.40%)	12.30%	3.16%	8.15%	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%	3.19%
	2. #cas/bénéficiaire	14.76%	8.63%	25.68%	12.94%	35.34%	9.13%	15.16%	121.63%	17.38%
	3. Coût moyen/cas	(11.11%)	10.68%	17.19%	0.42%	(22.73%)	(0.57%)	(3.77%)	(9.91%)	(1.42%)
	4. Dépense (=1+2+3)	2.25%	31.61%	46.02%	21.51%	13.53%	9.26%	9.87%	134.05%	19.15%
C9	1. #Bénéficiaires	(1.40%)	12.30%	3.16%	8.15%	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%	3.19%
	2. #cas/bénéficiaire	(10.35%)	27.87%	95.85%	(7.58%)	7.04%	21.52%	35.46%	169.80%	24.26%
	3. Coût moyen/cas	11.63%	(7.69%)	40.10%	10.58%	25.08%	11.63%	(0.67%)	90.66%	12.95%
	4. Dépense (=1+2+3)	(0.12%)	32.48%	139.11%	11.15%	33.04%	33.86%	33.26%	282.78%	40.40%
total doc C	1. #Bénéficiaires	(1.40%)	12.30%	3.16%	8.15%	0.93%	0.71%	(1.53%)	22.33%	3.19%
	2. #cas/bénéficiaire	6.91%	(8.54%)	7.00%	(4.86%)	(0.02%)	2.83%	5.93%	9.24%	1.32%

	3. Coût moyen/cas	0.65%	(3.39%)	1.93%	4.66%	4.46%	2.31%	1.97%	12.60%	1.80%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.16%	0.37%	12.09%	7.95%	5.37%	5.85%	6.37%	44.17%	6.31%

Tableau 7

remboursement=ensemble

régime=régime des salariés

Prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002 - croissante totale	De 1995 à 2002 - croissance annuelle moyenne
C1	1. #Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%	0.74%
	2. #cas/bénéficiaire	1.22%	4.70%	6.01%	2.09%	0.95%	0.92%	0.27%	16.16%	2.31%
	3. Coût moyen/cas	3.92%	(5.05%)	(0.32%)	2.46%	0.31%	1.48%	4.07%	6.86%	0.98%
	4. Dépense (=1+2+3)	5.89%	0.42%	6.74%	5.23%	1.94%	3.06%	4.93%	28.20%	4.03%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%	0.74%
	2. #cas/bénéficiaire	0.44%	(0.32%)	3.01%	1.66%	1.20%	0.93%	0.18%	7.10%	1.01%
	3. Coût moyen/cas	2.90%	(0.44%)	1.42%	2.34%	(1.41%)	0.37%	4.01%	9.19%	1.31%
	4. Dépense (=1+2+3)	4.08%	0.02%	5.47%	4.67%	0.48%	1.96%	4.79%	21.47%	3.07%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%	0.74%
	2. #cas/bénéficiaire	2.62%	17.99%	12.87%	3.54%	0.92%	0.75%	(0.31%)	38.39%	5.48%
	3. Coût moyen/cas	6.87%	(18.26%)	(4.35%)	3.93%	2.96%	2.35%	6.32%	(0.18%)	(0.03%)
	4. Dépense (=1+2+3)	10.24%	0.51%	9.57%	8.14%	4.57%	3.76%	6.60%	43.39%	6.20%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%	0.74%
	2. #cas/bénéficiaire	3.53%	0.11%	3.52%	(0.55%)	(1.27%)	1.68%	3.75%	10.76%	1.54%
	3. Coût moyen/cas	1.55%	0.56%	1.90%	2.73%	2.55%	2.31%	(0.89%)	10.72%	1.53%
	4. Dépense (=1+2+3)	5.82%	1.44%	6.47%	2.86%	1.97%	4.64%	3.46%	26.65%	3.81%
C2	1. #Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%	0.74%
	2. #cas/bénéficiaire	0.51%	(5.23%)	3.33%	1.35%	(2.06%)	(3.53%)	3.34%	(2.30%)	(0.33%)
	3. Coût moyen/cas	6.58%	6.54%	3.88%	6.16%	7.52%	9.29%	1.68%	41.64%	5.95%
	4. Dépense (=1+2+3)	7.83%	2.08%	8.26%	8.19%	6.14%	6.42%	5.61%	44.52%	6.36%
C3	1. #Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%	0.74%
	2. #cas/bénéficiaire	1.94%	0.44%	3.54%	0.49%	(0.28%)	0.99%	(10.79%)	(3.67%)	(0.52%)
	3. Coût moyen/cas	2.56%	(3.93%)	6.03%	6.10%	5.28%	4.67%	9.35%	30.07%	4.30%

	4. Dépense (=1+2+3)	5.24%	(2.71%)	10.62%	7.27%	5.69%	6.32%	(0.85%)	31.58%	4.51%
C4	1. #Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%	0.74%
	2. #cas/bénéficiaire	3.89%	(0.07%)	4.18%	3.08%	0.03%	(0.01%)	(1.70%)	9.39%	1.34%
	3. Coût moyen/cas	2.28%	(6.53%)	3.82%	1.43%	5.26%	(0.14%)	3.89%	10.01%	1.43%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.91%	(5.83%)	9.05%	5.19%	5.97%	0.50%	2.78%	24.58%	3.51%
C5	1. #Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%	0.74%
	2. #cas/bénéficiaire	8.02%	(2.21%)	2.93%	10.65%	10.26%	2.39%	0.66%	32.71%	4.67%
	3. Coût moyen/cas	(2.80%)	(1.59%)	3.66%	(5.65%)	(6.00%)	0.62%	2.84%	(8.93%)	(1.28%)
	4. Dépense (=1+2+3)	5.97%	(3.02%)	7.64%	5.67%	4.95%	3.67%	4.10%	28.96%	4.14%
C6	1. #Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%	0.74%
	2. #cas/bénéficiaire	6.06%	0.09%	3.68%	3.68%	3.38%	0.88%	(9.29%)	8.48%	1.21%
	3. Coût moyen/cas	(3.14%)	(3.71%)	0.10%	2.78%	(0.20%)	5.90%	9.28%	11.01%	1.57%
	4. Dépense (=1+2+3)	3.66%	(2.85%)	4.83%	7.14%	3.87%	7.44%	0.58%	24.67%	3.52%
C7	1. Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%	0.74%
	2. #cas/bénéficiaire	28.10%	(0.35%)	0.95%	(0.22%)	(0.15%)	17.41%	21.68%	67.42%	9.63%
	3. Durée moyenne/cas	(26.40%)	(0.31%)	(0.02%)	0.23%	(0.03%)	(0.11%)	0.77%	(25.87%)	(3.70%)
	4. Coût moyen/jour	4.12%	(2.22%)	2.57%	7.07%	4.45%	(11.68%)	(16.81%)	(12.51%)	(1.79%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	6.56%	(2.11%)	4.55%	7.76%	4.96%	6.28%	6.23%	34.22%	4.89%
C8	1. #Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%	0.74%
	2. #cas/bénéficiaire	5.65%	11.38%	11.36%	13.06%	21.91%	9.31%	13.37%	86.06%	12.29%
	3. Coût moyen/cas	(1.48%)	(5.52%)	(1.76%)	(2.93%)	(14.66%)	(1.87%)	(3.96%)	(32.18%)	(4.60%)
	4. Dépense (=1+2+3)	4.91%	6.64%	10.65%	10.82%	7.94%	8.10%	10.00%	59.06%	8.44%
C9	1. #Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%	0.74%
	2. #cas/bénéficiaire	(3.75%)	(2.99%)	25.65%	(0.71%)	1.12%	19.25%	18.07%	56.63%	8.09%
	3. Coût moyen/cas	(4.23%)	3.99%	45.21%	15.37%	29.90%	8.76%	1.98%	100.98%	14.43%
	4. Dépense (=1+2+3)	(7.24%)	1.77%	71.91%	15.34%	31.71%	28.67%	20.64%	162.79%	23.26%
total doc C	1. #Bénéficiaires	0.74%	0.78%	1.05%	0.68%	0.68%	0.66%	0.59%	5.18%	0.74%
	2. #cas/bénéficiaire	4.25%	0.79%	4.41%	2.24%	0.44%	1.58%	1.81%	15.53%	2.22%

	3. Coût moyen/cas	1.61%	(3.21%)	1.65%	4.01%	3.94%	2.76%	3.15%	13.90%	1.99%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.60%	(1.65%)	7.11%	6.93%	5.07%	5.00%	5.56%	34.61%	4.94%

Tableau 8

remboursement=ensemble

régime=régime des indépendants

Prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002 - croissante totale	De 1995 à 2002 - croissance annuelle moyenne
C1	1. #Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)	(0.84%)
	2. #cas/bénéficiaire	3.13%	7.89%	32.80%	19.99%	9.22%	14.99%	3.08%	91.09%	13.01%
	3. Coût moyen/cas	4.55%	(6.96%)	7.62%	6.82%	0.86%	4.36%	4.32%	21.57%	3.08%
	4. Dépense (=1+2+3)	7.22%	1.33%	38.75%	25.69%	9.27%	18.27%	6.23%	106.75%	15.25%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)	(0.84%)
	2. #cas/bénéficiaire	2.05%	1.05%	25.30%	16.47%	8.94%	12.48%	2.35%	68.65%	9.81%
	3. Coût moyen/cas	2.84%	(1.01%)	2.99%	2.90%	(0.64%)	1.05%	3.10%	11.23%	1.60%
	4. Dépense (=1+2+3)	4.43%	0.44%	26.62%	18.26%	7.49%	12.45%	4.28%	73.97%	10.57%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)	(0.84%)
	2. #cas/bénéficiaire	4.67%	19.09%	46.81%	26.23%	10.49%	18.66%	3.72%	129.68%	18.53%
	3. Coût moyen/cas	6.74%	(16.73%)	9.52%	7.86%	3.27%	4.19%	4.79%	19.65%	2.81%
	4. Dépense (=1+2+3)	10.95%	2.76%	54.66%	32.99%	12.95%	21.77%	7.34%	143.42%	20.49%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)	(0.84%)
	2. #cas/bénéficiaire	3.00%	(0.08%)	7.63%	2.79%	2.67%	3.07%	2.36%	21.43%	3.06%
	3. Coût moyen/cas	2.82%	(1.20%)	6.53%	6.25%	3.26%	12.41%	3.18%	33.24%	4.75%
	4. Dépense (=1+2+3)	5.35%	(0.88%)	12.49%	7.92%	5.11%	14.40%	4.36%	48.76%	6.97%
C2	1. #Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)	(0.84%)
	2. #cas/bénéficiaire	7.32%	(10.39%)	2.28%	6.87%	(2.46%)	9.53%	4.97%	18.12%	2.59%
	3. Coût moyen/cas	0.05%	6.45%	10.27%	3.84%	11.64%	1.44%	6.74%	40.43%	5.78%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.91%	(3.54%)	10.88%	9.61%	8.37%	9.89%	10.53%	52.63%	7.52%
C3	1. #Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)	(0.84%)
	2. #cas/bénéficiaire	3.31%	0.88%	12.81%	8.35%	6.25%	7.32%	(0.38%)	38.55%	5.51%
	3. Coût moyen/cas	1.88%	(5.51%)	2.16%	2.74%	5.16%	3.60%	6.20%	16.24%	2.32%

	4. Dépense (=1+2+3)	4.73%	(4.23%)	13.30%	9.99%	10.60%	9.84%	4.65%	48.87%	6.98%
C4	1. #Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)	(0.84%)
	2. #cas/bénéficiaire	3.89%	(1.29%)	4.59%	3.51%	2.22%	1.88%	(0.95%)	13.85%	1.98%
	3. Coût moyen/cas	2.16%	(6.40%)	3.60%	1.19%	5.07%	(0.65%)	3.57%	8.53%	1.22%
	4. Dépense (=1+2+3)	5.59%	(7.29%)	6.52%	3.58%	6.48%	0.15%	1.45%	16.47%	2.35%
C5	1. #Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)	(0.84%)
	2. #cas/bénéficiaire	17.84%	(4.35%)	5.04%	5.39%	6.06%	4.37%	3.34%	37.69%	5.38%
	3. Coût moyen/cas	(12.09%)	(1.12%)	2.93%	(1.89%)	(0.94%)	(0.10%)	1.95%	(11.26%)	(1.61%)
	4. Dépense (=1+2+3)	5.29%	(5.07%)	6.29%	2.39%	4.31%	3.19%	4.12%	20.52%	2.93%
C6	1. #Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)	(0.84%)
	2. #cas/bénéficiaire	8.93%	(1.07%)	(1.97%)	3.89%	0.82%	0.26%	(0.65%)	10.21%	1.46%
	3. Coût moyen/cas	(7.37%)	(2.96%)	0.67%	2.73%	1.95%	4.19%	1.40%	0.62%	0.09%
	4. Dépense (=1+2+3)	1.10%	(3.63%)	(2.96%)	5.52%	1.96%	3.36%	(0.43%)	4.92%	0.70%
C7	1. Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)	(0.84%)
	2. #cas/bénéficiaire	45.95%	(2.18%)	13.28%	8.36%	4.71%	30.85%	27.54%	128.50%	18.36%
	3. Durée moyenne/cas	(46.45%)	(0.95%)	(0.10%)	0.28%	(0.31%)	(1.36%)	2.54%	(46.36%)	(6.62%)
	4. Coût moyen/jour	4.62%	(1.94%)	(8.27%)	(0.47%)	0.97%	(21.68%)	(22.06%)	(48.83%)	(6.98%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	3.65%	(4.67%)	3.25%	7.05%	4.55%	6.73%	6.84%	27.40%	3.91%
C8	1. #Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)	(0.84%)
	2. #cas/bénéficiaire	9.20%	9.48%	11.99%	13.98%	19.35%	8.94%	12.17%	85.10%	12.16%
	3. Coût moyen/cas	8.21%	(13.94%)	(9.46%)	(2.40%)	(3.21%)	(15.19%)	9.10%	(26.90%)	(3.84%)
	4. Dépense (=1+2+3)	16.95%	(4.06%)	0.85%	10.47%	15.32%	(7.33%)	20.09%	52.29%	7.47%
C9	1. #Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)	(0.84%)
	2. #cas/bénéficiaire	28.35%	(52.81%)	411.48%	23.68%	38.65%	23.96%	26.88%	500.19%	71.46%
	3. Coût moyen/cas	(23.87%)	62.71%	(281.43%)	(2.76%)	0.05%	4.26%	(3.12%)	(244.17%)	(34.88%)
	4. Dépense (=1+2+3)	4.02%	10.30%	128.38%	19.80%	37.89%	27.14%	22.59%	250.12%	35.73%
total doc C	1. #Bénéficiaires	(0.46%)	0.40%	(1.67%)	(1.11%)	(0.81%)	(1.08%)	(1.18%)	(5.91%)	(0.84%)
	2. #cas/bénéficiaire	7.60%	(0.74%)	9.37%	7.16%	4.03%	8.25%	4.45%	40.12%	5.73%

	3. Coût moyen/cas	(1.93%)	(4.78%)	(0.60%)	1.58%	3.29%	(1.04%)	3.28%	(0.19%)	(0.03%)
	4. Dépense (=1+2+3)	5.22%	(5.12%)	7.11%	7.63%	6.51%	6.12%	6.55%	34.02%	4.86%

Tableau 9

remboursement=ensemble

régime=les 2 régimes ensembles

Prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002 - croissante totale	De 1995 à 2002 - croissance annuelle moyenne
C1	1. #Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%	0.58%
	2. #cas/bénéficiaire	1.36%	4.78%	6.72%	2.62%	1.26%	1.42%	0.48%	18.64%	2.66%
	3. Coût moyen/cas	3.93%	(5.08%)	(0.16%)	2.60%	0.34%	1.62%	4.08%	7.33%	1.05%
	4. Dépense (=1+2+3)	5.91%	0.43%	7.32%	5.71%	2.13%	3.52%	4.98%	30.01%	4.29%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%	0.58%
	2. #cas/bénéficiaire	0.58%	(0.27%)	3.54%	2.03%	1.45%	1.28%	0.36%	8.98%	1.28%
	3. Coût moyen/cas	2.90%	(0.44%)	1.43%	2.34%	(1.40%)	0.38%	4.00%	9.20%	1.31%
	4. Dépense (=1+2+3)	4.09%	0.02%	5.73%	4.87%	0.59%	2.14%	4.78%	22.21%	3.17%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%	0.58%
	2. #cas/bénéficiaire	2.77%	18.05%	13.95%	4.41%	1.38%	1.61%	(0.03%)	42.14%	6.02%
	3. Coût moyen/cas	6.87%	(18.22%)	(3.59%)	4.44%	3.13%	2.81%	6.26%	1.71%	0.24%
	4. Dépense (=1+2+3)	10.26%	0.57%	11.12%	9.33%	5.04%	4.90%	6.65%	47.88%	6.84%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%	0.58%
	2. #cas/bénéficiaire	3.61%	0.13%	3.84%	(0.32%)	(1.05%)	1.84%	3.84%	11.89%	1.70%
	3. Coût moyen/cas	1.59%	0.55%	1.94%	2.76%	2.53%	2.47%	(0.78%)	11.06%	1.58%
	4. Dépense (=1+2+3)	5.82%	1.41%	6.55%	2.93%	2.01%	4.79%	3.47%	26.98%	3.85%
C2	1. #Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%	0.58%
	2. #cas/bénéficiaire	0.76%	(5.30%)	3.55%	1.61%	(1.95%)	(3.13%)	3.51%	(0.96%)	(0.14%)
	3. Coût moyen/cas	6.43%	6.45%	4.04%	6.14%	7.63%	9.19%	1.87%	41.75%	5.96%
	4. Dépense (=1+2+3)	7.80%	1.88%	8.35%	8.24%	6.22%	6.54%	5.80%	44.83%	6.40%
C3	1. #Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%	0.58%
	2. #cas/bénéficiaire	2.07%	0.49%	4.05%	0.89%	0.06%	1.35%	(10.25%)	(1.34%)	(0.19%)
	3. Coût moyen/cas	2.53%	(4.01%)	5.96%	6.04%	5.37%	4.70%	9.32%	29.91%	4.27%

	4. Dépense (=1+2+3)	5.21%	(2.79%)	10.77%	7.42%	5.97%	6.53%	(0.51%)	32.59%	4.66%
C4	1. #Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%	0.58%
	2. #cas/bénéficiaire	3.91%	(0.17%)	4.26%	3.15%	0.24%	0.18%	(1.62%)	9.95%	1.42%
	3. Coût moyen/cas	2.26%	(6.52%)	3.80%	1.41%	5.24%	(0.18%)	3.87%	9.88%	1.41%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.79%	(5.96%)	8.83%	5.05%	6.01%	0.47%	2.67%	23.86%	3.41%
C5	1. #Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%	0.58%
	2. #cas/bénéficiaire	8.59%	(2.30%)	3.19%	10.48%	10.15%	2.58%	0.88%	33.56%	4.79%
	3. Coût moyen/cas	(3.30%)	(1.64%)	3.57%	(5.58%)	(5.78%)	0.57%	2.80%	(9.36%)	(1.34%)
	4. Dépense (=1+2+3)	5.91%	(3.21%)	7.52%	5.39%	4.89%	3.63%	4.10%	28.23%	4.03%
C6	1. #Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%	0.58%
	2. #cas/bénéficiaire	6.28%	0.04%	3.54%	3.79%	3.34%	0.95%	(8.79%)	9.15%	1.31%
	3. Coût moyen/cas	(3.44%)	(3.69%)	(0.07%)	2.73%	(0.15%)	5.72%	8.89%	9.99%	1.43%
	4. Dépense (=1+2+3)	3.46%	(2.91%)	4.23%	7.02%	3.73%	7.15%	0.51%	23.17%	3.31%
C7	1. Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%	0.58%
	2. #cas/bénéficiaire	29.00%	(0.42%)	1.73%	0.34%	0.20%	18.32%	22.13%	71.30%	10.19%
	3. Durée moyenne/cas	(27.34%)	(0.35%)	(0.03%)	0.23%	(0.05%)	(0.20%)	0.89%	(26.84%)	(3.83%)
	4. Coût moyen/jour	4.07%	(2.27%)	1.99%	6.64%	4.24%	(12.29%)	(17.16%)	(14.78%)	(2.11%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	6.34%	(2.31%)	4.45%	7.71%	4.93%	6.31%	6.28%	33.70%	4.81%
C8	1. #Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%	0.58%
	2. #cas/bénéficiaire	6.02%	11.19%	11.44%	13.16%	21.68%	9.29%	13.27%	86.06%	12.29%
	3. Coût moyen/cas	(0.61%)	(6.28%)	(2.38%)	(2.87%)	(13.66%)	(2.90%)	(2.91%)	(31.61%)	(4.52%)
	4. Dépense (=1+2+3)	6.02%	5.65%	9.82%	10.79%	8.55%	6.87%	10.78%	58.49%	8.36%
C9	1. #Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%	0.58%
	2. #cas/bénéficiaire	(3.59%)	(2.99%)	28.82%	0.21%	2.83%	19.58%	18.62%	63.47%	9.07%
	3. Coût moyen/cas	(3.90%)	4.33%	45.09%	14.93%	28.76%	8.50%	1.73%	99.45%	14.21%
	4. Dépense (=1+2+3)	(6.88%)	2.08%	74.67%	15.63%	32.13%	28.56%	20.77%	166.95%	23.85%
total doc C	1. #Bénéficiaires	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%	0.58%
	2. #cas/bénéficiaire	4.48%	0.74%	4.81%	2.58%	0.70%	2.01%	2.04%	17.35%	2.48%

	3. Coût moyen/cas	1.42%	(3.34%)	1.55%	3.90%	3.93%	2.58%	3.17%	13.20%	1.89%
	4. Dépense (=1+2+3)	6.51%	(1.86%)	7.11%	6.97%	5.16%	5.07%	5.62%	34.58%	4.94%

1.2. PROPORTION RELATIVE DES TAUX ANNUELS DE CROISSANCE DES FACTEURS PAR CATEGORIE DE PRESTATIONS

1.2.1. Les grandes rubriques des Documents C

Tableau 10

remboursement=pas d'intervention majorée

régime=régime des salariés

prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	Pour la période de 1995 à 2002
C1	1. #Bénéficiaires	16.66%	295.43%	14.86%	(12.28%)	56.86%	22.23%	16.74%	10.20%
	2. #cas/bénéficiaire	18.82%	(1655.57%)	96.35%	67.29%	64.01%	35.01%	9.68%	63.74%
	3. Coût moyen/cas	64.52%	1460.15%	(11.22%)	44.99%	(20.87%)	42.76%	73.58%	26.06%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	21.01%	173.76%	18.65%	(12.32%)	(286.88%)	37.57%	15.36%	12.44%
	2. #cas/bénéficiaire	7.39%	(185.12%)	48.83%	58.19%	(375.32%)	61.12%	5.38%	39.18%
	3. Coût moyen/cas	71.61%	111.37%	32.52%	54.13%	762.20%	1.31%	79.26%	48.38%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	8.23%	53.97%	10.37%	(6.15%)	11.54%	15.42%	12.59%	5.75%
	2. #cas/bénéficiaire	27.18%	(1382.57%)	211.67%	61.65%	26.16%	18.58%	(0.07%)	107.58%
	3. Coût moyen/cas	64.59%	1428.60%	(122.04%)	44.50%	62.30%	66.01%	87.49%	(13.33%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	16.90%	(94.25%)	12.36%	(27.15%)	56.42%	14.45%	25.06%	10.51%
	2. #cas/bénéficiaire	54.96%	124.05%	50.64%	5.63%	(174.50%)	30.43%	93.54%	42.99%
	3. Coût moyen/cas	28.14%	70.20%	37.00%	121.52%	218.08%	55.12%	(18.61%)	46.50%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C2	1. #Bénéficiaires	11.94%	(40.81%)	10.63%	(7.05%)	10.90%	9.67%	15.70%	5.77%
	2. #cas/bénéficiaire	4.63%	(178.26%)	29.44%	25.17%	(34.26%)	(35.99%)	22.92%	(5.74%)

	3. Coût moyen/cas	83.43%	319.07%	59.93%	81.88%	123.36%	126.32%	61.38%	99.97%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C3	1. #Bénéficiaires	17.45%	20.84%	8.17%	(7.93%)	9.36%	9.94%	(102.84%)	8.50%
	2. #cas/bénéficiaire	36.00%	(23.61%)	25.95%	27.25%	7.88%	24.80%	1394.39%	(11.33%)
	3. Coût moyen/cas	46.55%	102.76%	65.88%	80.69%	82.76%	65.26%	(1191.56%)	102.83%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C4	1. #Bénéficiaires	14.51%	12.04%	9.23%	(10.68%)	10.54%	150.30%	30.85%	11.39%
	2. #cas/bénéficiaire	56.21%	(16.89%)	37.96%	83.08%	10.25%	105.00%	(59.14%)	52.65%
	3. Coût moyen/cas	29.28%	104.86%	52.81%	27.60%	79.21%	(155.30%)	128.28%	35.96%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C5	1. #Bénéficiaires	16.08%	23.92%	11.83%	(9.63%)	13.08%	17.46%	21.15%	9.18%
	2. #cas/bénéficiaire	124.87%	30.52%	32.98%	205.99%	209.96%	63.28%	7.14%	122.67%
	3. Coût moyen/cas	(40.95%)	45.56%	55.19%	(96.36%)	(123.04%)	19.26%	71.71%	(31.86%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C6	1. #Bénéficiaires	29.17%	22.30%	27.42%	(8.00%)	18.49%	8.41%	253.15%	12.14%
	2. #cas/bénéficiaire	168.02%	(19.68%)	81.97%	66.32%	89.86%	11.24%	(2720.22%)	34.96%
	3. Coût moyen/cas	(97.19%)	97.39%	(9.38%)	41.68%	(8.36%)	80.35%	2567.08%	52.89%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C7	1. Bénéficiaires	14.83%	20.66%	67.63%	(7.35%)	11.62%	10.75%	24.31%	9.39%
	2. #cas/bénéficiaire	524.49%	1.33%	(75.65%)	33.97%	28.70%	255.82%	549.34%	285.28%
	3. Durée moyenne/cas	(473.56%)	43.30%	(20.97%)	1.69%	(1.05%)	22.38%	(7.54%)	(125.91%)
	4. Coût moyen/jour	34.24%	34.71%	128.99%	71.69%	60.72%	(188.94%)	(466.11%)	(68.77%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C8	1. #Bénéficiaires	17.41%	(88.86%)	(68.58%)	(8.70%)	12.21%	8.53%	9.00%	7.08%
	2. #cas/bénéficiaire	71.97%	1160.15%	(787.96%)	192.49%	342.09%	127.89%	128.94%	215.37%
	3. Coût moyen/cas	10.61%	(971.29%)	956.54%	(83.80%)	(254.30%)	(36.42%)	(37.93%)	(122.45%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C9	1. #Bénéficiaires	(12.62%)	24.47%	1.23%	(3.25%)	1.99%	2.43%	6.34%	1.87%

	2. #cas/bénéficiaire	38.39%	198.53%	18.13%	2.62%	(1.41%)	69.23%	76.50%	22.21%
	3. Coût moyen/cas	74.23%	(123.00%)	80.64%	100.63%	99.43%	28.34%	17.17%	75.92%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
total doc C	1. #Bénéficiaires	14.69%	31.05%	14.48%	(8.51%)	12.49%	13.52%	17.79%	8.20%
	2. #cas/bénéficiaire	56.01%	(56.54%)	64.03%	53.27%	13.91%	27.83%	12.54%	47.93%
	3. Coût moyen/cas	29.29%	125.49%	21.49%	55.24%	73.60%	58.65%	69.67%	43.87%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Tableau 11

remboursement=pas d'intervention majorée

régime=régime des indépendants

prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	Pour la période de 1995 à 2002
C1	1. #Bénéficiaires	(59.50%)	(3.07%)	(7.92%)	(5.90%)	(12.20%)	(7.31%)	(17.95%)	(9.44%)
	2. #cas/bénéficiaire	(153.14%)	(25.72%)	89.59%	81.71%	107.08%	64.27%	47.02%	84.99%
	3. Coût moyen/cas	312.64%	128.80%	18.33%	24.18%	5.11%	43.03%	70.93%	24.45%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	6.83%	(4.63%)	(6.56%)	(5.80%)	(16.33%)	(12.33%)	(15.40%)	(10.80%)
	2. #cas/bénéficiaire	59.72%	3.05%	79.89%	79.71%	141.74%	107.79%	56.78%	94.00%
	3. Coût moyen/cas	33.44%	101.58%	26.67%	26.09%	(25.41%)	4.54%	58.63%	16.80%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	(3.91%)	(1.23%)	(6.20%)	(2.89%)	(6.81%)	(5.32%)	(20.21%)	(5.85%)
	2. #cas/bénéficiaire	(6.82%)	(56.12%)	121.47%	76.55%	99.08%	76.03%	32.06%	95.38%
	3. Coût moyen/cas	110.73%	157.35%	(15.27%)	26.34%	7.74%	29.30%	88.15%	10.47%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	(27.73%)	(14.75%)	(15.99%)	(17.97%)	(20.58%)	(7.51%)	(17.96%)	(14.22%)
	2. #cas/bénéficiaire	160.27%	19.58%	67.91%	44.88%	53.18%	15.30%	32.28%	42.44%
	3. Coût moyen/cas	(32.54%)	95.17%	48.08%	73.08%	67.41%	92.22%	85.69%	71.78%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C2	1. #Bénéficiaires	(12.43%)	(2.44%)	(20.27%)	(18.45%)	(16.08%)	(14.51%)	(8.62%)	(16.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	630.71%	630.00%	(553.14%)	367.43%	(165.69%)	170.57%	64.28%	(64.15%)
	3. Coût moyen/cas	(518.28%)	(527.57%)	673.41%	(248.98%)	281.77%	(56.06%)	44.35%	180.71%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C3	1. #Bénéficiaires	(15.08%)	(1.93%)	(14.36%)	(13.70%)	(6.11%)	(14.21%)	(19.02%)	(14.84%)
	2. #cas/bénéficiaire	22.09%	61.07%	19.54%	60.73%	49.29%	37.59%	35.78%	35.50%
	3. Coût moyen/cas	92.99%	40.86%	94.82%	52.98%	56.81%	76.63%	83.24%	79.34%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

C4	1. #Bénéficiaires	(9.43%)	(1.92%)	(28.13%)	(32.01%)	(12.10%)	237.57%	(130.80%)	(50.63%)
	2. #cas/bénéficiaire	64.56%	18.21%	65.34%	104.30%	47.72%	(361.24%)	(134.33%)	105.16%
	3. Coût moyen/cas	44.87%	83.71%	62.79%	27.71%	64.38%	223.66%	365.13%	45.47%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C5	1. #Bénéficiaires	(9.34%)	(2.71%)	(30.44%)	(63.64%)	(17.84%)	(60.08%)	(28.06%)	(38.69%)
	2. #cas/bénéficiaire	391.71%	84.05%	55.61%	209.71%	89.15%	142.69%	52.46%	178.47%
	3. Coût moyen/cas	(282.36%)	18.66%	74.83%	(46.07%)	28.69%	17.39%	75.60%	(39.79%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C6	1. #Bénéficiaires	(39.88%)	(4.09%)	45.21%	(20.59%)	(46.62%)	(34.88%)	137.62%	(151.60%)
	2. #cas/bénéficiaire	866.47%	27.82%	68.21%	68.45%	24.82%	7.92%	65.44%	245.41%
	3. Coût moyen/cas	(726.58%)	76.27%	(13.43%)	52.14%	121.80%	126.96%	(103.06%)	6.19%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C7	1. Bénéficiaires	(22.26%)	(2.11%)	54.94%	(18.97%)	(17.13%)	(33.79%)	(26.51%)	(59.97%)
	2. #cas/bénéficiaire	2958.73%	82.97%	94.83%	74.26%	70.58%	490.90%	509.94%	916.11%
	3. Durée moyenne/cas	(3018.09%)	25.14%	44.14%	2.14%	(11.00%)	93.05%	(19.05%)	(564.89%)
	4. Coût moyen/jour	181.62%	(6.00%)	(93.90%)	42.58%	57.54%	(450.16%)	(364.38%)	(191.26%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C8	1. #Bénéficiaires	(2.75%)	(3.41%)	93.04%	(16.47%)	(4.58%)	11.07%	(5.19%)	(14.09%)
	2. #cas/bénéficiaire	53.98%	(222.61%)	(650.73%)	185.39%	108.09%	(60.56%)	53.80%	183.97%
	3. Coût moyen/cas	48.77%	326.02%	657.69%	(68.92%)	(3.52%)	149.49%	51.39%	(69.88%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C9	1. #Bénéficiaires	(97.66%)	1.11%	(1.93%)	(3.95%)	(1.93%)	(5.03%)	(7.54%)	(2.99%)
	2. #cas/bénéficiaire	.	.	.	148.72%	116.00%	113.79%	99.94%	336.03%
	3. Coût moyen/cas	.	.	.	(44.77%)	(14.07%)	(8.76%)	7.61%	(233.05%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
total doc C	1. #Bénéficiaires	(11.38%)	(2.17%)	(66.31%)	(20.49%)	(12.38%)	(42.49%)	(19.36%)	(31.56%)
	2. #cas/bénéficiaire	181.65%	48.64%	115.19%	99.59%	58.80%	146.12%	32.14%	110.47%
	3. Coût moyen/cas	(70.27%)	53.53%	51.12%	20.90%	53.58%	(3.63%)	87.21%	21.09%

	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Tableau 12

remboursement=pas d'intervention majorée

régime=les 2 régimes ensembles

prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	Pour la période de 1995 à 2002
C1	1. #Bénéficiaires	14.18%	231.89%	9.36%	(13.51%)	41.49%	14.80%	12.97%	6.36%
	2. #cas/bénéficiaire	21.03%	(1452.54%)	101.39%	69.65%	78.72%	42.74%	13.49%	67.76%
	3. Coût moyen/cas	64.80%	1320.65%	(10.76%)	43.86%	(20.21%)	42.46%	73.54%	25.88%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	17.92%	148.14%	11.76%	(13.71%)	(246.24%)	25.50%	11.90%	7.80%
	2. #cas/bénéficiaire	10.12%	(159.27%)	56.54%	60.69%	(517.86%)	73.98%	9.04%	44.55%
	3. Coût moyen/cas	71.96%	111.13%	31.69%	53.02%	864.10%	0.52%	79.06%	47.64%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	6.97%	43.54%	6.47%	(6.60%)	8.60%	9.85%	9.81%	3.56%
	2. #cas/bénéficiaire	28.08%	(1268.23%)	210.66%	62.19%	30.30%	25.91%	2.71%	108.49%
	3. Coût moyen/cas	64.95%	1324.69%	(117.14%)	44.42%	61.10%	64.24%	87.47%	(12.04%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	14.41%	(83.92%)	7.89%	(29.96%)	41.75%	9.75%	19.27%	6.58%
	2. #cas/bénéficiaire	56.99%	113.45%	55.38%	11.87%	(150.60%)	33.32%	95.83%	46.36%
	3. Coût moyen/cas	28.59%	70.47%	36.73%	118.10%	208.85%	56.93%	(15.10%)	47.06%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C2	1. #Bénéficiaires	10.28%	(40.11%)	6.81%	(8.01%)	8.32%	6.68%	11.80%	3.67%
	2. #cas/bénéficiaire	10.04%	(235.00%)	26.50%	28.42%	(32.90%)	(30.83%)	26.40%	(4.45%)
	3. Coût moyen/cas	79.69%	375.11%	66.70%	79.59%	124.58%	124.15%	61.80%	100.78%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C3	1. #Bénéficiaires	15.11%	17.34%	5.19%	(8.86%)	6.83%	6.81%	(125.03%)	5.27%
	2. #cas/bénéficiaire	38.35%	(17.20%)	27.89%	28.85%	11.20%	27.31%	2095.02%	(7.24%)
	3. Coût moyen/cas	46.54%	99.86%	66.92%	80.01%	81.98%	65.89%	(1869.99%)	101.97%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

C4	1. #Bénéficiaires	12.69%	10.28%	6.07%	(12.35%)	7.94%	129.37%	25.48%	7.50%
	2. #cas/bénéficiaire	57.08%	(12.88%)	40.43%	84.74%	14.28%	174.99%	(59.92%)	56.01%
	3. Coût moyen/cas	30.23%	102.60%	53.50%	27.61%	77.78%	(204.36%)	134.44%	36.49%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C5	1. #Bénéficiaires	13.95%	19.65%	7.68%	(11.52%)	10.00%	12.60%	16.53%	6.01%
	2. #cas/bénéficiaire	137.10%	35.64%	36.43%	211.98%	207.51%	69.61%	11.73%	128.26%
	3. Coût moyen/cas	(51.06%)	44.71%	55.88%	(100.46%)	(117.50%)	17.79%	71.74%	(34.28%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C6	1. #Bénéficiaires	26.18%	19.33%	21.76%	(9.15%)	14.60%	6.09%	254.92%	8.19%
	2. #cas/bénéficiaire	186.04%	(15.52%)	95.93%	67.21%	91.89%	12.78%	(3331.11%)	40.45%
	3. Coût moyen/cas	(112.22%)	96.19%	(17.68%)	41.94%	(6.49%)	81.13%	3176.19%	51.36%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C7	1. Bénéficiaires	13.27%	16.89%	59.53%	(8.39%)	8.92%	7.68%	18.73%	6.21%
	2. #cas/bénéficiaire	570.12%	9.62%	(96.36%)	36.22%	32.05%	266.62%	549.27%	303.70%
	3. Durée moyenne/cas	(518.47%)	40.77%	(34.52%)	1.69%	(1.44%)	24.55%	(8.06%)	(136.17%)
	4. Coût moyen/jour	35.07%	32.73%	171.36%	70.48%	60.47%	(198.84%)	(459.93%)	(73.75%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C8	1. #Bénéficiaires	12.78%	(183.41%)	(41.45%)	(9.68%)	7.51%	7.79%	6.34%	4.37%
	2. #cas/bénéficiaire	68.73%	2740.62%	(771.80%)	192.05%	278.72%	162.81%	115.75%	212.01%
	3. Coût moyen/cas	18.50%	(2457.21%)	913.25%	(82.37%)	(186.23%)	(70.60%)	(22.09%)	(116.38%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C9	1. #Bénéficiaires	(11.00%)	25.53%	0.78%	(3.54%)	1.49%	1.70%	4.91%	1.16%
	2. #cas/bénéficiaire	37.62%	241.77%	20.97%	7.79%	3.40%	71.36%	78.30%	25.44%
	3. Coût moyen/cas	73.38%	(167.30%)	78.25%	95.75%	95.11%	26.94%	16.79%	73.40%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
total doc C	1. #Bénéficiaires	12.78%	24.56%	9.58%	(9.67%)	9.35%	9.61%	13.72%	5.29%
	2. #cas/bénéficiaire	60.84%	(41.70%)	68.82%	55.79%	18.03%	33.59%	15.76%	51.76%
	3. Coût moyen/cas	26.38%	117.14%	21.60%	53.87%	72.62%	56.80%	70.52%	42.94%

	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Tableau 13

remboursement=intervention majorée

régime=régime des salariés

prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	Pour la période de 1995 à 2002
C1	1. #Bénéficiaires	(26.59%)	700.86%	33.39%	133.24%	31.09%	22.17%	(38.59%)	68.88%
	2. #cas/bénéficiaire	53.89%	(209.02%)	70.98%	(81.69%)	34.31%	19.94%	27.80%	12.38%
	3. Coût moyen/cas	72.70%	(391.84%)	(4.37%)	48.45%	34.61%	57.89%	110.79%	18.74%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	(71.09%)	936.01%	35.71%	170.80%	48.81%	29.19%	(85.56%)	96.53%
	2. #cas/bénéficiaire	97.45%	(805.24%)	55.09%	(108.29%)	99.08%	20.64%	44.82%	(22.44%)
	3. Coût moyen/cas	73.63%	(30.77%)	9.20%	37.49%	(47.89%)	50.17%	140.74%	25.91%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	(16.36%)	741.65%	32.89%	116.27%	26.87%	21.46%	(24.36%)	57.15%
	2. #cas/bénéficiaire	44.15%	201.53%	85.35%	(70.55%)	2.66%	18.43%	18.99%	31.78%
	3. Coût moyen/cas	72.20%	(843.19%)	(18.24%)	54.28%	70.47%	60.11%	105.38%	11.07%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	(31.22%)	242.80%	27.38%	108.40%	15.29%	12.85%	(66.94%)	52.54%
	2. #cas/bénéficiaire	114.68%	(55.87%)	118.08%	(25.79%)	85.18%	87.42%	259.13%	70.52%
	3. Coût moyen/cas	16.54%	(86.93%)	(45.46%)	17.39%	(0.46%)	(0.27%)	(92.19%)	(23.06%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C2	1. #Bénéficiaires	(23.27%)	627.78%	28.98%	97.82%	15.36%	12.69%	(29.68%)	51.23%
	2. #cas/bénéficiaire	36.50%	(829.89%)	45.06%	(57.48%)	(36.49%)	(112.94%)	196.21%	(29.10%)
	3. Coût moyen/cas	86.77%	302.10%	25.96%	59.66%	121.12%	200.25%	(66.53%)	77.87%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C3	1. #Bénéficiaires	(35.03%)	(8009.27%)	24.98%	113.24%	27.36%	12.38%	196.35%	68.72%
	2. #cas/bénéficiaire	79.30%	5968.97%	28.08%	(102.46%)	(51.80%)	(3.95%)	803.83%	(52.25%)
	3. Coût moyen/cas	55.73%	2140.30%	46.95%	89.21%	124.43%	91.57%	(900.18%)	83.53%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

C4	1. #Bénéficiaires	(21.69%)	(599.38%)	26.22%	167.72%	17.72%	103.76%	(67.49%)	74.80%
	2. #cas/bénéficiaire	77.73%	518.61%	45.86%	(95.52%)	(29.03%)	(186.22%)	(16.65%)	(25.03%)
	3. Coût moyen/cas	43.96%	180.77%	27.92%	27.80%	111.32%	182.46%	184.14%	50.23%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C5	1. #Bénéficiaires	(30.23%)	(1046.93%)	26.13%	160.23%	19.60%	20.57%	(45.56%)	69.08%
	2. #cas/bénéficiaire	203.46%	998.48%	42.33%	51.84%	201.05%	71.68%	86.84%	63.28%
	3. Coût moyen/cas	(73.24%)	148.45%	31.54%	(112.07%)	(120.65%)	7.75%	58.72%	(32.37%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C6	1. #Bénéficiaires	(17.09%)	81.33%	8.94%	84.00%	10.98%	13.91%	(48.45%)	25.91%
	2. #cas/bénéficiaire	89.63%	69.92%	90.62%	6.32%	88.69%	24.21%	(126.27%)	66.77%
	3. Coût moyen/cas	27.46%	(51.25%)	0.44%	9.68%	0.33%	61.88%	274.72%	7.32%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C7	1. Bénéficiaires	(23.53%)	2646.98%	41.70%	110.15%	24.45%	11.33%	(16.50%)	56.55%
	2. #cas/bénéficiaire	386.52%	(2344.91%)	(0.84%)	(119.86%)	(42.40%)	287.17%	266.32%	99.52%
	3. Durée moyenne/cas	(351.51%)	180.83%	1.20%	4.04%	0.22%	(19.54%)	17.94%	(45.79%)
	4. Coût moyen/jour	88.52%	(382.90%)	57.94%	105.67%	117.73%	(178.97%)	(167.75%)	(10.28%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C8	1. #Bénéficiaires	89183.60%	39.10%	7.86%	41.80%	7.92%	8.14%	(15.69%)	18.32%
	2. #cas/bénéficiaire	(897670.21%)	26.90%	54.59%	59.44%	260.51%	90.91%	157.71%	89.93%
	3. Coût moyen/cas	808586.60%	34.00%	37.55%	(1.24%)	(168.43%)	0.95%	(42.02%)	(8.26%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C9	1. #Bénéficiaires	118.99%	38.45%	2.83%	77.66%	3.34%	2.20%	(4.49%)	8.96%
	2. #cas/bénéficiaire	870.65%	79.00%	66.86%	(76.29%)	15.38%	63.58%	104.67%	56.99%
	3. Coût moyen/cas	(889.64%)	(17.46%)	30.30%	98.63%	81.27%	34.21%	(0.18%)	34.05%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
total doc C	1. #Bénéficiaires	(24.27%)	2663.40%	31.54%	114.43%	20.90%	13.76%	(24.00%)	57.66%
	2. #cas/bénéficiaire	112.40%	(1934.62%)	49.38%	(76.25%)	(7.16%)	38.34%	91.68%	10.36%
	3. Coût moyen/cas	11.87%	(628.78%)	19.08%	61.83%	86.26%	47.89%	32.31%	31.98%

	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Tableau 14

remboursement=intervention majorée

régime=régime des indépendants

prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	Pour la période de 1995 à 2002
C1	1. #Bénéficiaires	(8.09%)	64.91%	(6.25%)	(0.45%)	(10.10%)	0.97%	(28.92%)	(3.25%)
	2. #cas/bénéficiaire	60.33%	253.64%	91.57%	75.04%	103.24%	82.36%	60.07%	88.27%
	3. Coût moyen/cas	47.76%	(218.55%)	14.67%	25.41%	6.86%	16.67%	68.86%	14.98%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	(10.15%)	152.57%	(10.16%)	(0.69%)	(12.24%)	1.38%	(51.64%)	(4.93%)
	2. #cas/bénéficiaire	69.85%	(16.60%)	107.44%	87.96%	122.50%	91.87%	62.73%	93.94%
	3. Coût moyen/cas	40.31%	(35.97%)	2.71%	12.73%	(10.26%)	6.75%	88.91%	10.99%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	(7.24%)	44.17%	(4.76%)	(0.38%)	(7.68%)	0.84%	(23.88%)	(2.62%)
	2. #cas/bénéficiaire	57.67%	356.87%	87.03%	75.81%	80.01%	81.57%	62.09%	89.78%
	3. Coût moyen/cas	49.57%	(301.04%)	17.74%	24.57%	27.66%	17.59%	61.79%	12.83%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	(5.94%)	(546.01%)	(15.65%)	(1.23%)	(13.79%)	1.65%	(158.65%)	(6.51%)
	2. #cas/bénéficiaire	63.08%	(287.19%)	95.17%	4.65%	106.46%	66.82%	461.29%	79.13%
	3. Coût moyen/cas	42.86%	933.20%	20.49%	96.57%	7.33%	31.53%	(202.64%)	27.37%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C2	1. #Bénéficiaires	(6.86%)	763.81%	(19.08%)	(0.95%)	(8.50%)	1.61%	(21.61%)	(5.52%)
	2. #cas/bénéficiaire	(75.17%)	5996.38%	179.73%	(10.91%)	2.44%	54.33%	48.03%	64.64%
	3. Coût moyen/cas	182.03%	(6660.18%)	(60.65%)	111.86%	106.06%	44.06%	73.58%	40.88%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C3	1. #Bénéficiaires	(11.45%)	955.77%	(17.60%)	(1.10%)	(12.10%)	1.64%	(51.32%)	(6.86%)
	2. #cas/bénéficiaire	88.70%	1687.51%	137.91%	85.45%	76.27%	79.18%	(37.21%)	97.51%
	3. Coût moyen/cas	22.74%	(2543.28%)	(20.31%)	15.65%	35.83%	19.18%	188.54%	9.35%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

C4	1. #Bénéficiaires	(8.68%)	(65.52%)	(29.37%)	(4.20%)	(15.89%)	8.92%	(57.74%)	(13.31%)
	2. #cas/bénéficiaire	77.26%	51.67%	85.64%	52.08%	(2.75%)	51.95%	(0.27%)	53.44%
	3. Coût moyen/cas	31.42%	113.85%	43.72%	52.12%	118.64%	39.13%	158.01%	59.87%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C5	1. #Bénéficiaires	(10.25%)	(106.71%)	(28.41%)	(3.30%)	(25.32%)	2.87%	(39.05%)	(11.53%)
	2. #cas/bénéficiaire	241.76%	157.94%	122.76%	225.49%	288.22%	108.77%	143.94%	178.51%
	3. Coût moyen/cas	(131.52%)	48.77%	5.65%	(122.19%)	(162.90%)	(11.64%)	(4.90%)	(66.98%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C6	1. #Bénéficiaires	(34.23%)	48.59%	(39.38%)	2.71%	(12.31%)	(43.26%)	(23.10%)	(15.28%)
	2. #cas/bénéficiaire	45.12%	123.99%	88.81%	(18.71%)	147.92%	(605.50%)	(71.86%)	91.57%
	3. Coût moyen/cas	89.11%	(72.58%)	50.57%	116.00%	(35.62%)	748.76%	194.96%	23.70%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C7	1. Bénéficiaires	(13.54%)	(235.41%)	(28.46%)	(1.58%)	(22.39%)	1.85%	(19.41%)	(8.52%)
	2. #cas/bénéficiaire	661.98%	72.48%	252.69%	123.12%	126.12%	368.90%	330.70%	315.69%
	3. Durée moyenne/cas	(656.95%)	22.99%	3.24%	3.59%	(5.27%)	(37.85%)	42.45%	(83.33%)
	4. Coût moyen/jour	108.51%	239.94%	(127.47%)	(25.13%)	1.54%	(232.90%)	(253.74%)	(123.85%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C8	1. #Bénéficiaires	(2.82%)	763.05%	(19.10%)	(0.49%)	(15.28%)	2.02%	(11.57%)	(3.95%)
	2. #cas/bénéficiaire	52.42%	699.77%	131.80%	59.50%	350.24%	212.44%	101.35%	110.09%
	3. Coût moyen/cas	50.40%	(1362.82%)	(12.70%)	40.99%	(234.96%)	(114.46%)	10.22%	(6.14%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C9	1. #Bénéficiaires	(5.17%)	(68.34%)	(1.30%)	(1.47%)	(2.93%)	0.60%	(5.81%)	(1.18%)
	2. #cas/bénéficiaire	233.16%	1536.81%	170.77%	78.05%	88.58%	61.41%	127.66%	133.92%
	3. Coût moyen/cas	(127.99%)	(1368.47%)	(69.47%)	23.42%	14.35%	37.99%	(21.85%)	(32.74%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
total doc C	1. #Bénéficiaires	(10.22%)	(184.23%)	(19.82%)	(1.23%)	(15.05%)	1.76%	(23.75%)	(7.11%)
	2. #cas/bénéficiaire	123.08%	(220.08%)	148.60%	81.85%	68.68%	122.70%	108.26%	121.76%
	3. Coût moyen/cas	(12.85%)	504.31%	(28.78%)	19.38%	46.37%	(24.47%)	15.49%	(14.65%)

	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Tableau 15

remboursement=intervention majorée

régime=les 2 régimes ensembles

prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	Pour la période de 1995 à 2002
C1	1. #Bénéficiaires	(24.67%)	623.04%	24.99%	104.81%	23.66%	16.03%	(37.57%)	55.15%
	2. #cas/bénéficiaire	53.36%	(142.80%)	76.04%	(50.24%)	44.69%	35.06%	30.91%	25.89%
	3. Coût moyen/cas	71.31%	(380.24%)	(1.04%)	45.44%	31.65%	48.91%	106.65%	18.96%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	(62.37%)	856.84%	28.44%	142.86%	37.01%	23.06%	(82.90%)	79.94%
	2. #cas/bénéficiaire	92.66%	(725.86%)	63.21%	(76.91%)	106.11%	36.27%	47.15%	(3.78%)
	3. Coût moyen/cas	69.71%	(30.99%)	8.35%	34.05%	(43.13%)	40.67%	135.74%	23.84%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	(15.45%)	632.82%	23.07%	87.74%	19.37%	13.87%	(24.23%)	44.48%
	2. #cas/bénéficiaire	44.11%	251.93%	85.99%	(38.26%)	16.31%	35.44%	22.78%	42.13%
	3. Coût moyen/cas	71.34%	(784.75%)	(9.06%)	50.52%	64.32%	50.69%	101.45%	13.38%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	(27.89%)	232.18%	22.76%	98.29%	12.90%	11.68%	(69.35%)	46.55%
	2. #cas/bénéficiaire	109.34%	(42.85%)	119.50%	(19.19%)	87.27%	86.35%	263.86%	74.13%
	3. Coût moyen/cas	18.55%	(89.33%)	(42.26%)	20.90%	(0.18%)	1.97%	(94.51%)	(20.68%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C2	1. #Bénéficiaires	(21.23%)	604.02%	24.19%	87.44%	12.51%	11.32%	(29.00%)	44.69%
	2. #cas/bénéficiaire	28.26%	(766.34%)	54.34%	(50.69%)	(32.37%)	(96.62%)	182.92%	(20.38%)
	3. Coût moyen/cas	92.97%	262.32%	21.47%	63.24%	119.86%	185.30%	(53.92%)	75.69%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C3	1. #Bénéficiaires	(31.84%)	(9040.17%)	20.91%	100.46%	21.33%	10.91%	380.23%	58.84%
	2. #cas/bénéficiaire	78.02%	6409.44%	35.93%	(83.80%)	(34.62%)	5.82%	1443.84%	(35.82%)
	3. Coût moyen/cas	53.82%	2730.73%	43.17%	83.35%	113.29%	83.27%	(1724.07%)	76.98%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

C4	1. #Bénéficiaires	(20.00%)	(518.86%)	22.71%	159.53%	14.93%	84.45%	(66.24%)	67.64%
	2. #cas/bénéficiaire	77.57%	447.80%	48.37%	(88.54%)	(26.89%)	(137.06%)	(14.81%)	(18.63%)
	3. Coût moyen/cas	42.43%	171.06%	28.91%	29.01%	111.96%	152.60%	181.05%	51.00%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C5	1. #Bénéficiaires	(27.16%)	(891.46%)	22.66%	151.28%	17.02%	18.10%	(44.58%)	62.17%
	2. #cas/bénéficiaire	202.98%	855.48%	47.71%	63.38%	207.53%	74.43%	91.23%	72.61%
	3. Coût moyen/cas	(75.82%)	135.98%	29.63%	(114.66%)	(124.54%)	7.47%	53.35%	(34.78%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C6	1. #Bénéficiaires	(17.22%)	78.52%	7.88%	81.84%	9.34%	13.64%	(46.48%)	24.18%
	2. #cas/bénéficiaire	90.70%	76.25%	93.59%	12.32%	91.33%	26.45%	(119.92%)	70.00%
	3. Coût moyen/cas	26.53%	(54.77%)	(1.47%)	5.83%	(0.68%)	59.91%	266.40%	5.81%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C7	1. Bénéficiaires	(22.51%)	3225.31%	34.79%	101.06%	20.65%	10.26%	(16.74%)	50.43%
	2. #cas/bénéficiaire	399.02%	(2822.58%)	17.00%	(102.86%)	(30.28%)	295.17%	271.82%	115.37%
	3. Durée moyenne/cas	(365.98%)	224.33%	1.34%	4.04%	(0.15%)	(21.61%)	19.95%	(47.60%)
	4. Coût moyen/jour	89.48%	(527.06%)	46.87%	97.77%	109.78%	(183.81%)	(175.03%)	(18.20%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C8	1. #Bénéficiaires	(62.10%)	38.92%	6.87%	37.91%	6.86%	7.66%	(15.48%)	16.66%
	2. #cas/bénéficiaire	656.40%	27.30%	55.79%	60.16%	261.09%	98.53%	153.65%	90.73%
	3. Coût moyen/cas	(494.29%)	33.78%	37.34%	1.93%	(167.96%)	(6.18%)	(38.16%)	(7.39%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C9	1. #Bénéficiaires	1182.12%	37.87%	2.27%	73.13%	2.81%	2.09%	(4.59%)	7.90%
	2. #cas/bénéficiaire	8761.77%	85.80%	68.90%	(68.01%)	21.29%	63.55%	106.61%	60.04%
	3. Coût moyen/cas	(9843.88%)	(23.67%)	28.83%	94.87%	75.90%	34.36%	(2.01%)	32.06%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
total doc C	1. #Bénéficiaires	(22.65%)	3301.54%	26.16%	102.57%	17.30%	12.13%	(23.98%)	50.56%
	2. #cas/bénéficiaire	112.07%	(2292.95%)	57.85%	(61.21%)	(0.37%)	48.40%	93.05%	20.91%
	3. Coût moyen/cas	10.58%	(908.59%)	15.99%	58.64%	83.07%	39.48%	30.93%	28.53%

	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Tableau 16

remboursement=ensemble

régime=régime des salariés

prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	Pour la période de 1995 à 2002
C1	1. #Bénéficiaires	12.62%	185.38%	15.56%	12.95%	35.38%	21.40%	12.03%	18.36%
	2. #cas/bénéficiaire	20.78%	1121.51%	89.20%	40.01%	48.85%	30.20%	5.50%	57.31%
	3. Coût moyen/cas	66.60%	(1206.89%)	(4.75%)	47.04%	15.77%	48.39%	82.47%	24.33%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	18.19%	4199.96%	19.16%	14.49%	142.81%	33.53%	12.39%	24.12%
	2. #cas/bénéficiaire	10.80%	(1734.83%)	54.96%	35.45%	250.29%	47.63%	3.78%	33.06%
	3. Coût moyen/cas	71.01%	(2365.13%)	25.88%	50.05%	(293.09%)	18.84%	83.83%	42.83%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	7.25%	152.57%	10.95%	8.32%	14.98%	17.45%	8.99%	11.93%
	2. #cas/bénéficiaire	25.62%	3536.39%	134.46%	43.45%	20.21%	20.01%	(4.73%)	88.47%
	3. Coût moyen/cas	67.12%	(3588.96%)	(45.41%)	48.24%	64.81%	62.54%	95.74%	(0.40%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	12.76%	53.79%	16.21%	23.68%	34.85%	14.13%	17.17%	19.43%
	2. #cas/bénéficiaire	60.58%	7.37%	54.39%	(19.24%)	(64.64%)	36.14%	108.50%	40.36%
	3. Coût moyen/cas	26.66%	38.84%	29.41%	95.55%	129.79%	49.74%	(25.67%)	40.21%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C2	1. #Bénéficiaires	9.48%	37.34%	12.69%	8.27%	11.16%	10.22%	10.58%	11.63%
	2. #cas/bénéficiaire	6.55%	(251.73%)	40.37%	16.47%	(33.63%)	(55.09%)	59.51%	(5.16%)
	3. Coût moyen/cas	83.96%	314.38%	46.94%	75.26%	122.47%	144.87%	29.91%	93.53%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C3	1. #Bénéficiaires	14.17%	(28.65%)	9.87%	9.32%	12.05%	10.38%	(70.01%)	16.40%
	2. #cas/bénéficiaire	36.92%	(16.35%)	33.35%	6.73%	(4.95%)	15.67%	1272.70%	(11.62%)
	3. Coût moyen/cas	48.91%	145.00%	56.79%	83.96%	92.91%	73.96%	(1102.68%)	95.22%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

C4	1. #Bénéficiaires	10.75%	(13.33%)	11.58%	13.05%	11.47%	129.87%	21.34%	21.07%
	2. #cas/bénéficiaire	56.32%	1.15%	46.18%	59.32%	0.44%	(2.22%)	(61.26%)	38.22%
	3. Coût moyen/cas	32.93%	112.17%	42.24%	27.63%	88.08%	(27.65%)	139.92%	40.72%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C5	1. #Bénéficiaires	12.45%	(25.66%)	13.72%	11.94%	13.85%	17.88%	14.48%	17.88%
	2. #cas/bénéficiaire	134.40%	72.95%	38.40%	187.70%	207.49%	65.25%	16.18%	112.94%
	3. Coût moyen/cas	(46.84%)	52.71%	47.87%	(99.64%)	(121.34%)	16.87%	69.34%	(30.82%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C6	1. #Bénéficiaires	20.27%	(27.23%)	21.69%	9.49%	17.72%	8.81%	102.51%	20.99%
	2. #cas/bénéficiaire	165.36%	(3.02%)	76.15%	51.62%	87.44%	11.84%	(1604.91%)	34.38%
	3. Coût moyen/cas	(85.63%)	130.25%	2.15%	38.89%	(5.15%)	79.35%	1602.39%	44.63%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C7	1. Bénéficiaires	11.31%	(36.76%)	23.04%	8.73%	13.82%	10.45%	9.52%	15.13%
	2. #cas/bénéficiaire	428.17%	16.74%	20.89%	(2.87%)	(2.97%)	277.47%	347.81%	197.01%
	3. Durée moyenne/cas	(402.25%)	14.88%	(0.55%)	2.97%	(0.58%)	(1.72%)	12.41%	(75.60%)
	4. Coût moyen/jour	62.76%	105.15%	56.61%	91.16%	89.72%	(186.20%)	(269.75%)	(36.54%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C8	1. #Bénéficiaires	15.11%	11.69%	9.84%	6.26%	8.63%	8.09%	5.94%	8.77%
	2. #cas/bénéficiaire	115.03%	171.44%	106.71%	120.78%	276.02%	114.96%	133.71%	145.72%
	3. Coût moyen/cas	(30.14%)	(83.13%)	(16.55%)	(27.04%)	(184.65%)	(23.05%)	(39.65%)	(54.49%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C9	1. #Bénéficiaires	(10.25%)	43.75%	1.46%	4.42%	2.16%	2.29%	2.88%	3.18%
	2. #cas/bénéficiaire	51.80%	(168.54%)	35.67%	(4.65%)	3.55%	67.15%	87.53%	34.79%
	3. Coût moyen/cas	58.45%	224.79%	62.88%	100.23%	94.29%	30.56%	9.59%	62.03%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
total doc C	1. #Bénéficiaires	11.25%	(47.09%)	14.73%	9.78%	13.51%	13.11%	10.68%	14.96%
	2. #cas/bénéficiaire	64.41%	(47.92%)	62.06%	32.33%	8.74%	31.64%	32.65%	44.88%
	3. Coût moyen/cas	24.33%	195.01%	23.20%	57.89%	77.75%	55.25%	56.66%	40.16%

	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Tableau 17

remboursement=ensemble

régime=régime des indépendants

prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	Pour la période de 1995 à 2002
C1	1. #Bénéficiaires	(6.36%)	30.13%	(4.31%)	(4.32%)	(8.77%)	(5.93%)	(18.87%)	(5.54%)
	2. #cas/bénéficiaire	43.34%	595.41%	84.64%	77.79%	99.48%	82.06%	49.43%	85.33%
	3. Coût moyen/cas	63.02%	(525.54%)	19.67%	26.54%	9.29%	23.86%	69.44%	20.21%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	(10.36%)	90.64%	(6.28%)	(6.08%)	(10.86%)	(8.70%)	(27.46%)	(7.99%)
	2. #cas/bénéficiaire	46.18%	239.29%	95.05%	90.19%	119.40%	100.26%	55.03%	92.81%
	3. Coût moyen/cas	64.18%	(229.93%)	11.23%	15.90%	(8.55%)	8.44%	72.43%	15.18%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	(4.19%)	14.47%	(3.06%)	(3.37%)	(6.28%)	(4.97%)	(16.01%)	(4.12%)
	2. #cas/bénéficiaire	42.65%	691.89%	85.63%	79.53%	81.00%	85.71%	50.75%	90.42%
	3. Coût moyen/cas	61.54%	(606.36%)	17.42%	23.84%	25.27%	19.27%	65.26%	13.70%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	(8.57%)	(45.31%)	(13.39%)	(14.02%)	(15.90%)	(7.52%)	(26.93%)	(12.13%)
	2. #cas/bénéficiaire	55.95%	9.41%	61.09%	35.18%	52.17%	21.35%	54.07%	43.95%
	3. Coût moyen/cas	52.62%	135.90%	52.30%	78.84%	63.73%	86.17%	72.85%	68.18%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C2	1. #Bénéficiaires	(6.64%)	(11.28%)	(15.37%)	(11.57%)	(9.71%)	(10.95%)	(11.16%)	(11.23%)
	2. #cas/bénéficiaire	105.98%	293.42%	20.98%	71.55%	(29.44%)	96.34%	47.18%	34.42%
	3. Coût moyen/cas	0.66%	(182.15%)	94.39%	40.02%	139.16%	14.61%	63.98%	76.81%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C3	1. #Bénéficiaires	(9.70%)	(9.43%)	(12.57%)	(11.12%)	(7.67%)	(11.00%)	(25.29%)	(12.10%)
	2. #cas/bénéficiaire	69.92%	(20.75%)	96.36%	83.65%	58.95%	74.39%	(8.11%)	78.87%
	3. Coût moyen/cas	39.78%	130.18%	16.21%	27.48%	48.72%	36.61%	133.39%	33.22%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

C4	1. #Bénéficiaires	(8.21%)	(5.47%)	(25.65%)	(31.00%)	(12.54%)	(738.38%)	(81.00%)	(35.89%)
	2. #cas/bénéficiaire	69.64%	17.64%	70.43%	97.91%	34.23%	1280.21%	(65.31%)	84.08%
	3. Coût moyen/cas	38.57%	87.83%	55.22%	33.09%	78.31%	(441.83%)	246.30%	51.81%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C5	1. #Bénéficiaires	(8.67%)	(7.88%)	(26.56%)	(46.55%)	(18.87%)	(33.94%)	(28.55%)	(28.81%)
	2. #cas/bénéficiaire	337.13%	85.82%	80.03%	225.73%	140.79%	137.07%	81.16%	183.70%
	3. Coût moyen/cas	(228.46%)	22.06%	46.53%	(79.18%)	(21.92%)	(3.13%)	47.39%	(54.89%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C6	1. #Bénéficiaires	(41.72%)	(11.01%)	56.39%	(20.14%)	(41.40%)	(32.18%)	273.39%	(120.12%)
	2. #cas/bénéficiaire	811.68%	29.48%	66.33%	70.59%	41.90%	7.75%	151.89%	207.51%
	3. Coût moyen/cas	(669.96%)	81.53%	(22.72%)	49.55%	99.50%	124.42%	(325.28%)	12.61%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C7	1. Bénéficiaires	(12.56%)	(8.55%)	(51.46%)	(15.75%)	(17.84%)	(16.10%)	(17.19%)	(21.58%)
	2. #cas/bénéficiaire	1258.18%	46.70%	408.98%	118.45%	103.36%	458.69%	402.86%	468.92%
	3. Durée moyenne/cas	(1272.06%)	20.35%	(3.08%)	3.94%	(6.78%)	(20.23%)	37.13%	(169.16%)
	4. Coût moyen/jour	126.45%	41.50%	(254.44%)	(6.63%)	21.26%	(322.37%)	(322.80%)	(178.19%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C8	1. #Bénéficiaires	(2.71%)	(9.83%)	(196.14%)	(10.62%)	(5.30%)	14.77%	(5.85%)	(11.31%)
	2. #cas/bénéficiaire	54.26%	(233.65%)	1406.78%	133.59%	126.29%	(121.91%)	60.57%	162.76%
	3. Coût moyen/cas	48.44%	343.49%	(1110.64%)	(22.97%)	(20.98%)	207.15%	45.28%	(51.46%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C9	1. #Bénéficiaires	(11.40%)	3.87%	(1.30%)	(5.61%)	(2.14%)	(3.99%)	(5.20%)	(2.36%)
	2. #cas/bénéficiaire	704.84%	(512.44%)	320.52%	119.57%	102.01%	88.30%	119.02%	199.98%
	3. Coût moyen/cas	(593.43%)	608.57%	(219.22%)	(13.96%)	0.13%	15.69%	(13.82%)	(97.62%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
total doc C	1. #Bénéficiaires	(8.79%)	(7.80%)	(23.52%)	(14.57%)	(12.47%)	(17.68%)	(17.93%)	(17.38%)
	2. #cas/bénéficiaire	145.70%	14.41%	131.92%	93.87%	61.93%	134.65%	67.88%	117.93%
	3. Coût moyen/cas	(36.90%)	93.39%	(8.39%)	20.71%	50.54%	(16.97%)	50.04%	(0.56%)

	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Tableau 18

remboursement=ensemble

régime=les 2 régimes ensembles

prestations considérées :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	Pour la période de 1995 à 2002
C1	1. #Bénéficiaires	10.37%	170.00%	10.38%	8.60%	24.92%	13.64%	8.40%	13.43%
	2. #cas/bénéficiaire	23.09%	1104.41%	91.75%	45.89%	59.06%	40.41%	9.57%	62.13%
	3. Coût moyen/cas	66.54%	(1174.41%)	(2.13%)	45.50%	16.02%	45.95%	82.03%	24.43%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.A.	1. #Bénéficiaires	14.99%	3188.79%	13.27%	10.10%	89.97%	22.47%	8.75%	18.14%
	2. #cas/bénéficiaire	14.08%	(1165.11%)	61.83%	41.79%	246.14%	59.84%	7.61%	40.43%
	3. Coût moyen/cas	70.92%	(1923.68%)	24.90%	48.11%	(236.11%)	17.69%	83.64%	41.43%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.B.	1. #Bénéficiaires	5.97%	129.09%	6.83%	5.27%	10.55%	9.80%	6.29%	8.42%
	2. #cas/bénéficiaire	27.02%	3166.81%	125.41%	47.22%	27.38%	32.85%	(0.48%)	88.01%
	3. Coût moyen/cas	67.01%	(3195.90%)	(32.25%)	47.52%	62.07%	57.35%	94.20%	3.57%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C1.C.	1. #Bénéficiaires	10.54%	52.09%	11.61%	16.77%	26.44%	10.02%	12.04%	14.94%
	2. #cas/bénéficiaire	62.07%	9.32%	58.69%	(10.99%)	(52.17%)	38.44%	110.57%	44.08%
	3. Coût moyen/cas	27.39%	38.59%	29.70%	94.22%	125.73%	51.54%	(22.61%)	40.99%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C2	1. #Bénéficiaires	7.86%	39.04%	9.11%	5.97%	8.56%	7.34%	7.21%	8.99%
	2. #cas/bénéficiaire	9.70%	(281.45%)	42.51%	19.51%	(31.34%)	(47.80%)	60.57%	(2.13%)
	3. Coût moyen/cas	82.44%	342.41%	48.38%	74.53%	122.78%	140.46%	32.21%	93.14%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C3	1. #Bénéficiaires	11.75%	(26.36%)	7.06%	6.63%	8.92%	7.36%	(82.25%)	12.37%
	2. #cas/bénéficiaire	39.72%	(17.40%)	37.63%	12.02%	1.02%	20.63%	2016.79%	(4.12%)
	3. Coût moyen/cas	48.53%	143.76%	55.32%	81.36%	90.06%	72.01%	(1834.54%)	91.75%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

C4	1. #Bénéficiaires	9.03%	(12.35%)	8.61%	9.73%	8.84%	101.36%	15.67%	16.89%
	2. #cas/bénéficiaire	57.61%	2.87%	48.29%	62.28%	3.99%	37.38%	(60.59%)	41.69%
	3. Coût moyen/cas	33.36%	109.48%	43.10%	27.99%	87.16%	(38.74%)	144.92%	41.42%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C5	1. #Bénéficiaires	10.37%	(22.96%)	10.11%	9.12%	10.87%	13.25%	10.20%	14.28%
	2. #cas/bénéficiaire	145.50%	71.75%	42.40%	194.29%	207.36%	71.10%	21.49%	118.89%
	3. Coût moyen/cas	(55.87%)	51.20%	47.49%	(103.41%)	(118.23%)	15.65%	68.32%	(33.16%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C6	1. #Bénéficiaires	17.74%	(25.25%)	17.98%	7.01%	14.27%	6.72%	82.11%	17.39%
	2. #cas/bénéficiaire	181.73%	(1.54%)	83.76%	54.06%	89.66%	13.25%	(1727.46%)	39.51%
	3. Coût moyen/cas	(99.46%)	126.80%	(1.74%)	38.94%	(3.93%)	80.03%	1745.35%	43.10%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C7	1. Bénéficiaires	9.67%	(31.91%)	17.08%	6.38%	10.79%	7.61%	6.66%	11.96%
	2. #cas/bénéficiaire	457.68%	18.29%	38.87%	4.40%	4.08%	290.34%	352.51%	211.55%
	3. Durée moyenne/cas	(431.51%)	14.97%	(0.71%)	3.00%	(0.94%)	(3.09%)	14.13%	(79.65%)
	4. Coût moyen/jour	64.16%	98.65%	44.76%	86.23%	86.07%	(194.86%)	(273.30%)	(43.86%)
	5. Dépense (=1+2+3+4)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C8	1. #Bénéficiaires	10.18%	13.02%	7.74%	4.56%	6.22%	7.00%	3.88%	6.89%
	2. #cas/bénéficiaire	100.02%	198.03%	116.47%	122.02%	253.50%	135.29%	123.08%	147.15%
	3. Coût moyen/cas	(10.20%)	(111.05%)	(24.21%)	(26.58%)	(159.72%)	(42.29%)	(26.95%)	(54.04%)
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
C9	1. #Bénéficiaires	(8.90%)	35.43%	1.02%	3.15%	1.66%	1.68%	2.01%	2.41%
	2. #cas/bénéficiaire	52.23%	(144.08%)	38.59%	1.32%	8.82%	68.55%	89.65%	38.02%
	3. Coût moyen/cas	56.67%	208.65%	60.39%	95.53%	89.53%	29.77%	8.34%	59.57%
	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
total doc C	1. #Bénéficiaires	9.41%	(39.52%)	10.69%	7.06%	10.31%	9.47%	7.44%	11.66%
	2. #cas/bénéficiaire	68.81%	(39.81%)	67.59%	36.96%	13.56%	39.61%	36.22%	50.17%
	3. Coût moyen/cas	21.78%	179.33%	21.72%	55.99%	76.13%	50.91%	56.34%	38.17%

	4. Dépense (=1+2+3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

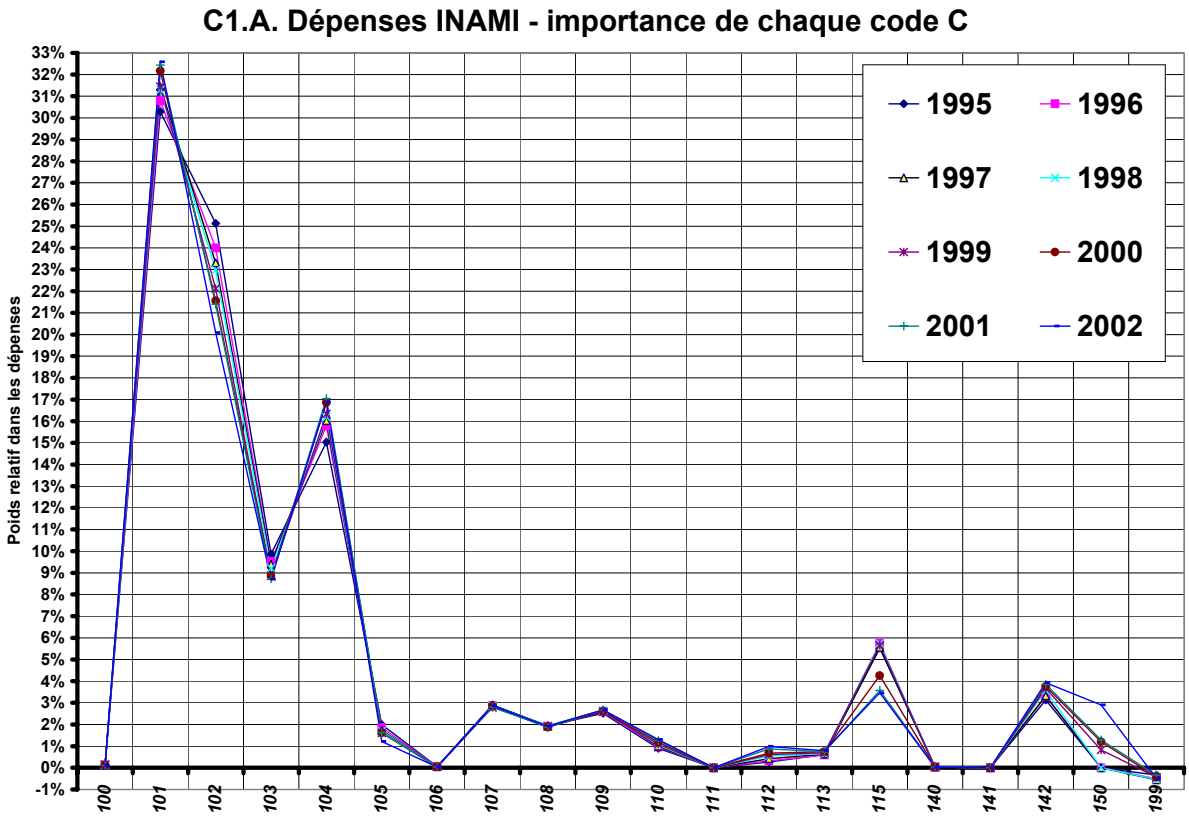
Chapitre II Annexe 2: Resultats par code comptable

2. CHAPITRE II ANNEXE 2: RESULTATS PAR CODE COMPTABLE

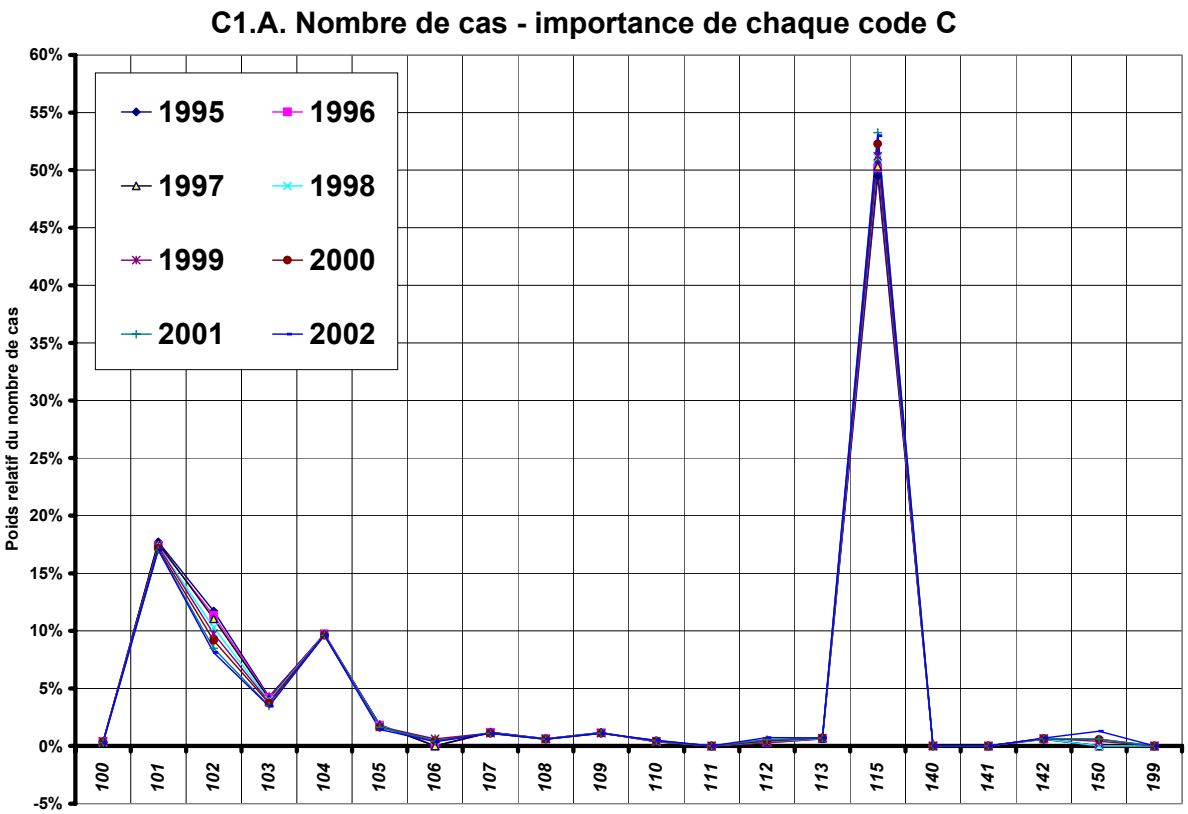
2.1. C1.A. CONSULTATIONS ET VISITES DES MEDECINS

Les graphiques 1 et 2 nous permettent d'identifier les codes C les plus importants. Nous retenons les codes 101, 102, 103, 104, 115, 142 et 150.

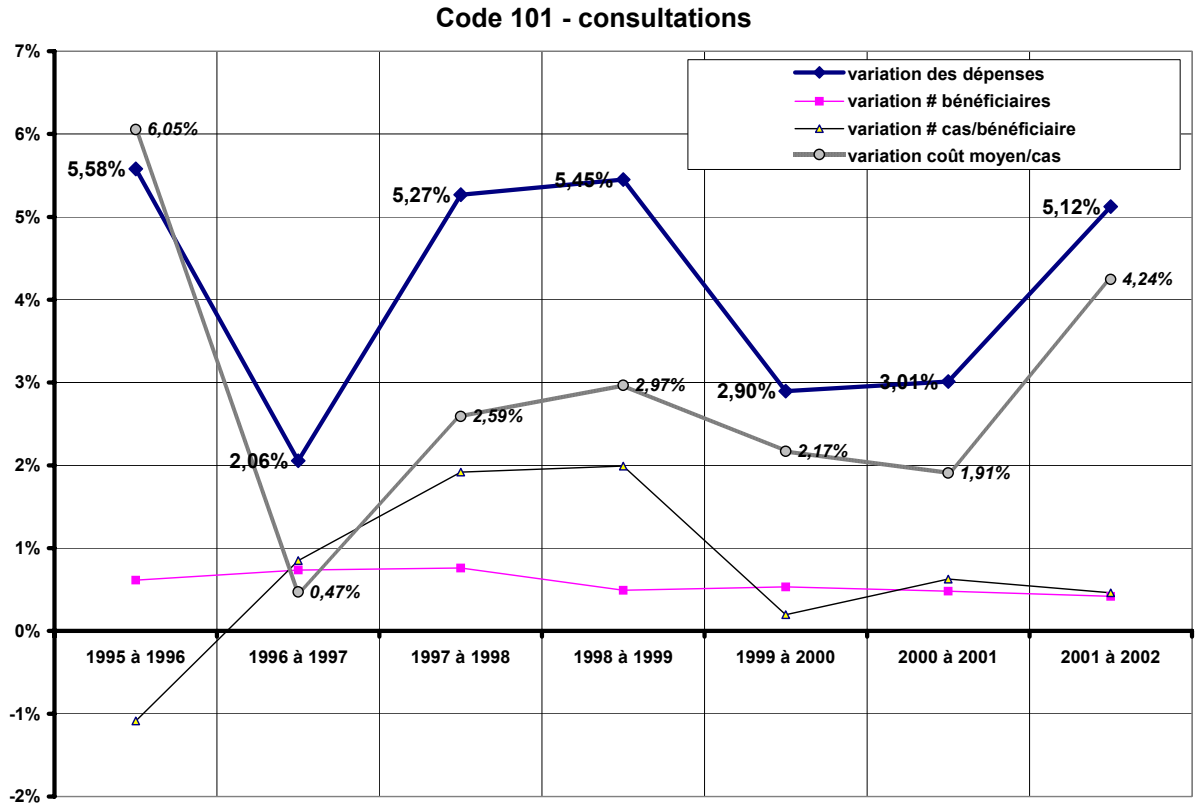
Graphique 1.



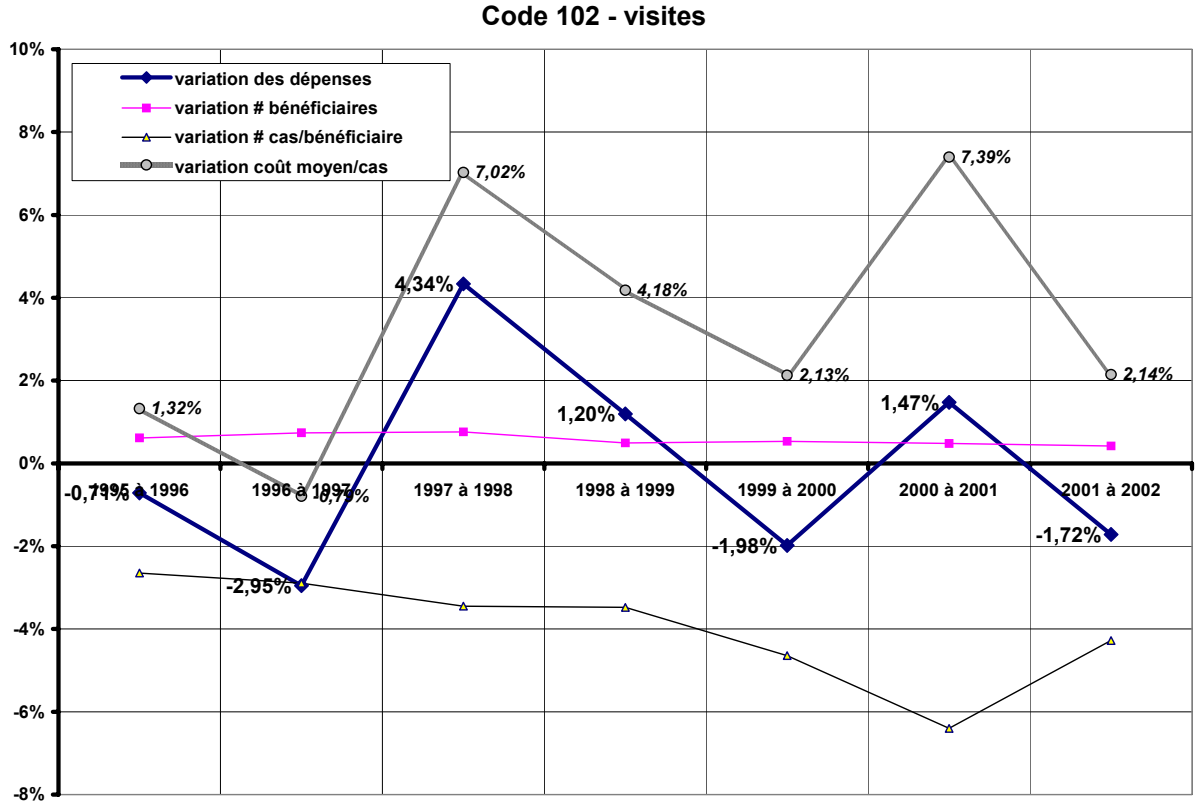
Graphique 2.


C1.A. Nombre de cas - importance de chaque code C
Poids relatif du nombre de cas
60%
55%
50%
45%
40%
35%
30%
25%
20%
15%
10%
5%
0%
-5%
1995
1996
1997
1998
1999
2000
2001
2002
100
101
102
103
104
105
106
107
108
109
110
111
112
113
115
140
141
142
150
199

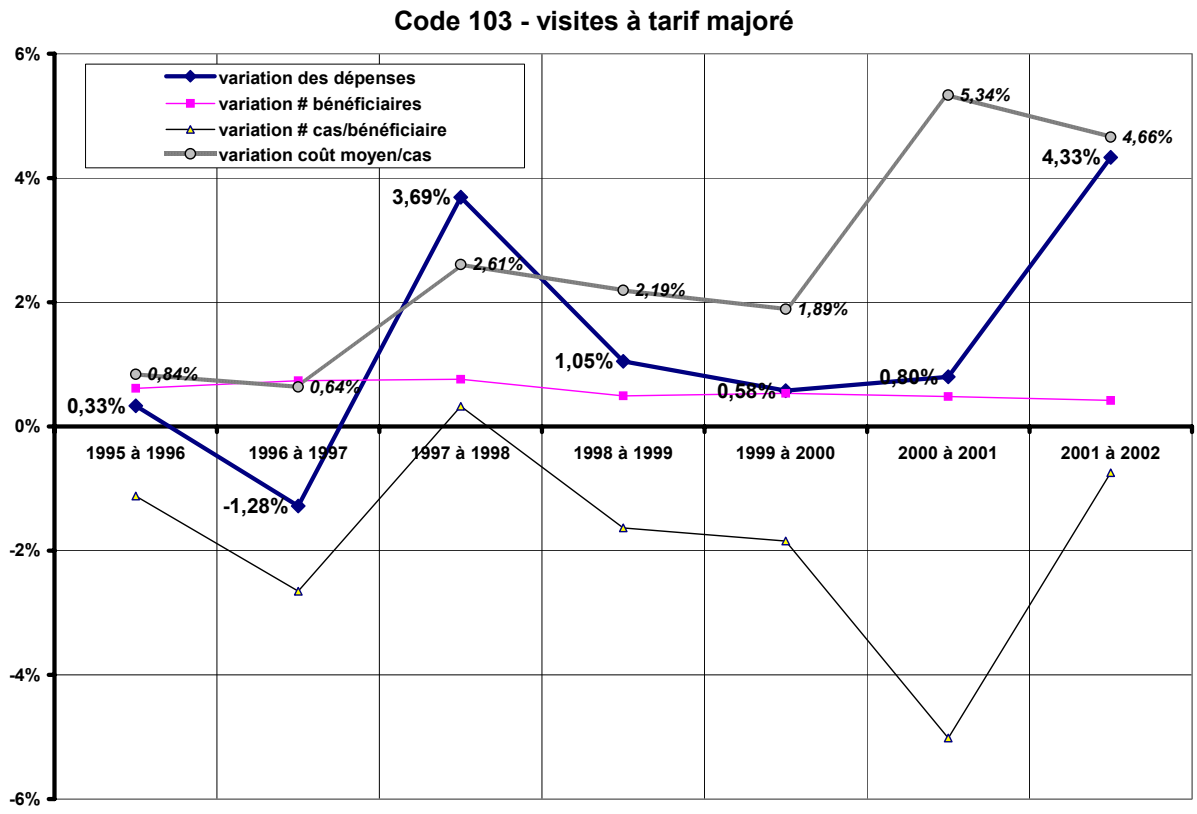
Graphique 3.



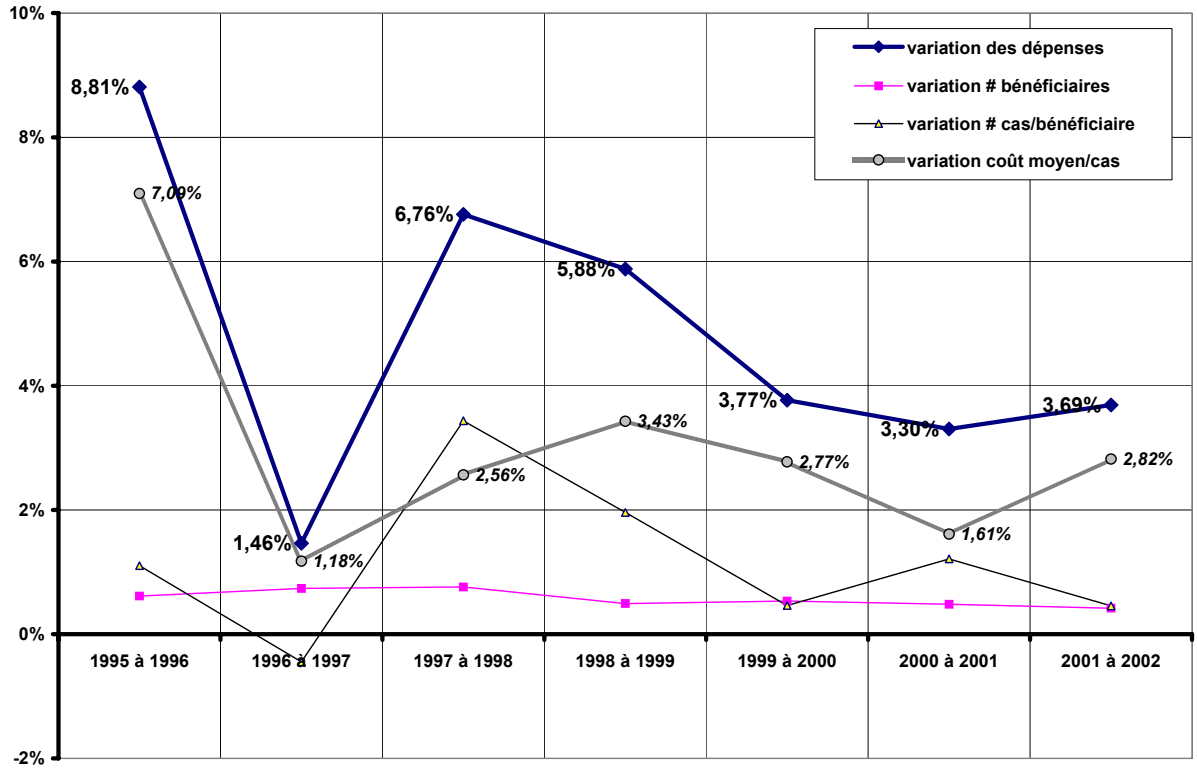
Graphique 4.



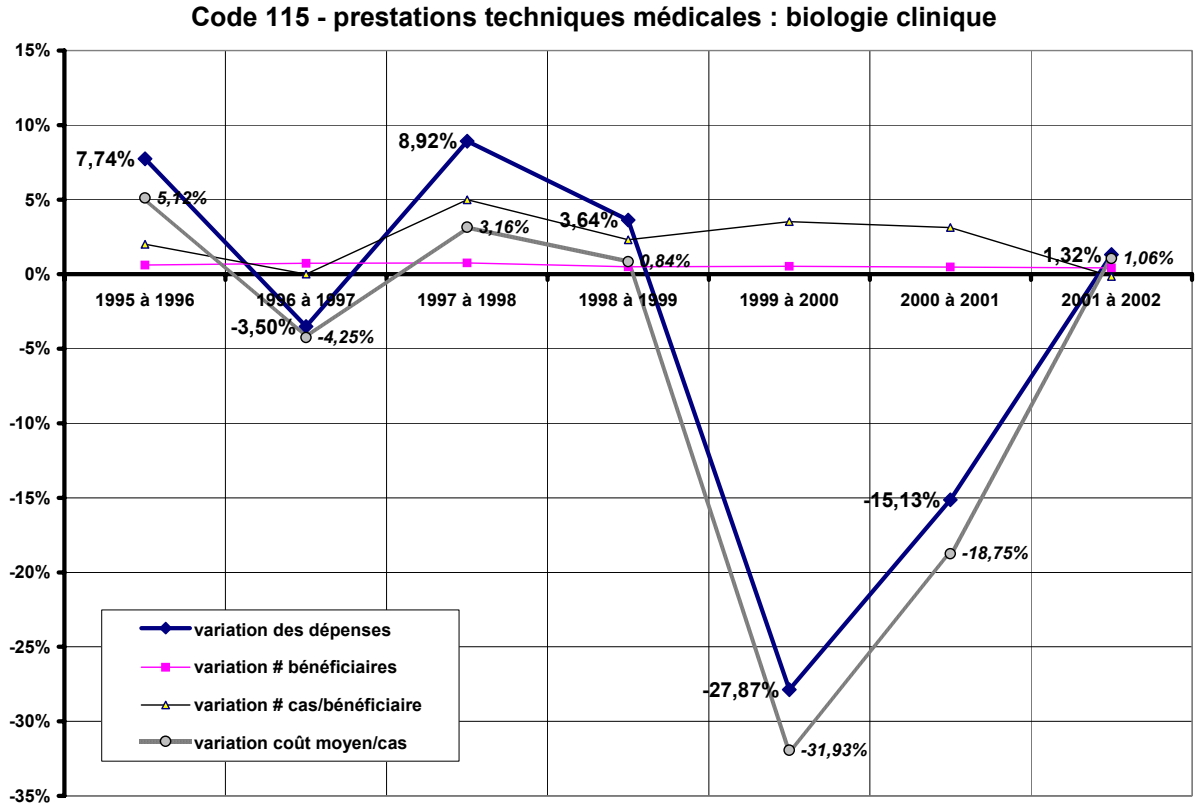
Graphique 5.



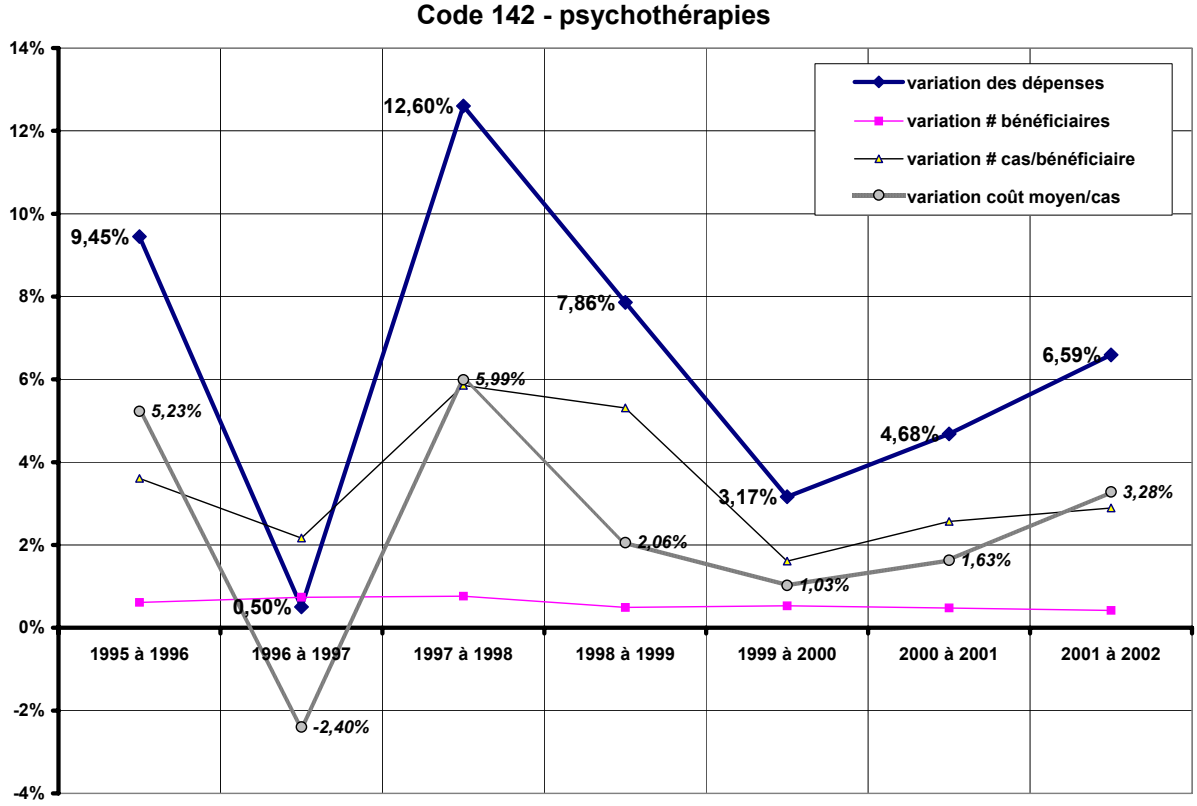
Graphique 6.



Graphique 7.

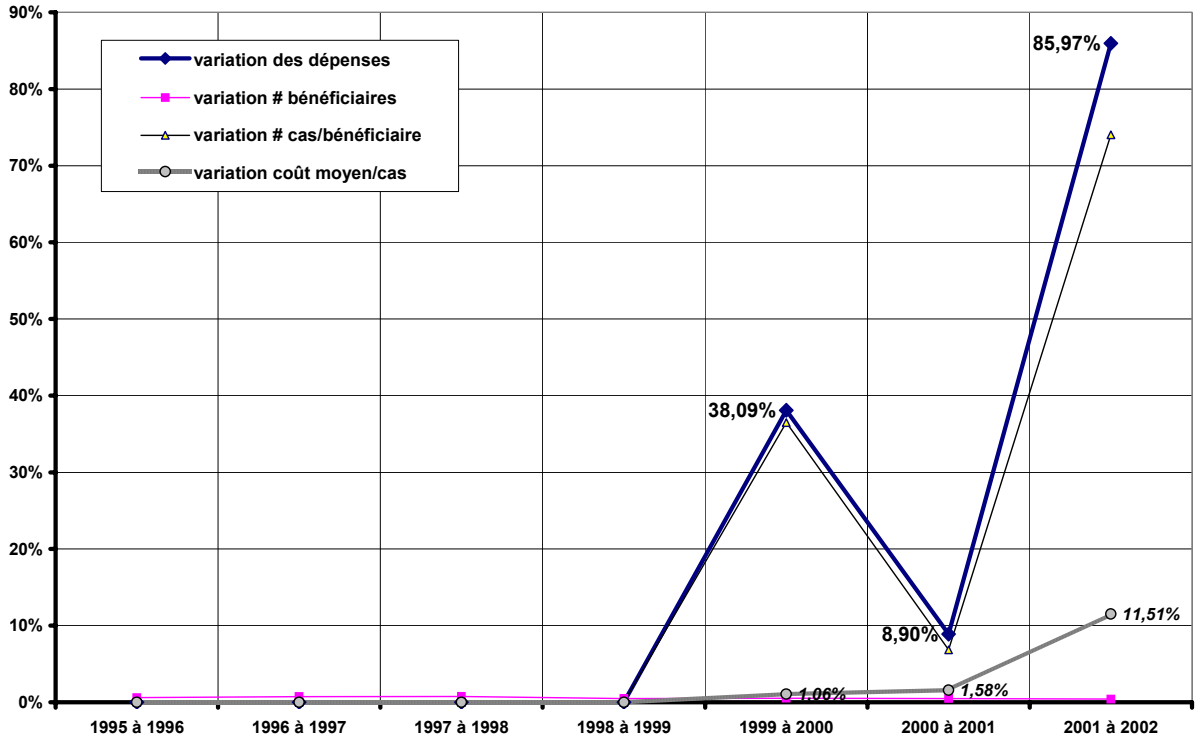


Graphique 8.



Graphique 9.

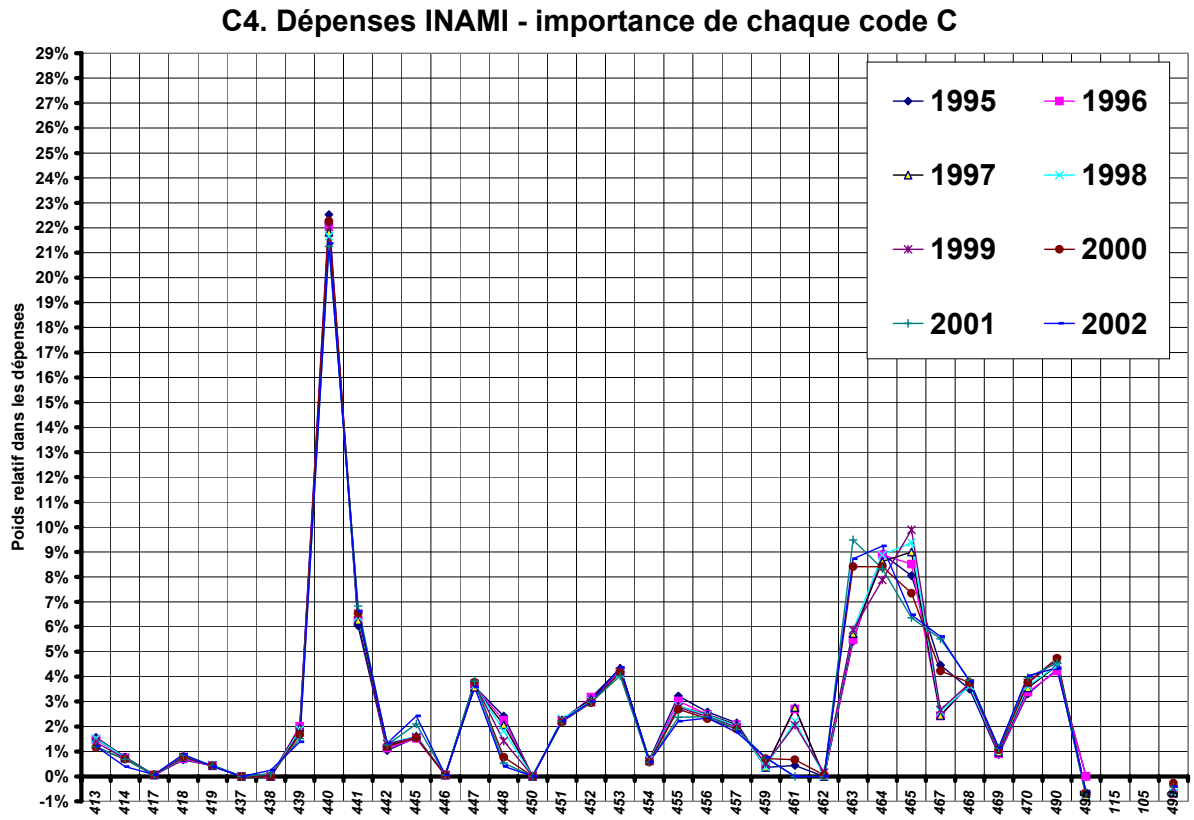
Code 150 - honoraire supplémentaire pour la gestion du dossier médical global à l'occasion d'une consultation au cabinet



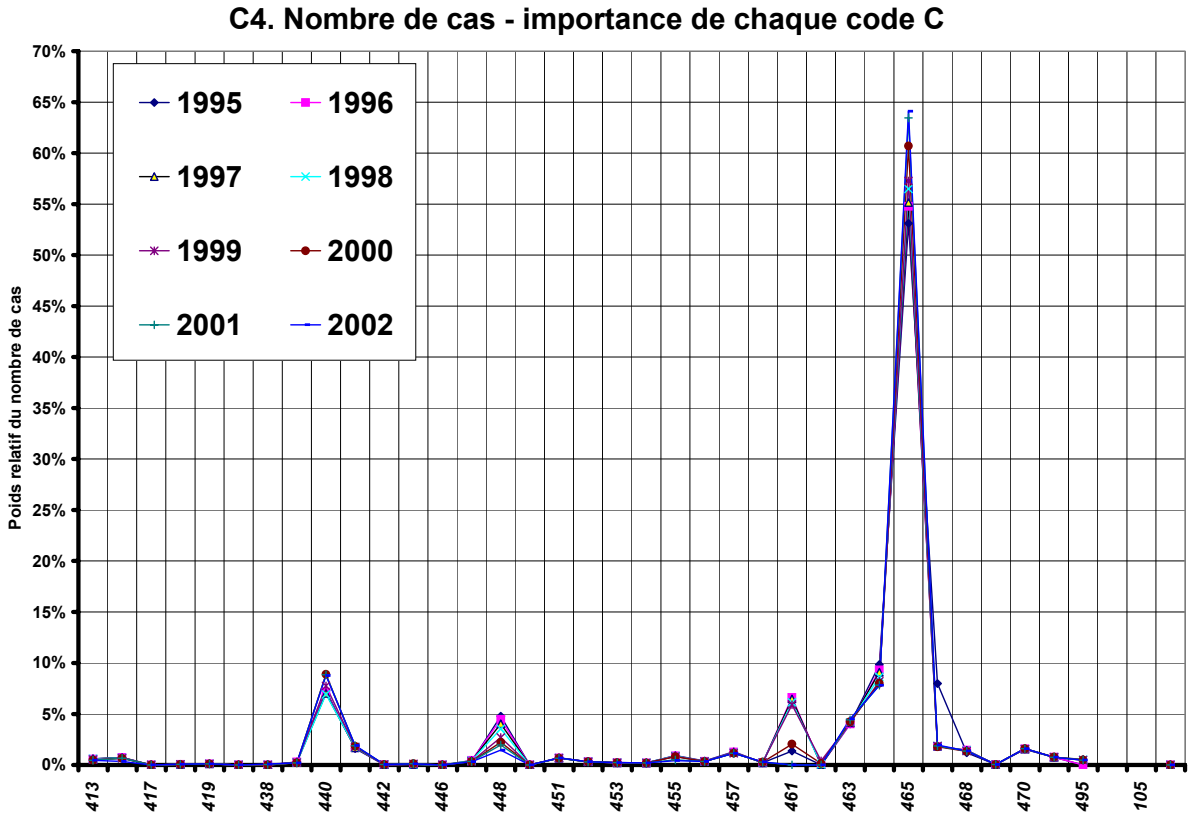
C4. Prestations spéciales

Les graphiques 10 et 11 nous permettent d'identifier les codes C les plus importants. Nous retenons les codes 440, 441, 447, 448, 452, 453, 455, 461, 463, 464, 465, 467, 468, 470 et 490.

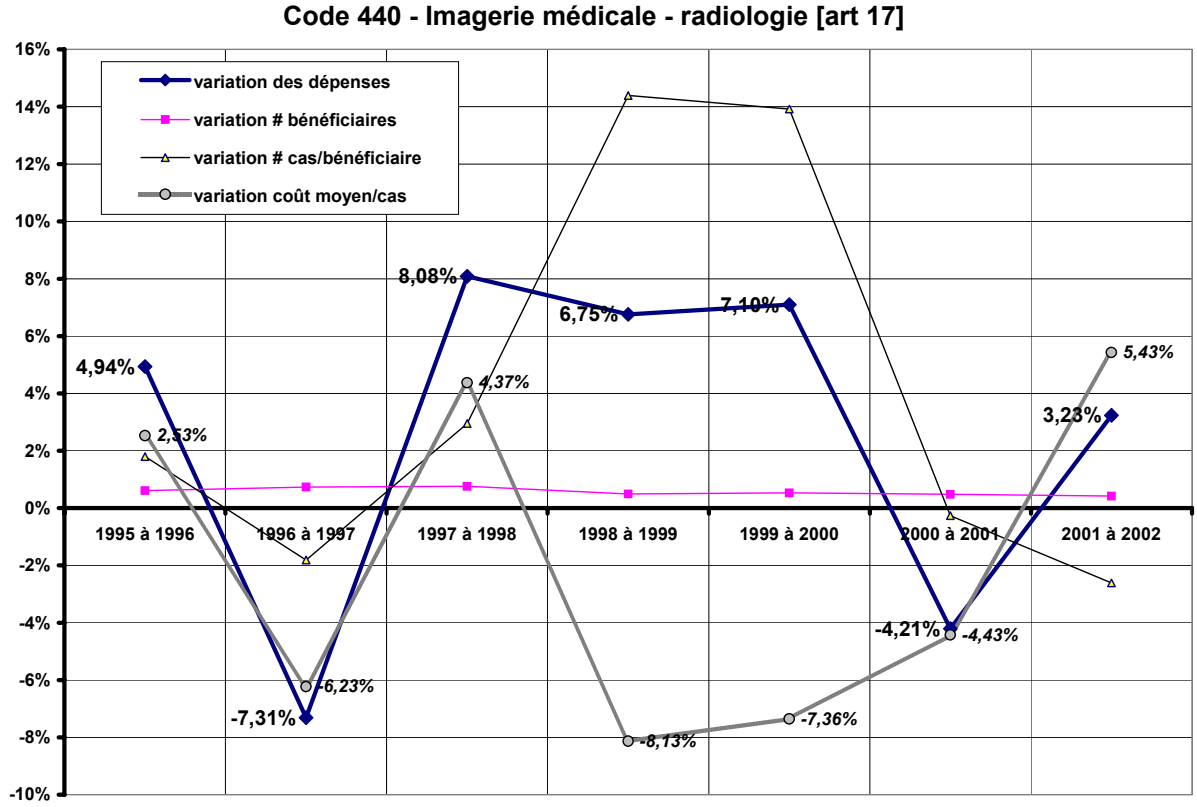
Graphique 10.



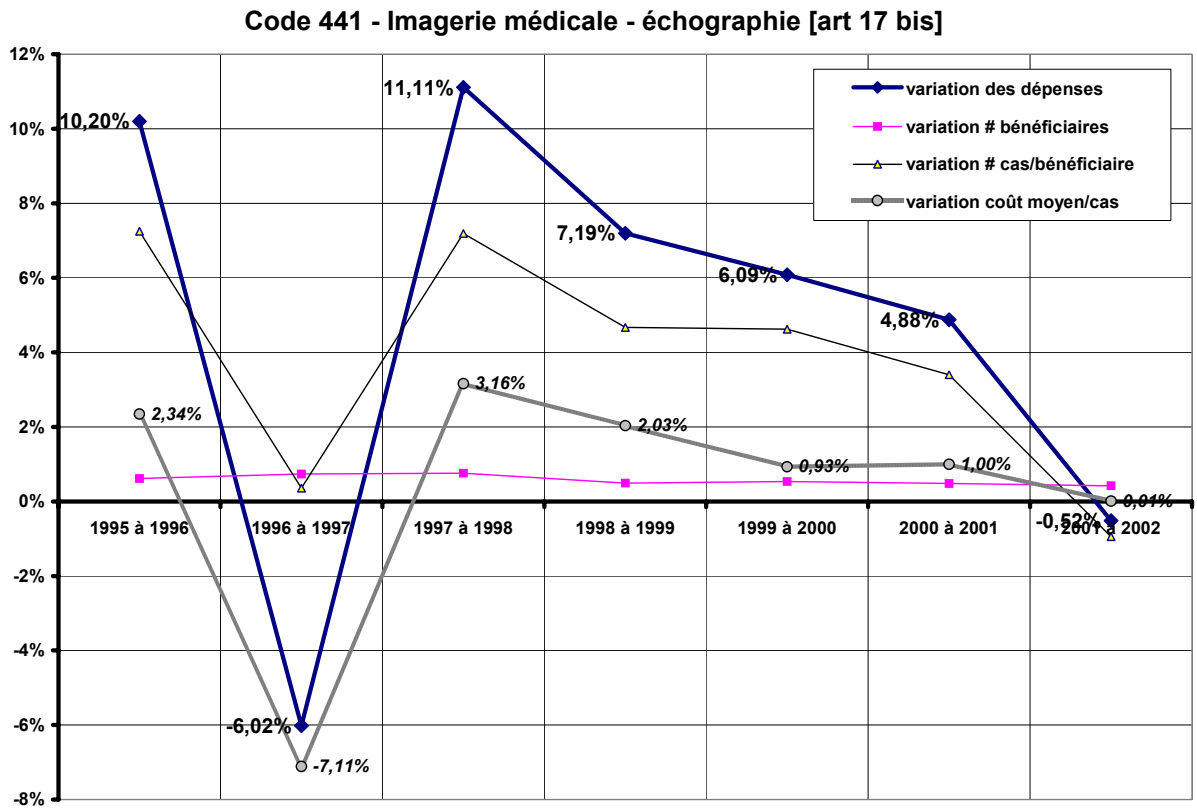
Graphique 11.



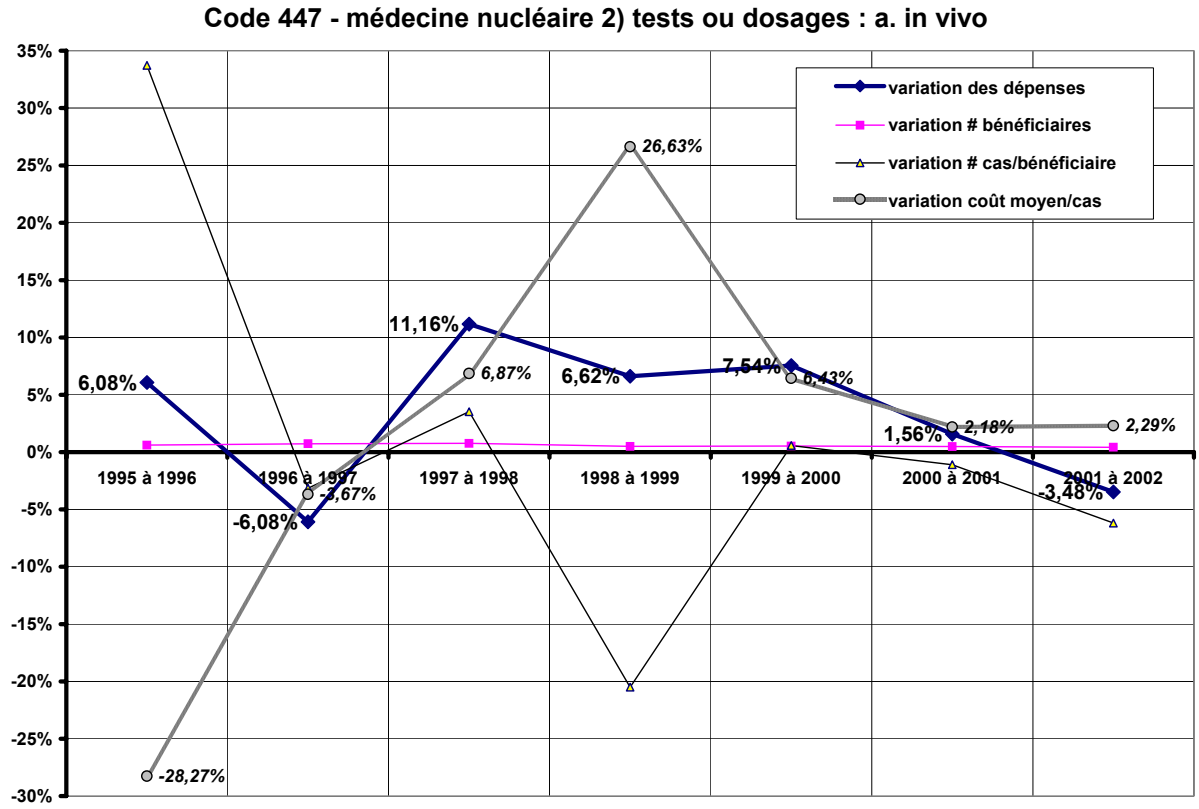
Graphique 12.



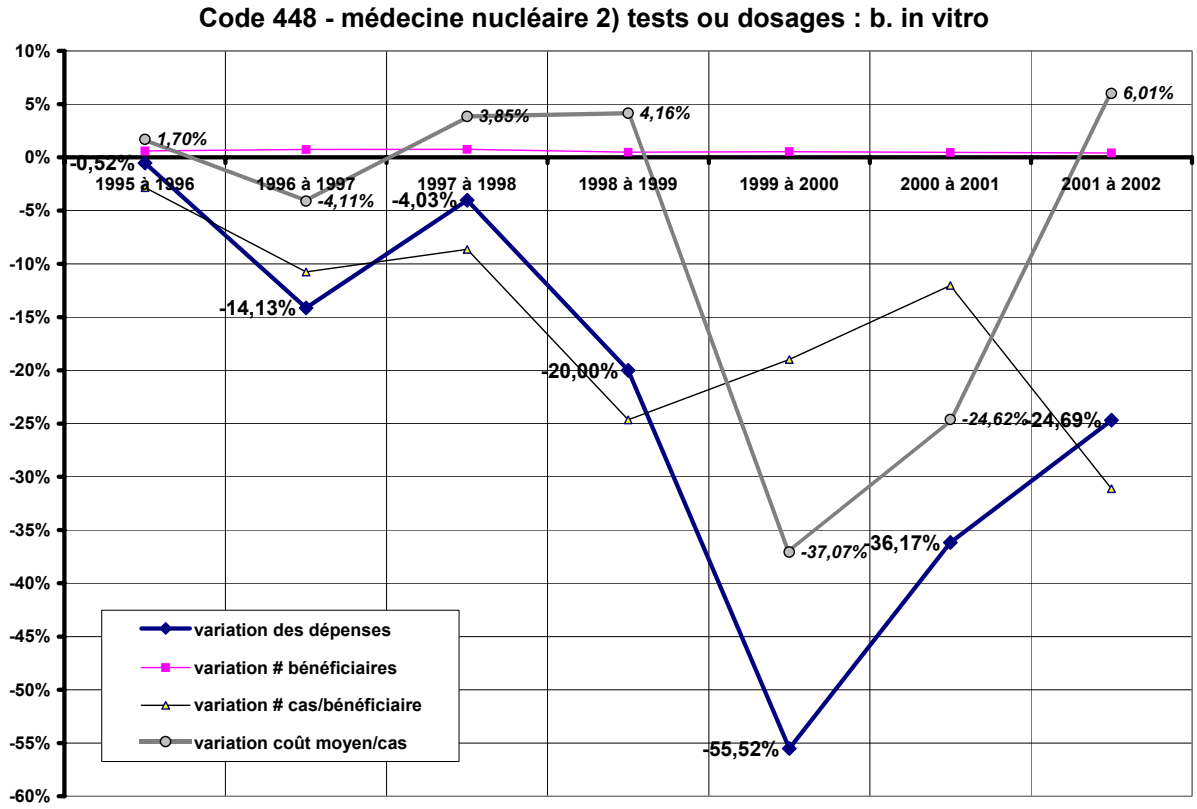
Graphique 13.



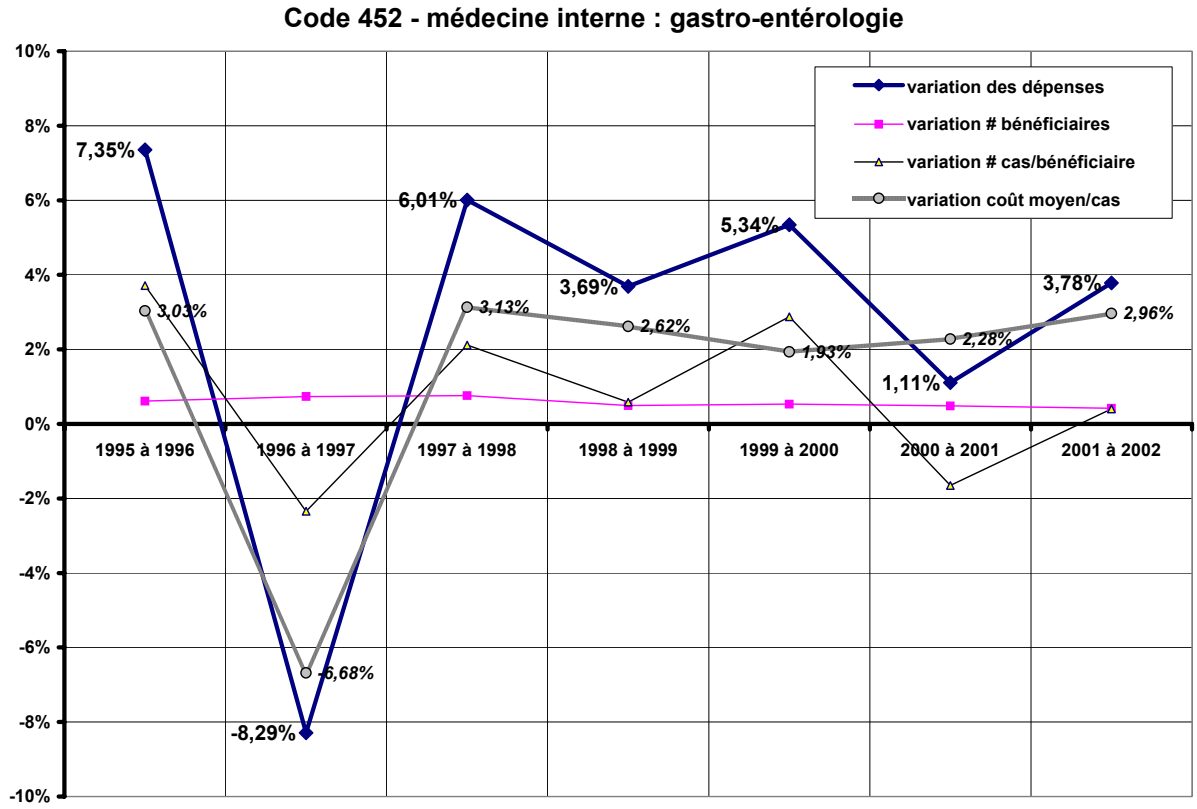
Graphique 14.



Graphique 15.

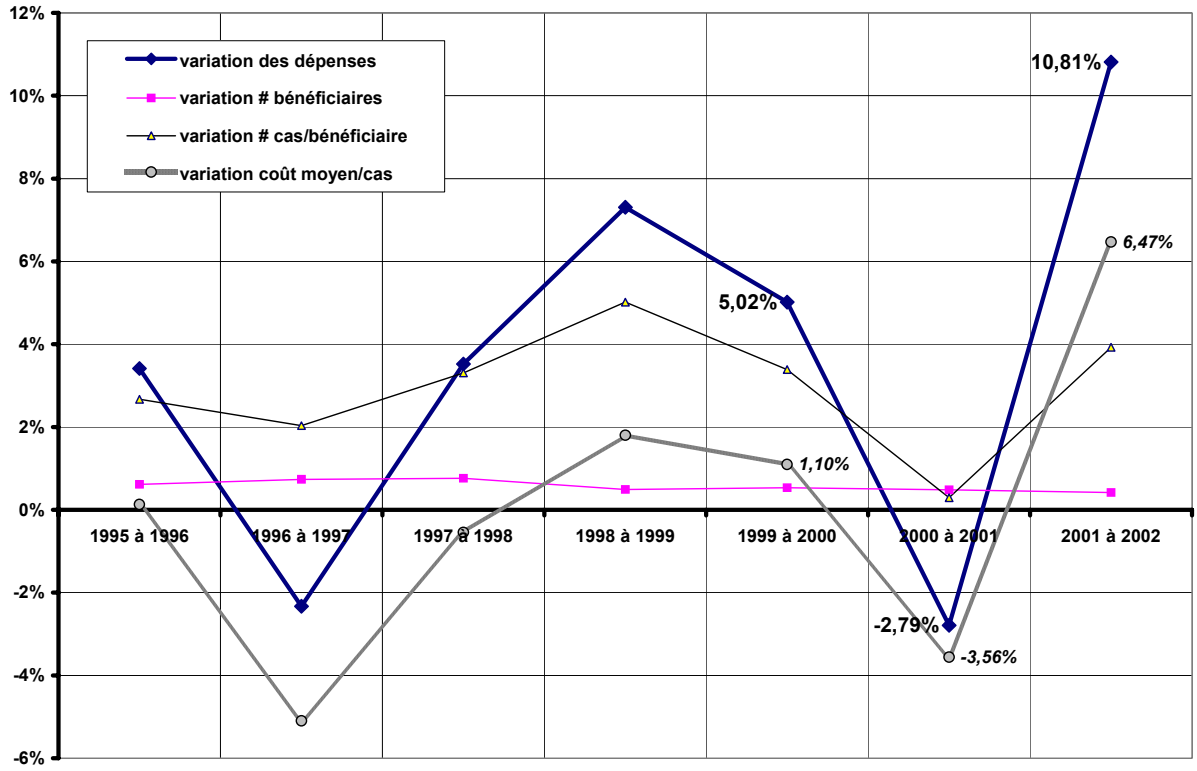


Graphique 16.



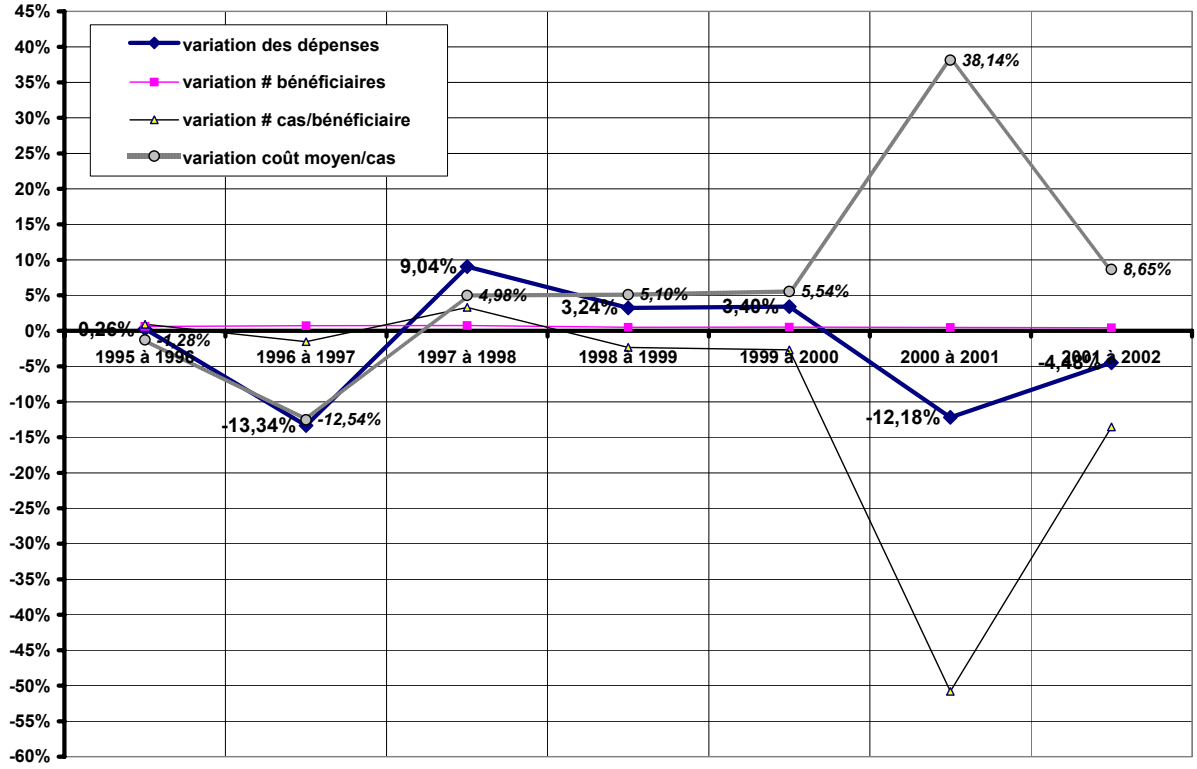
Graphique 17.

Code 453 - honoraires dialyse rénale et honoraires dialyse rénale pédiatrie



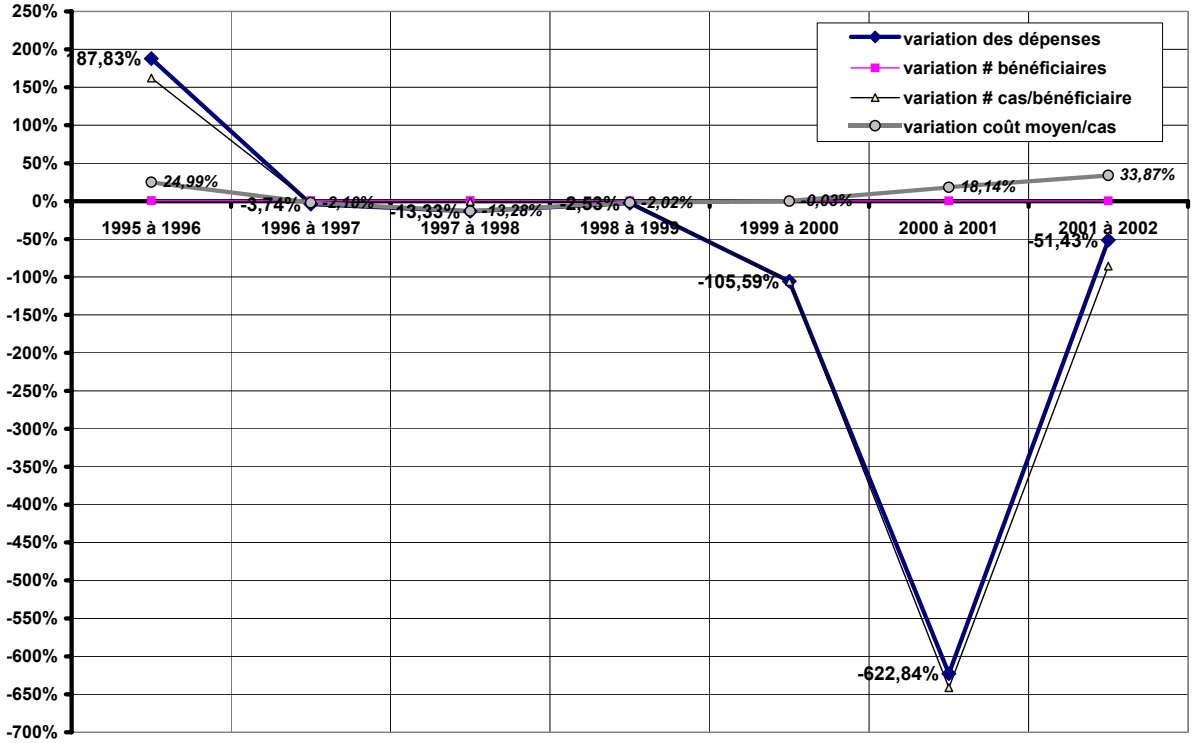
Graphique 18.

Code 455 - médecine interne : cardiologie



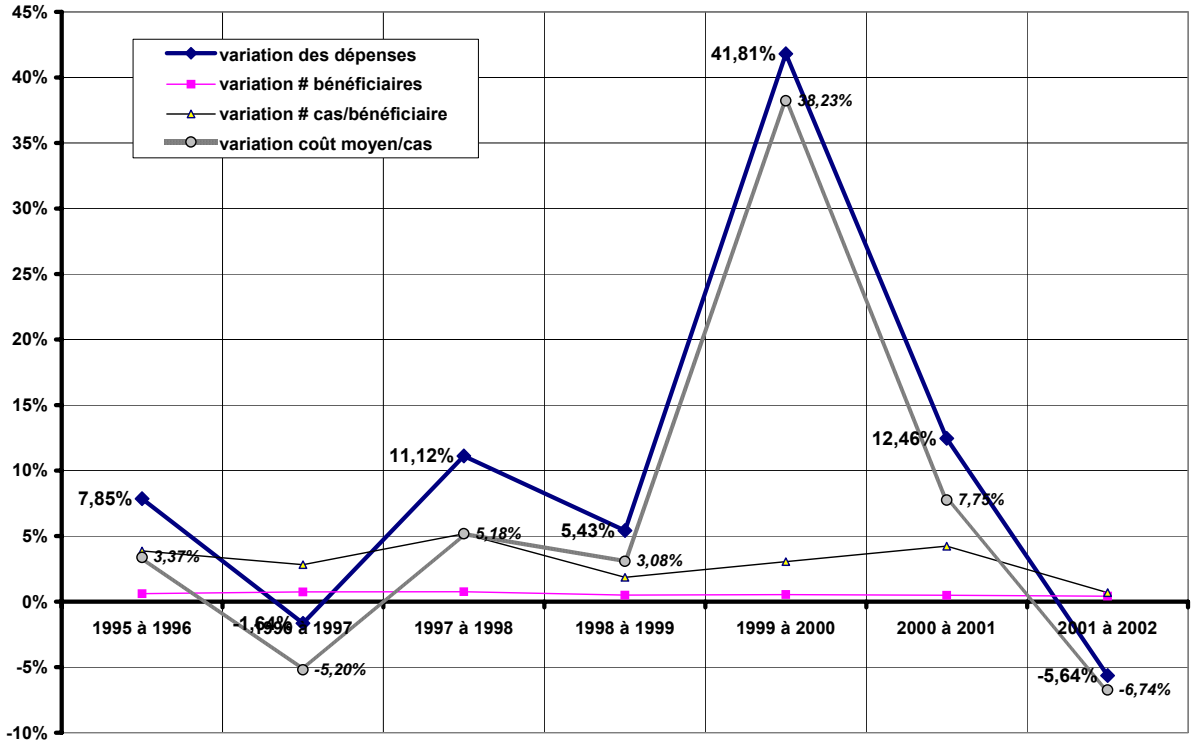
Graphique 19.

Code 461 - honoraires forfaitaires pour prestations urgentes pour patients admis à l'hôpital

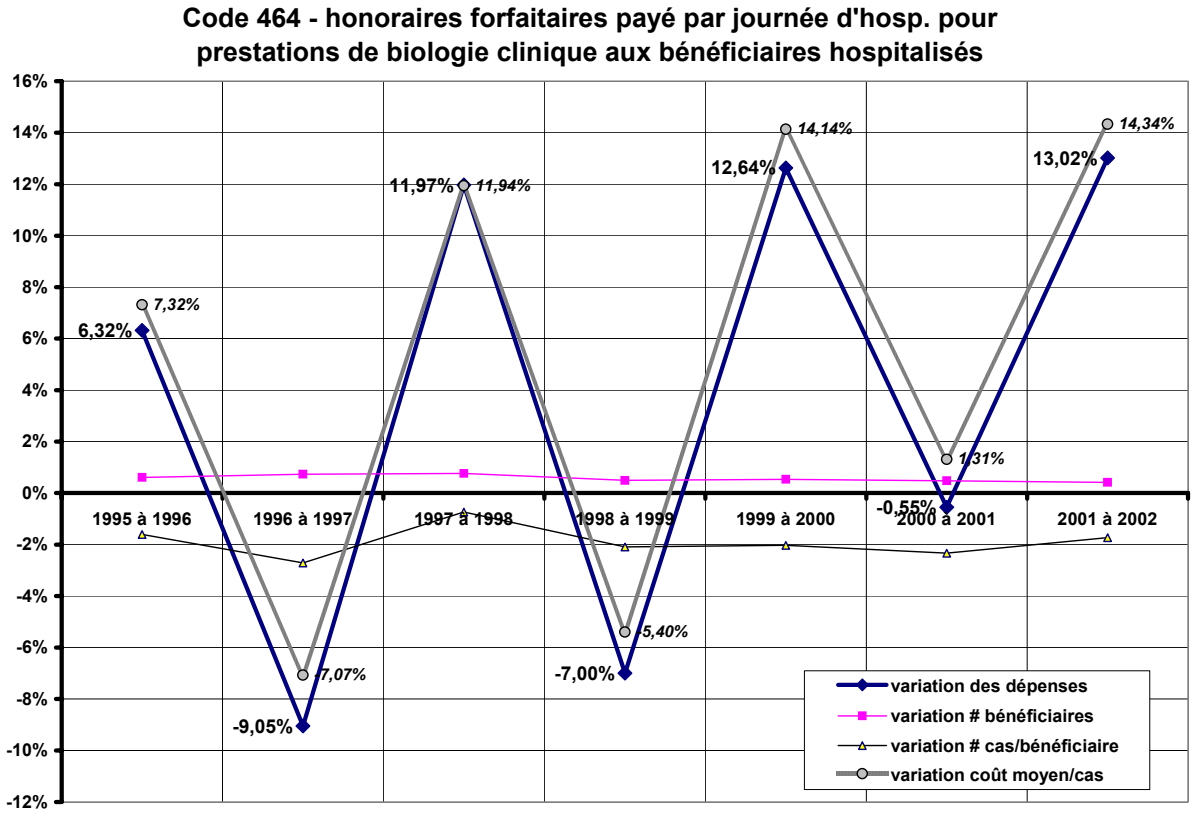


Graphique 20.

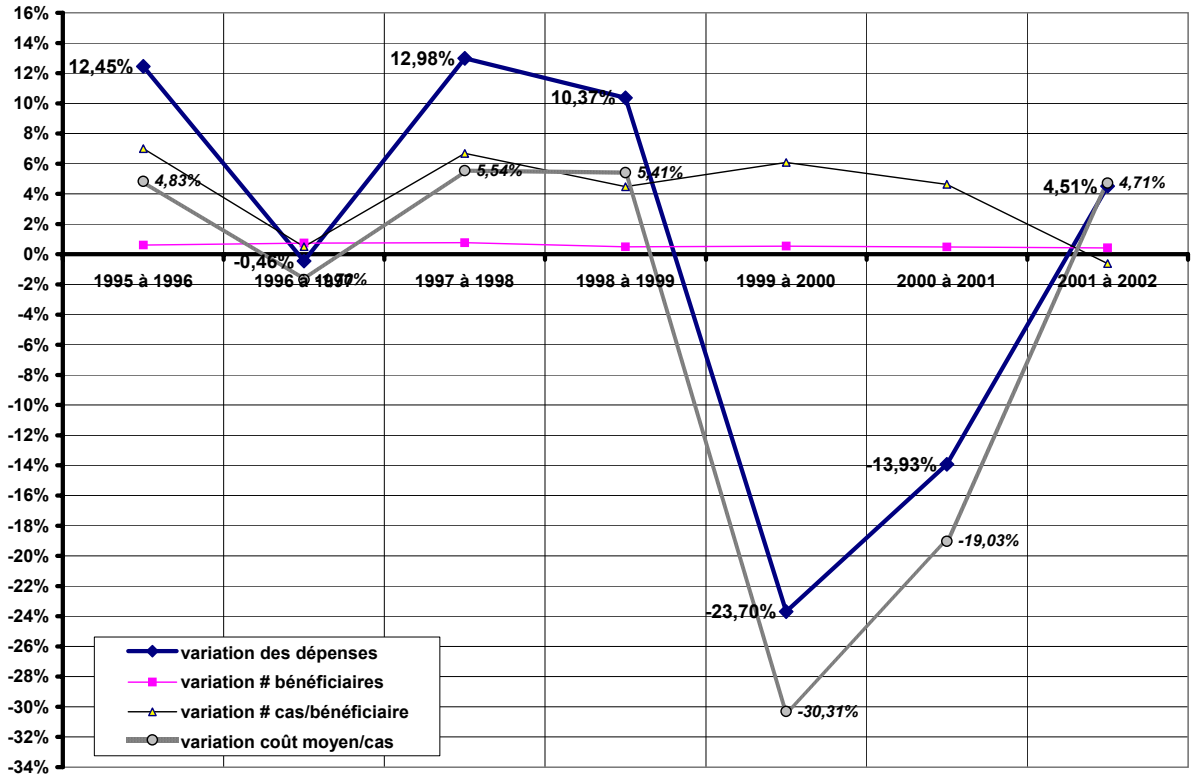
Code 463 - honoraires forfaitaires pour prestations ambulante de biologie clinique



Graphique 21.

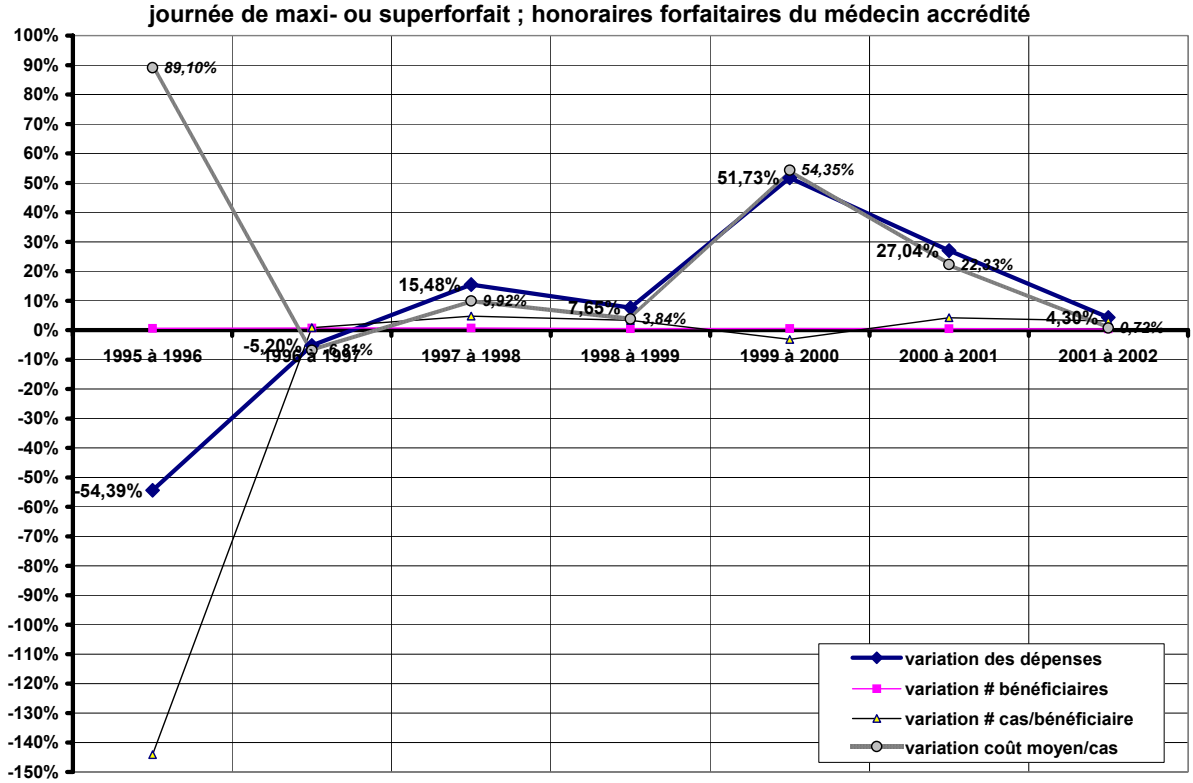


Graphique 22.



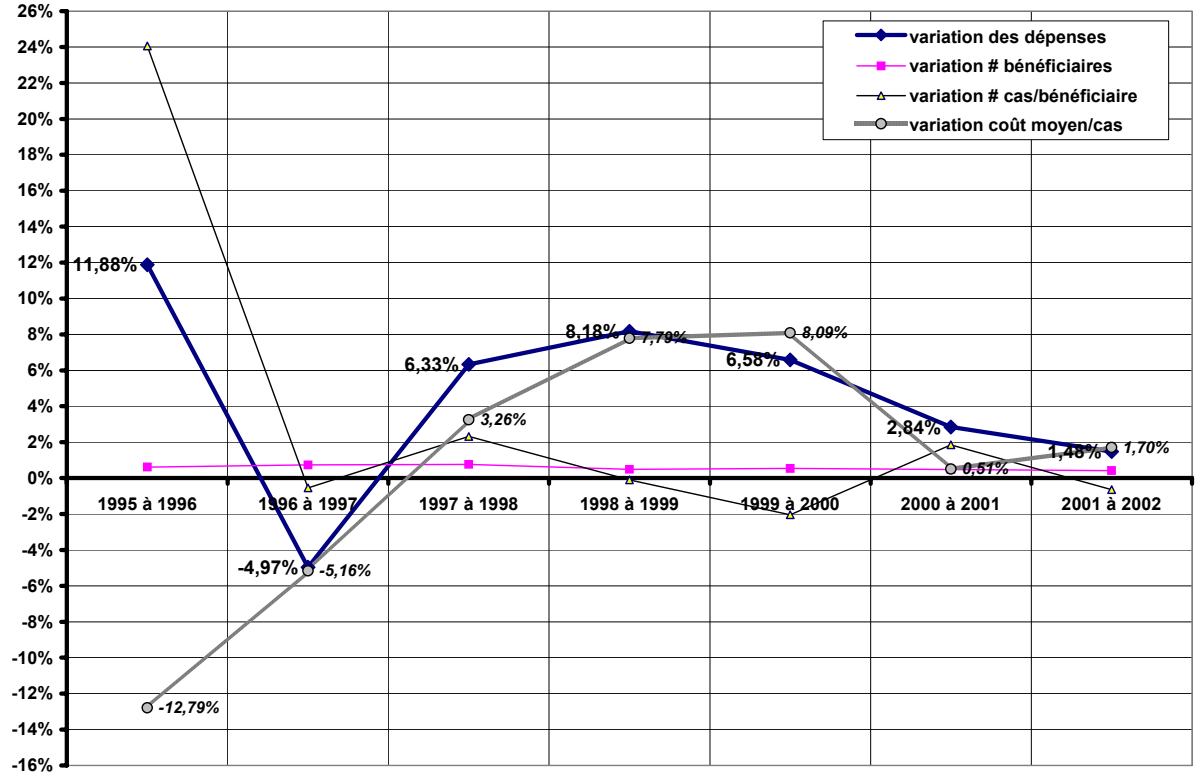
Graphique 23.

Code 467 - honoraires forfaitaires pour la biologie clinique par admission ou par journée de maxi- ou superforfait ; honoraires forfaitaires du médecin accrédité

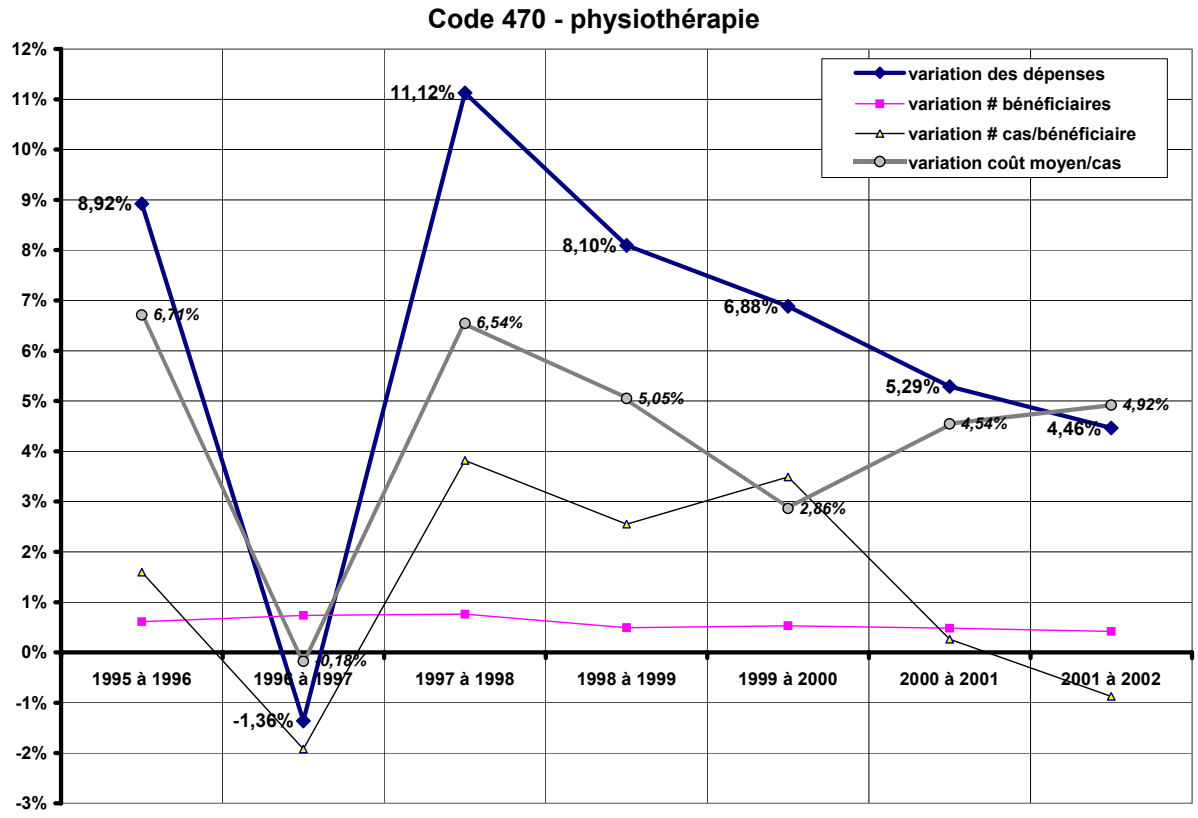


Graphique 24.

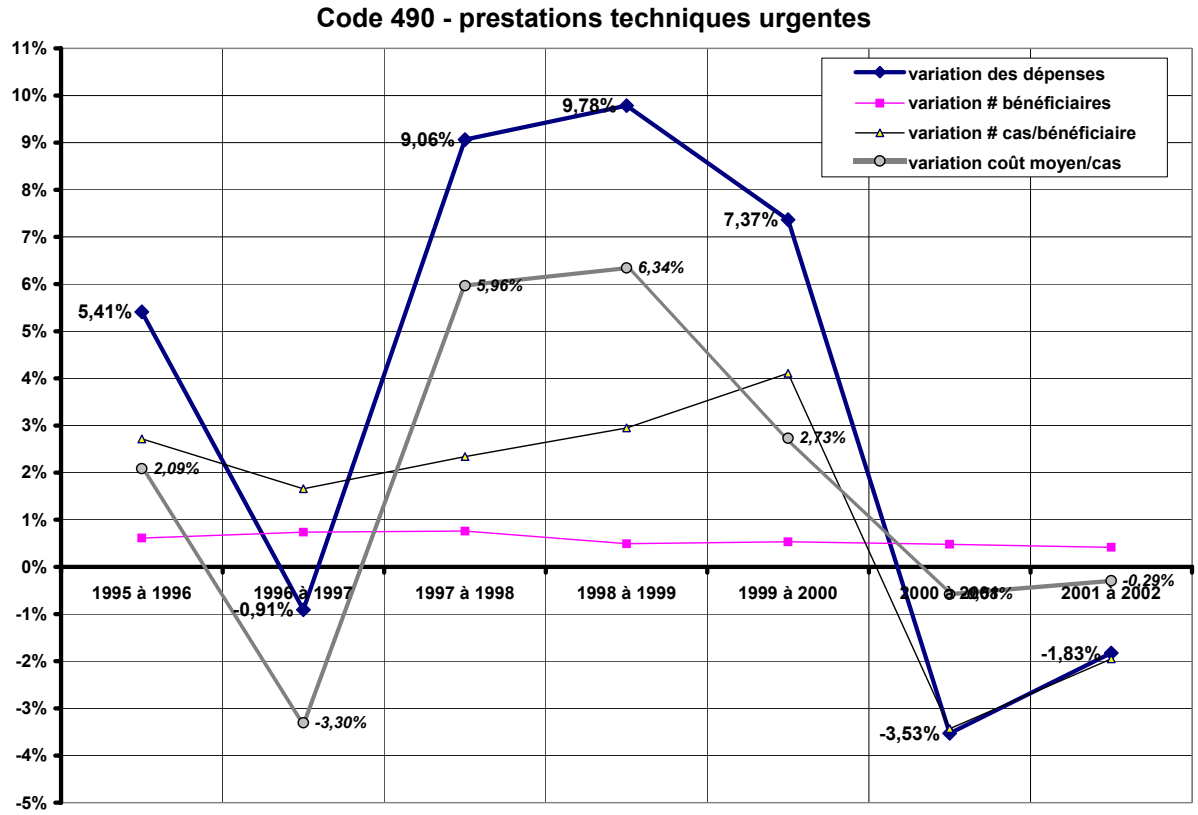
Code 468 - anatomo-pathologie



Graphique 25.



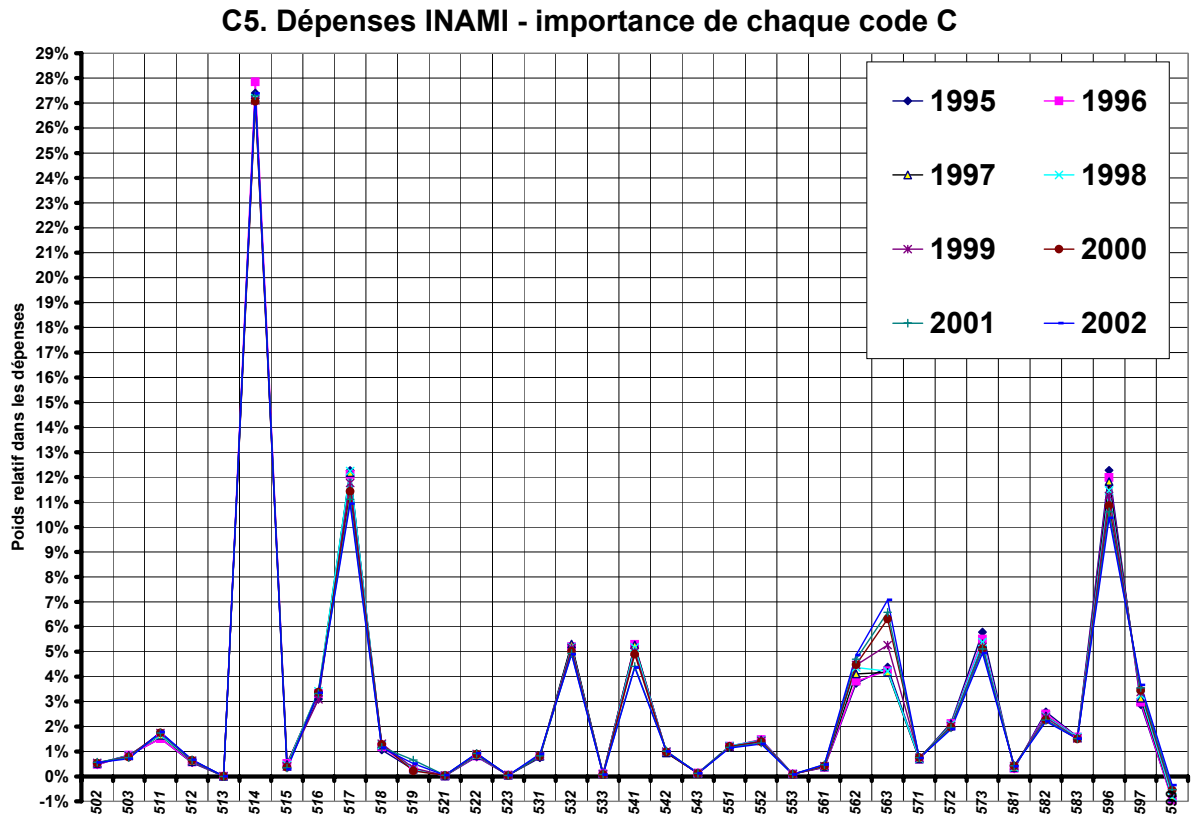
Graphique 26.



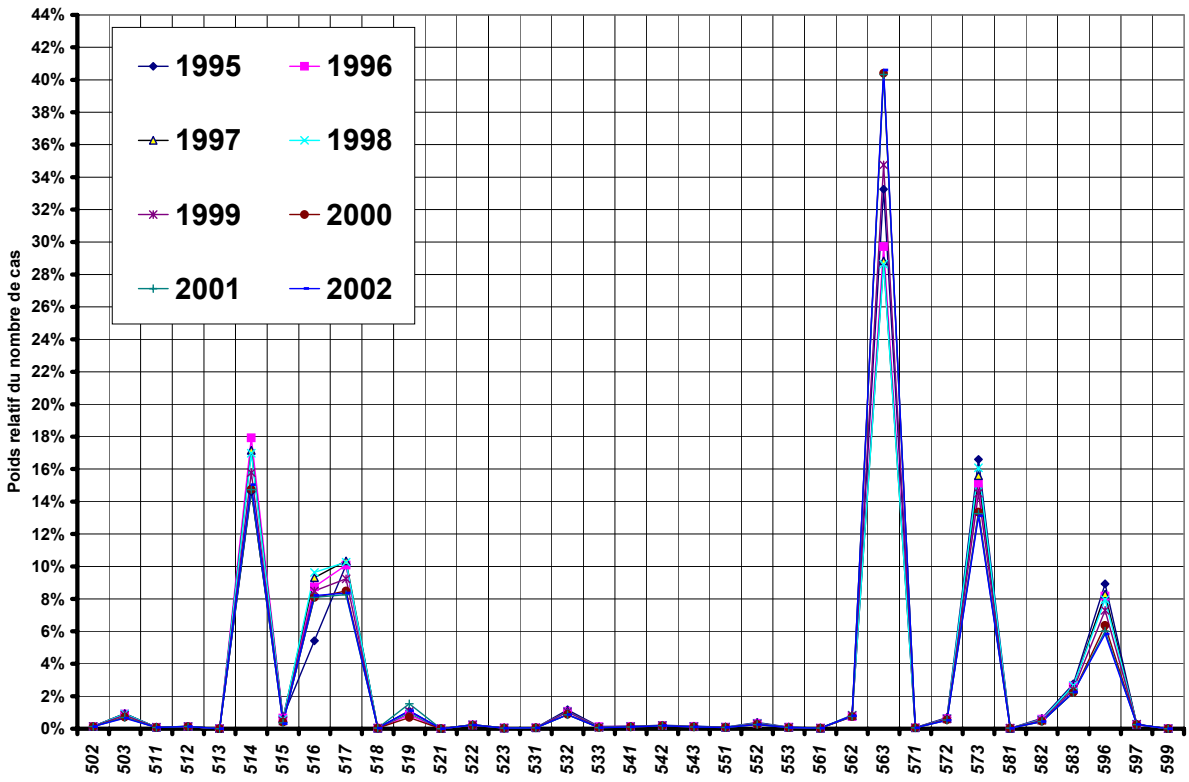
C5. Chirurgie – Anesthésiologie

Les graphiques 27 et 28 nous permettent d'identifier les codes C les plus importants. Nous retenons les codes 514, 516, 517, 532, 541, 562, 563, 573, 596 et 597.

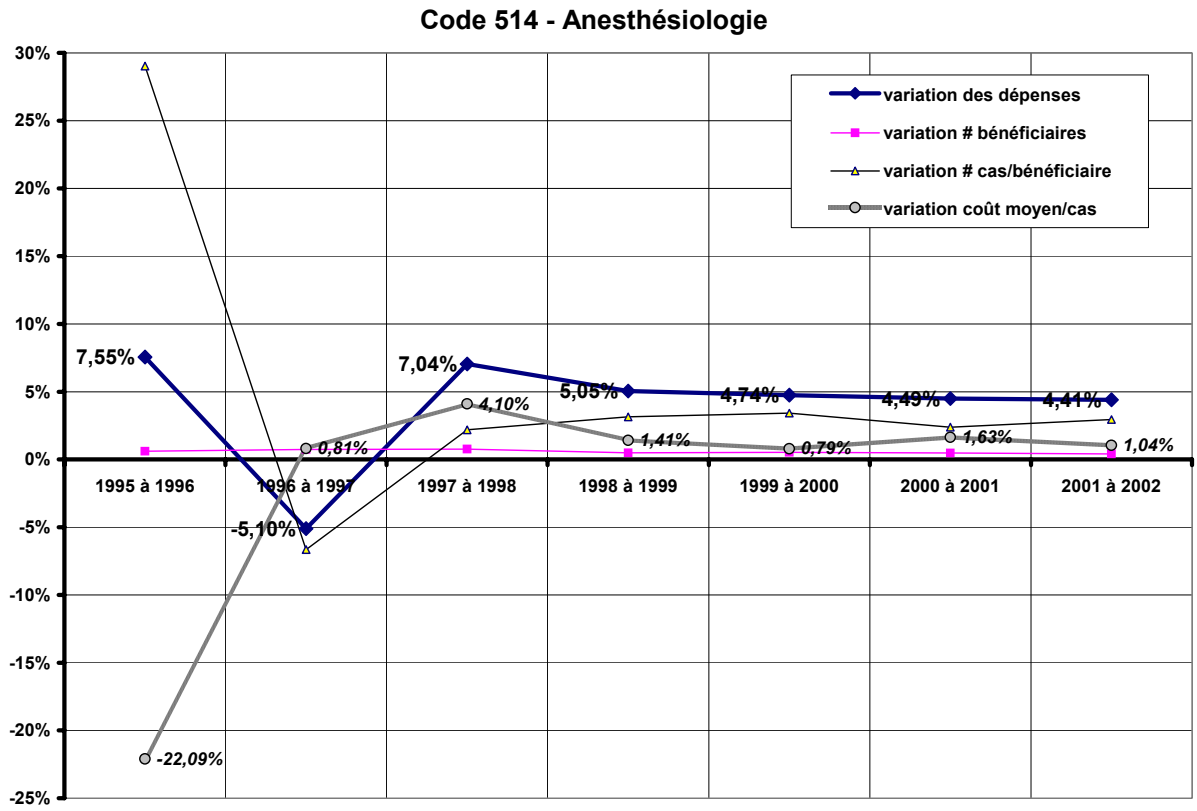
Graphique 27.



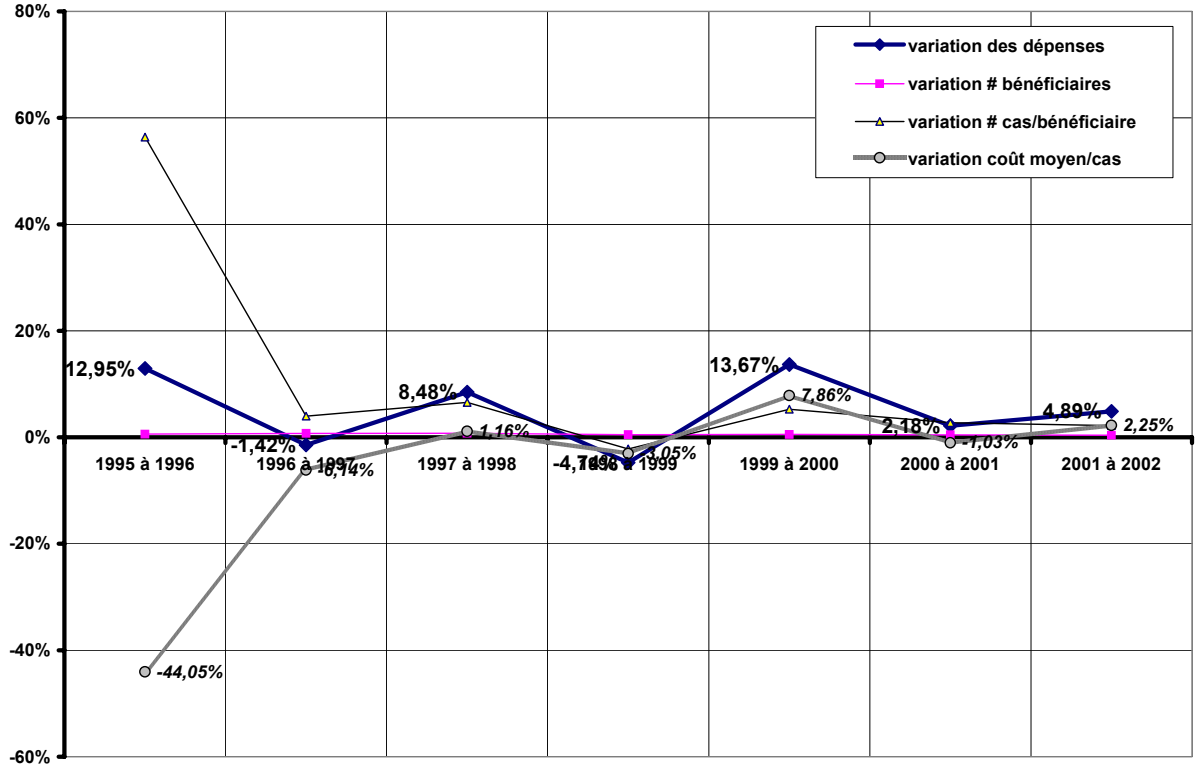
Graphique 28.



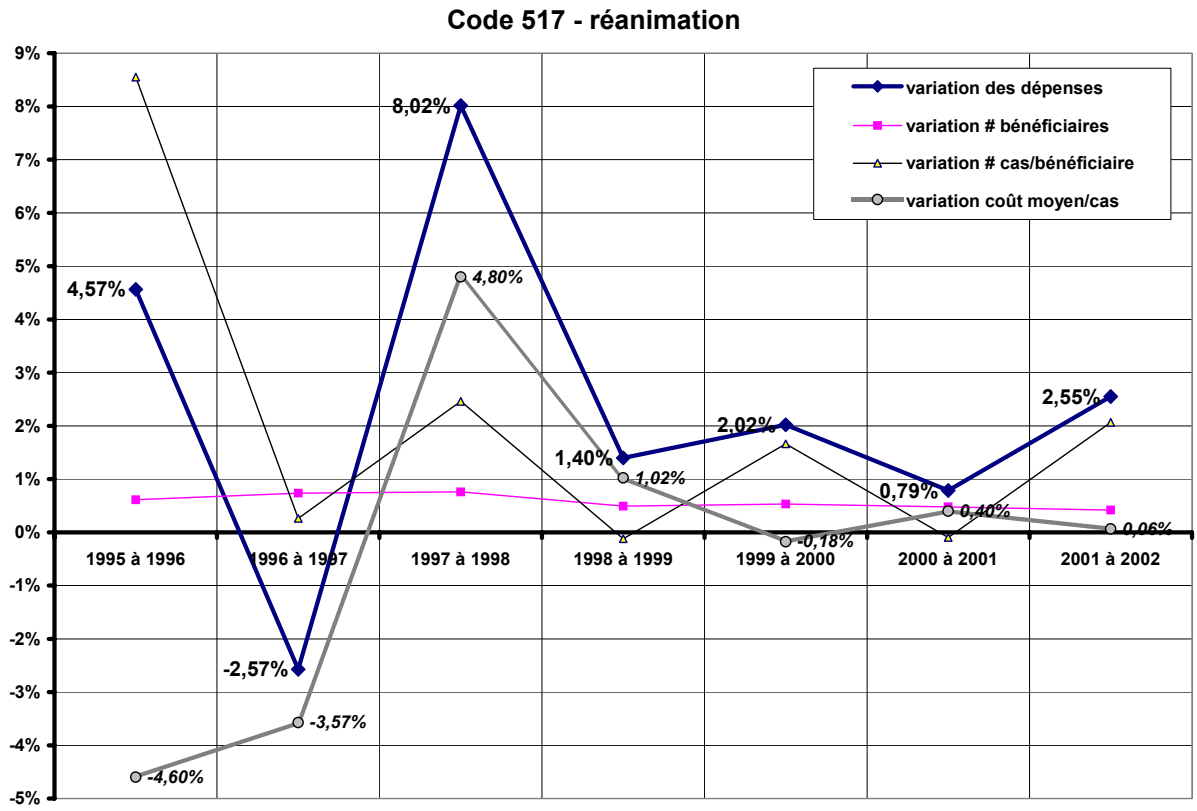
Graphique 29.



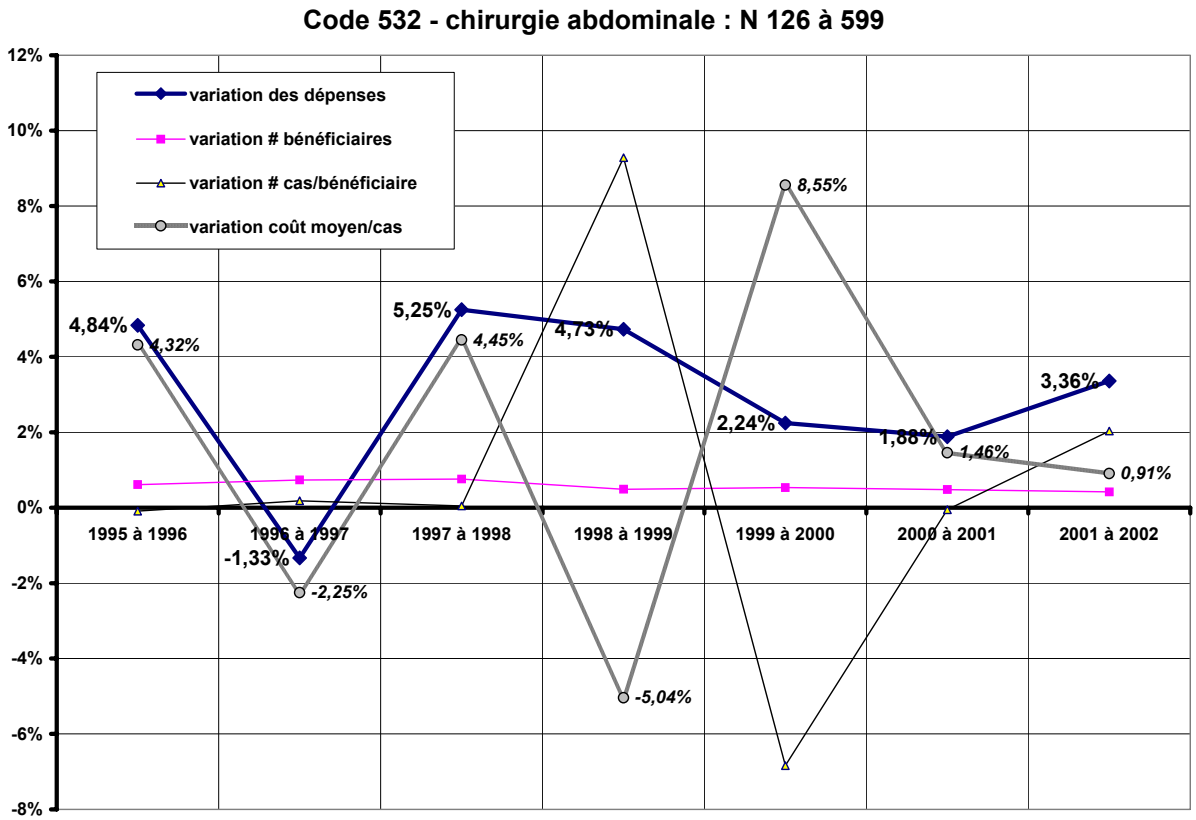
Graphique 30.



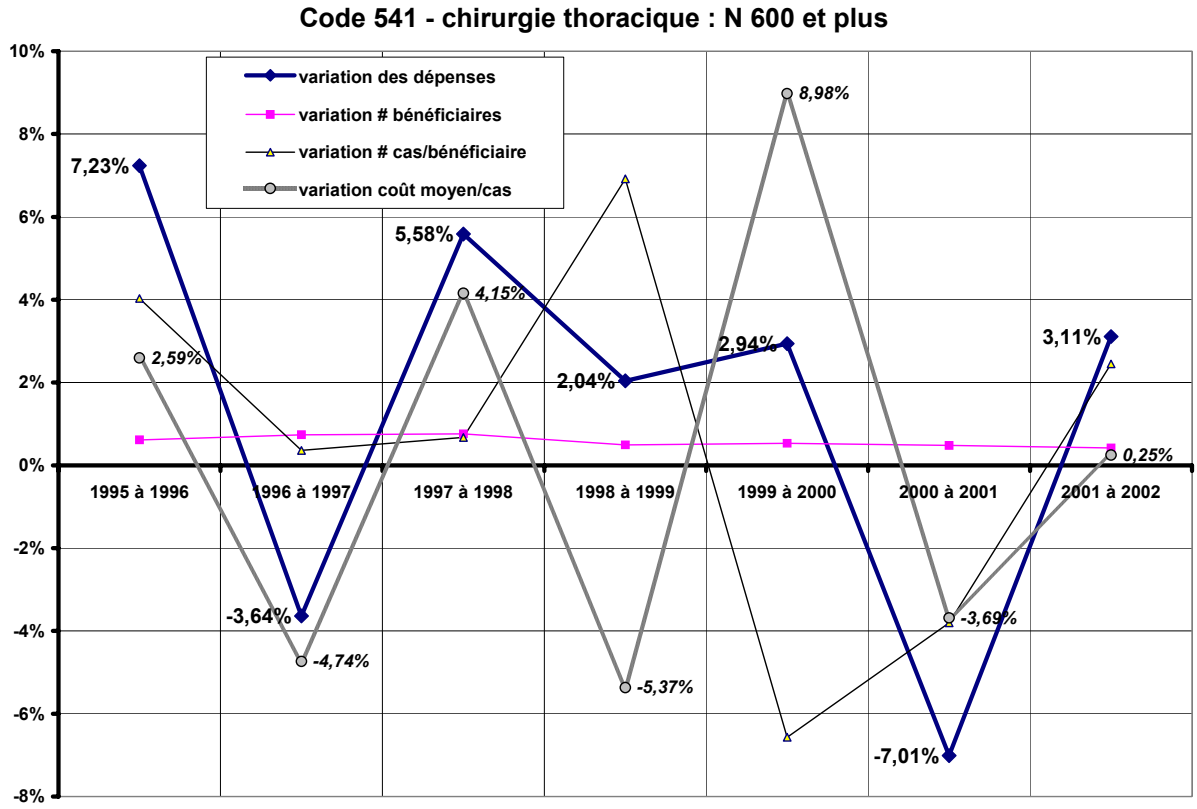
Graphique 31.



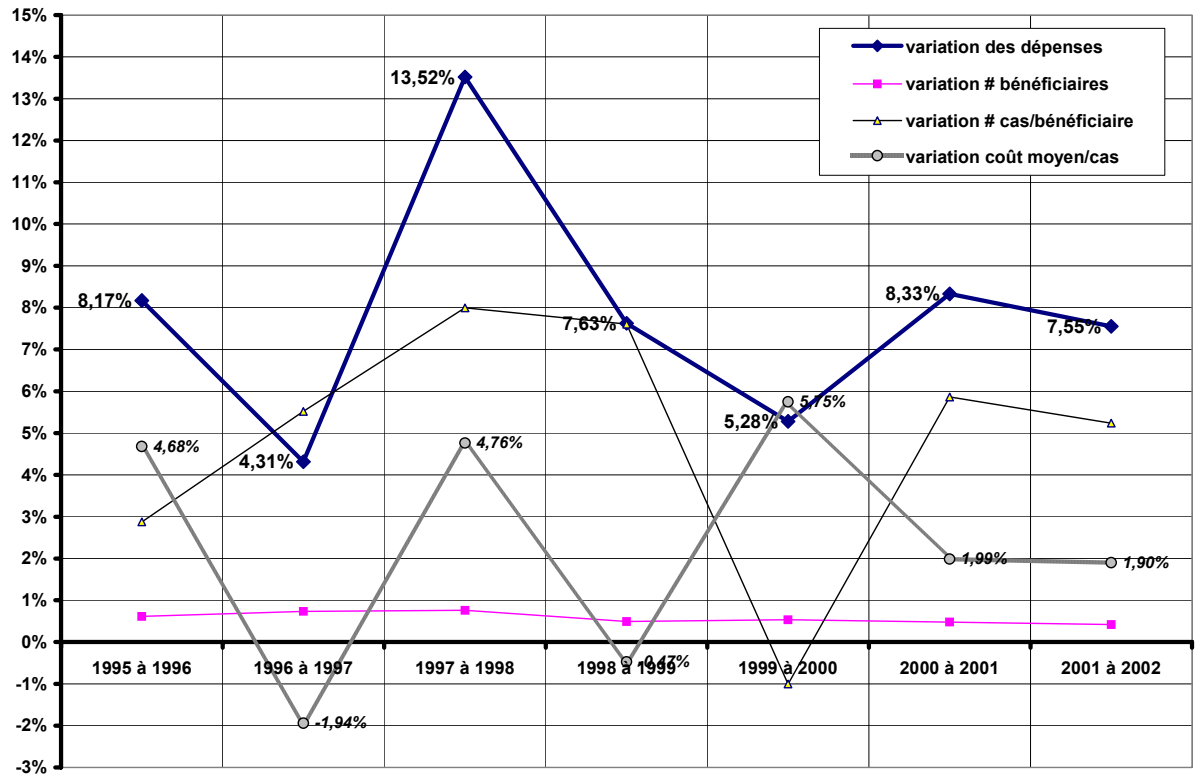
Graphique 32.



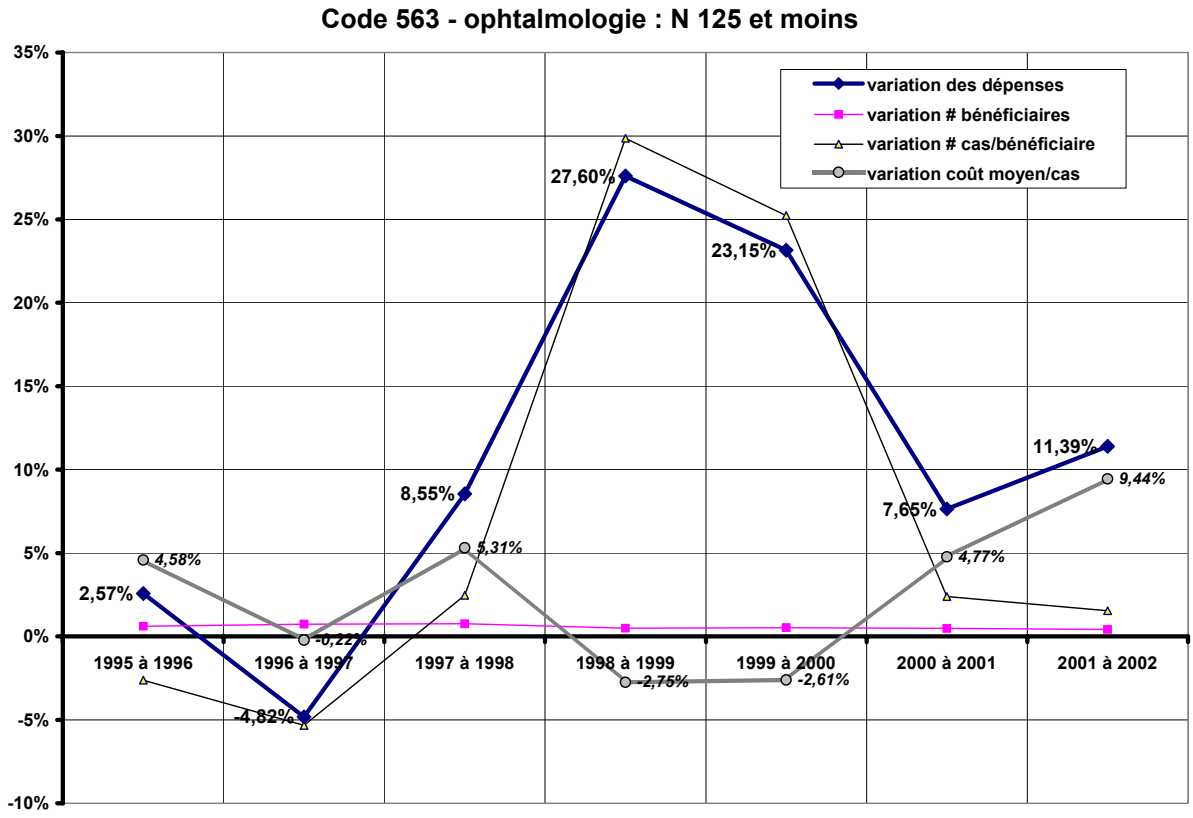
Graphique 33.



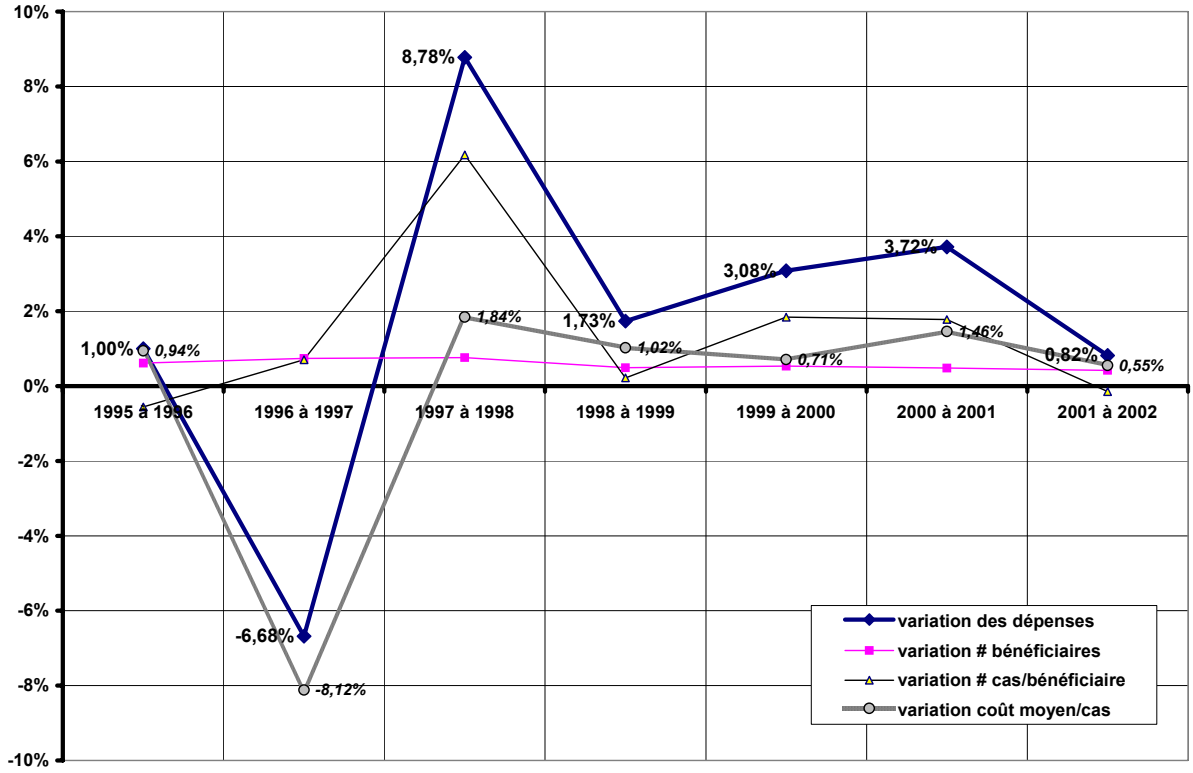
Graphique 34.



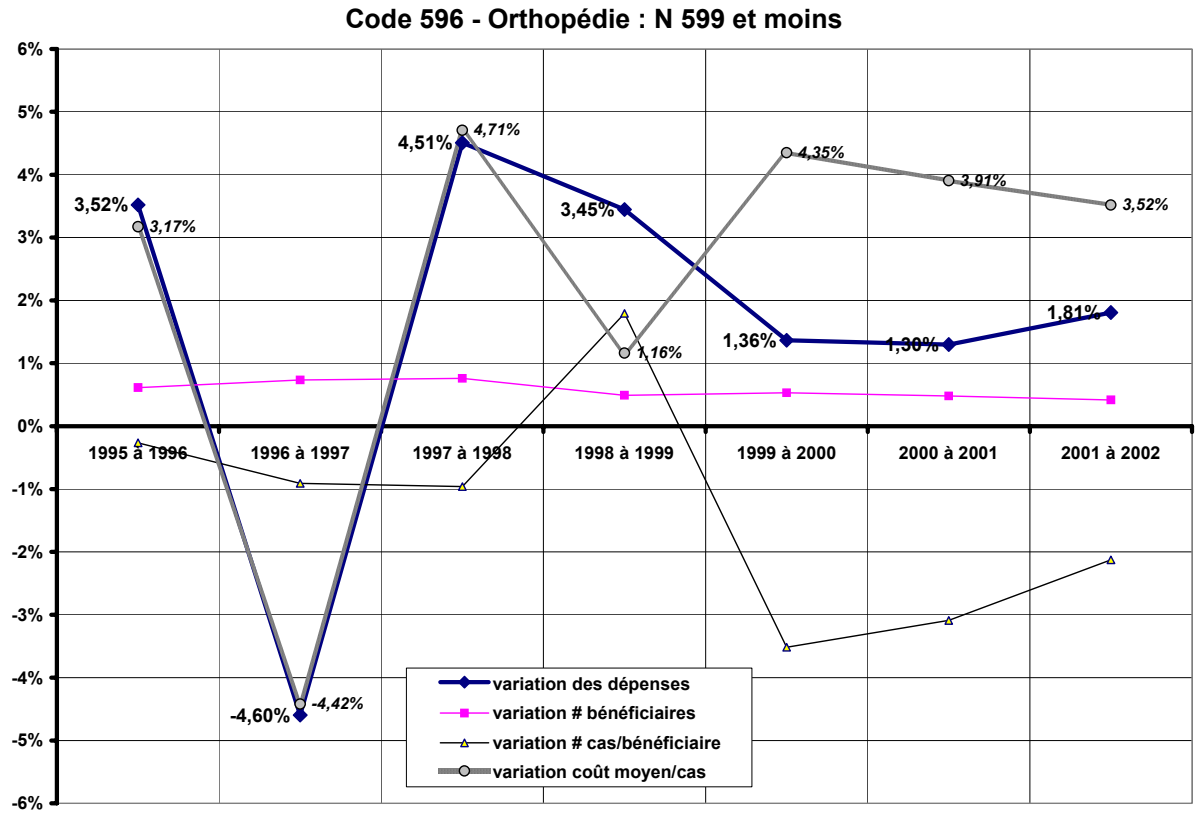
Graphique 35.



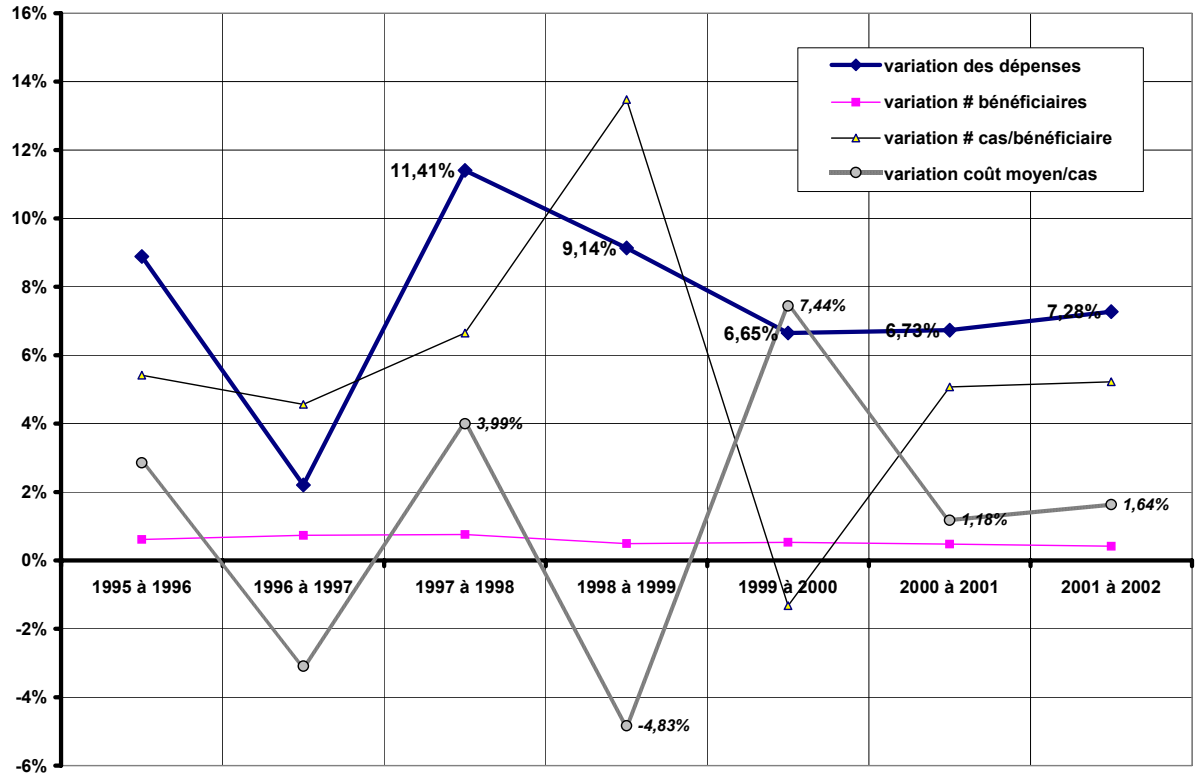
Graphique 36.



Graphique 37.



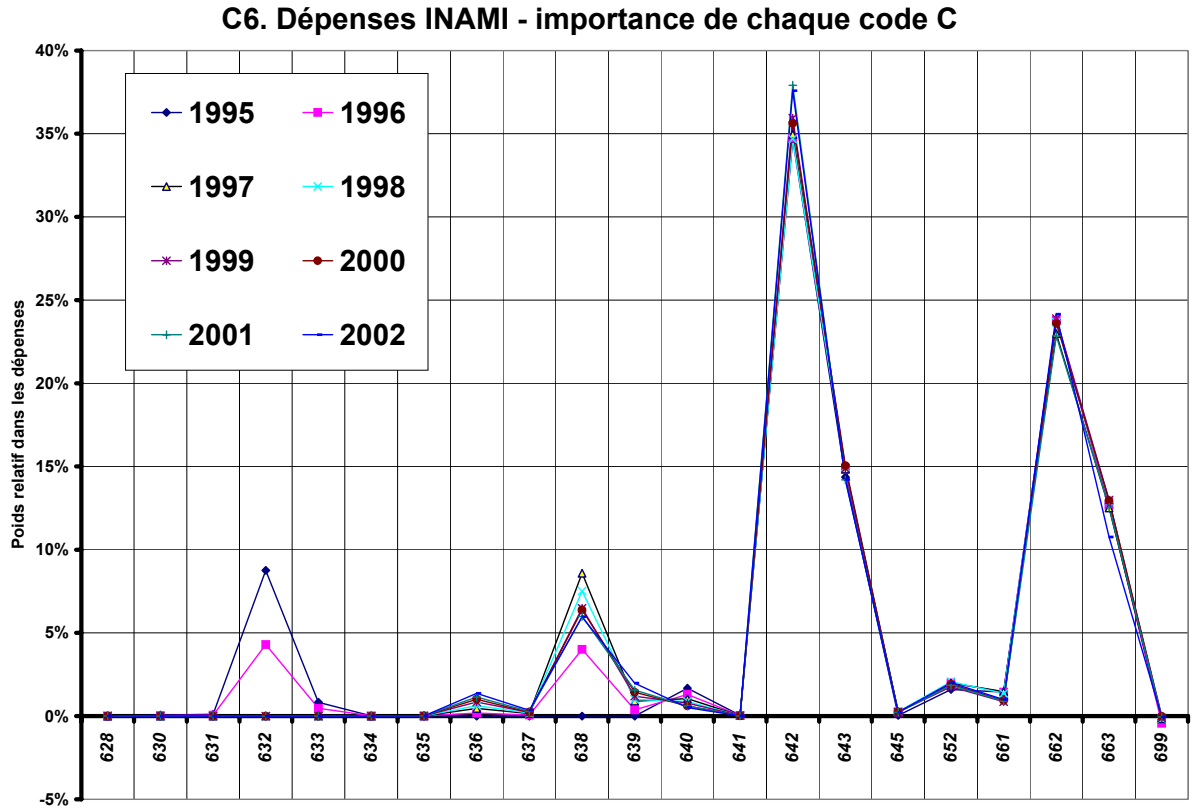
Graphique 38.



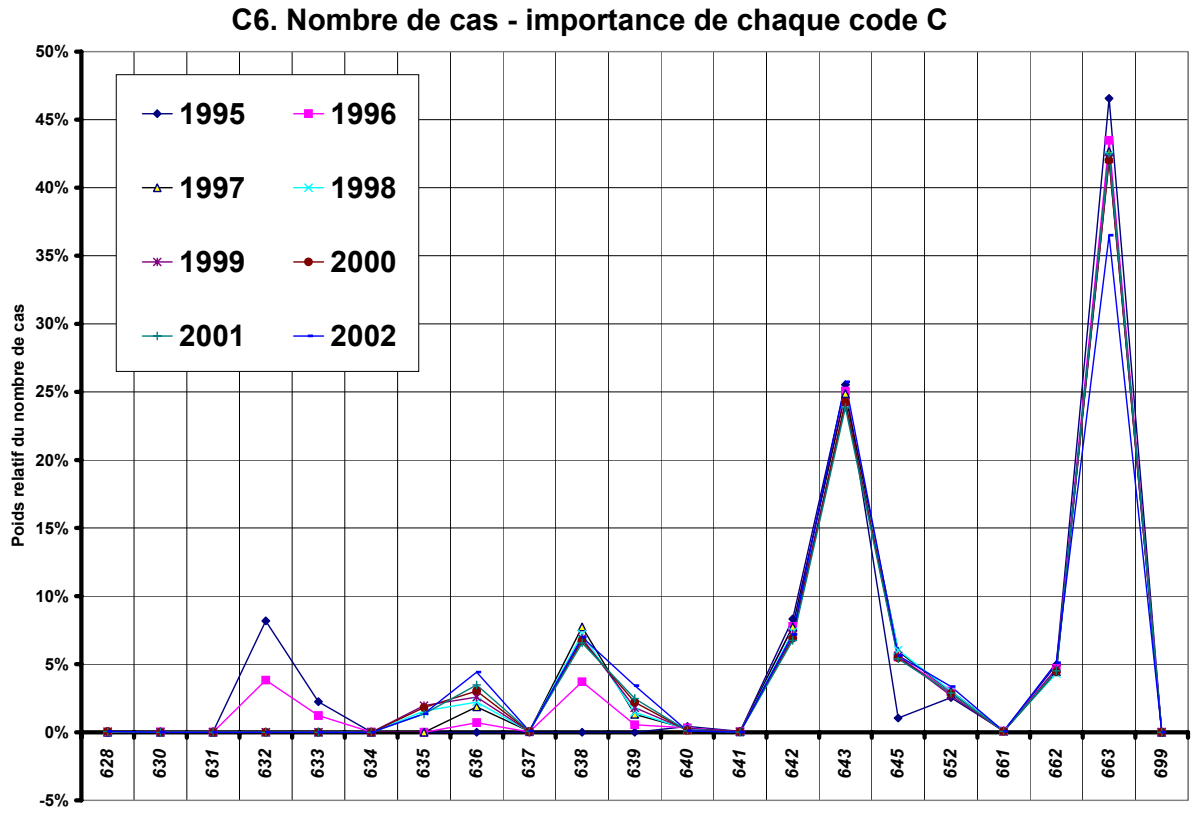
C6. Accouchements – Gynécologie - Obstétrique

Les graphiques 39 et 40 nous permettent d'identifier les codes C les plus importants. Nous retenons les codes 636, 638, 642, 643, 662 et 663.

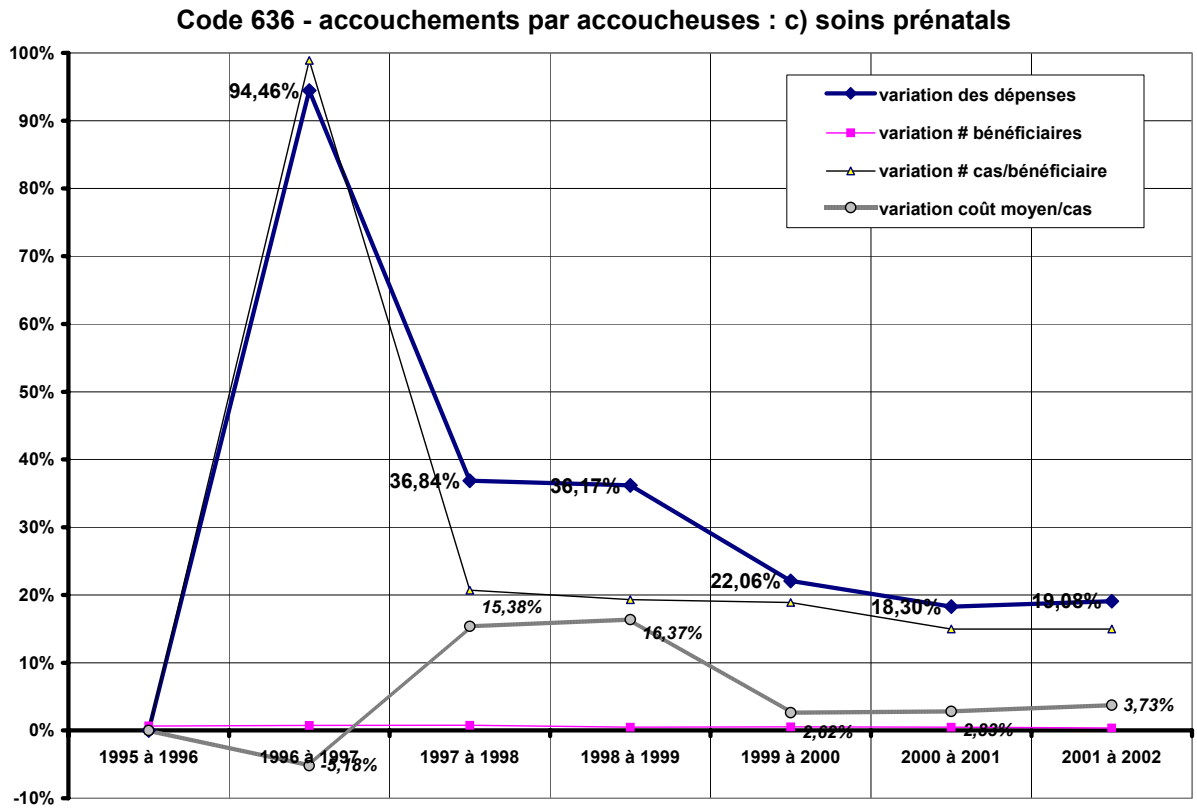
Graphique 39.



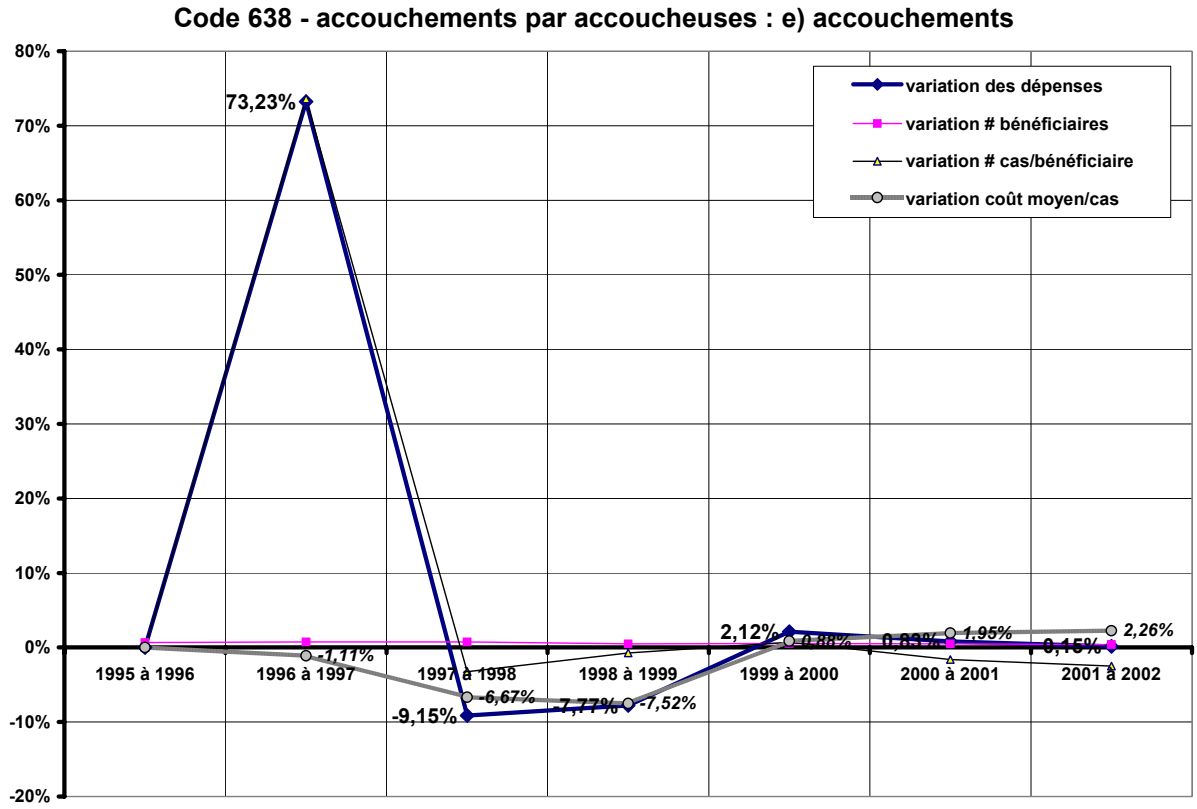
Graphique 40.



Graphique 41.

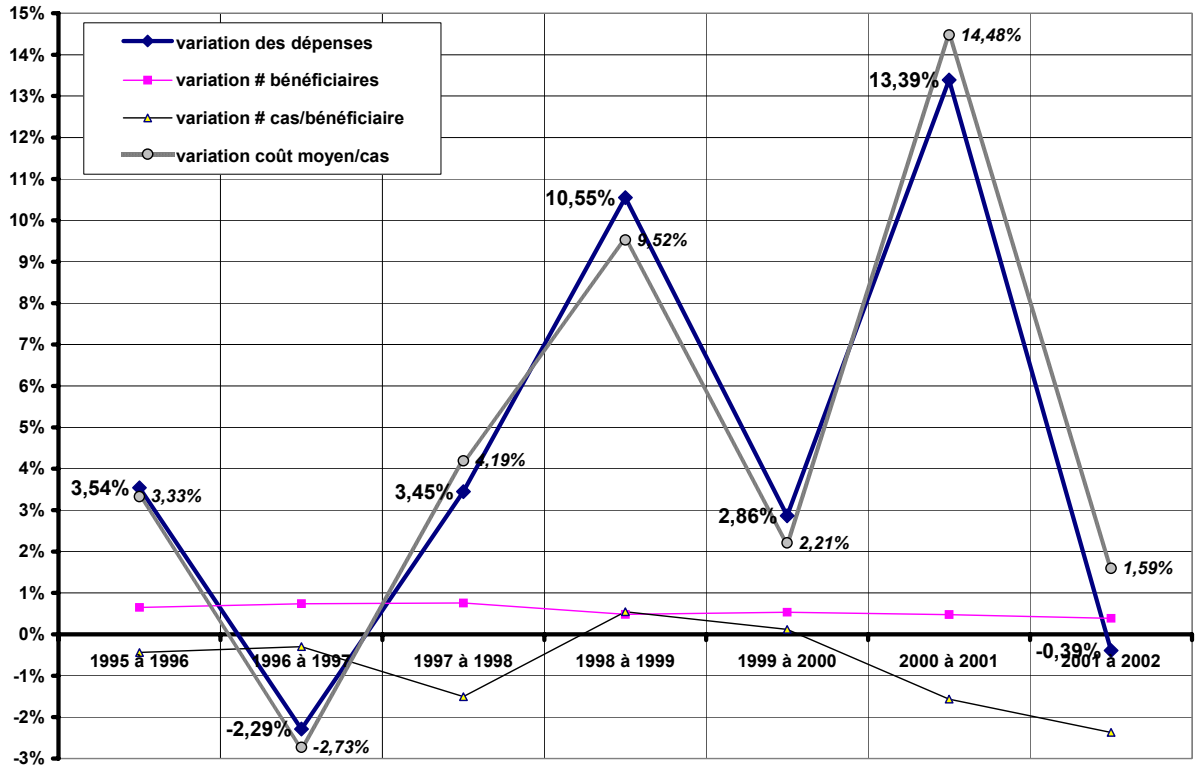


Graphique 42 .



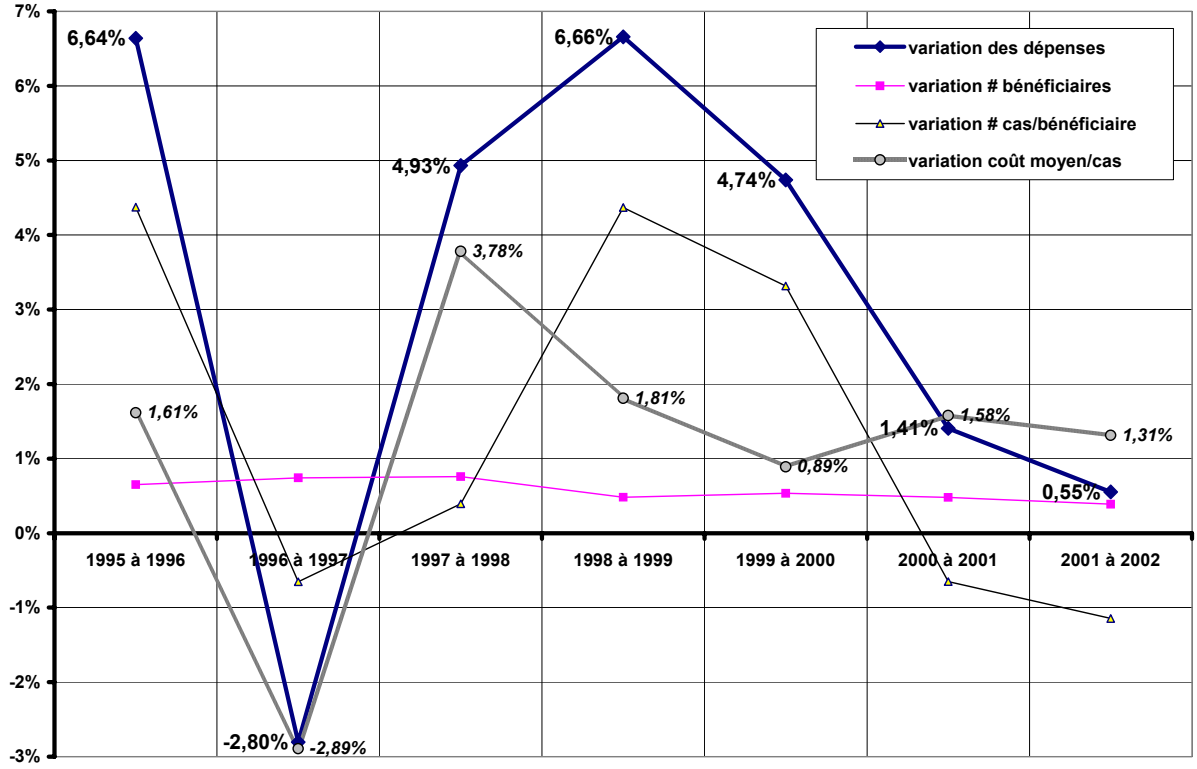
Graphique 43.

Code 642 - accouchements par médecins : c) médecin-spécialiste

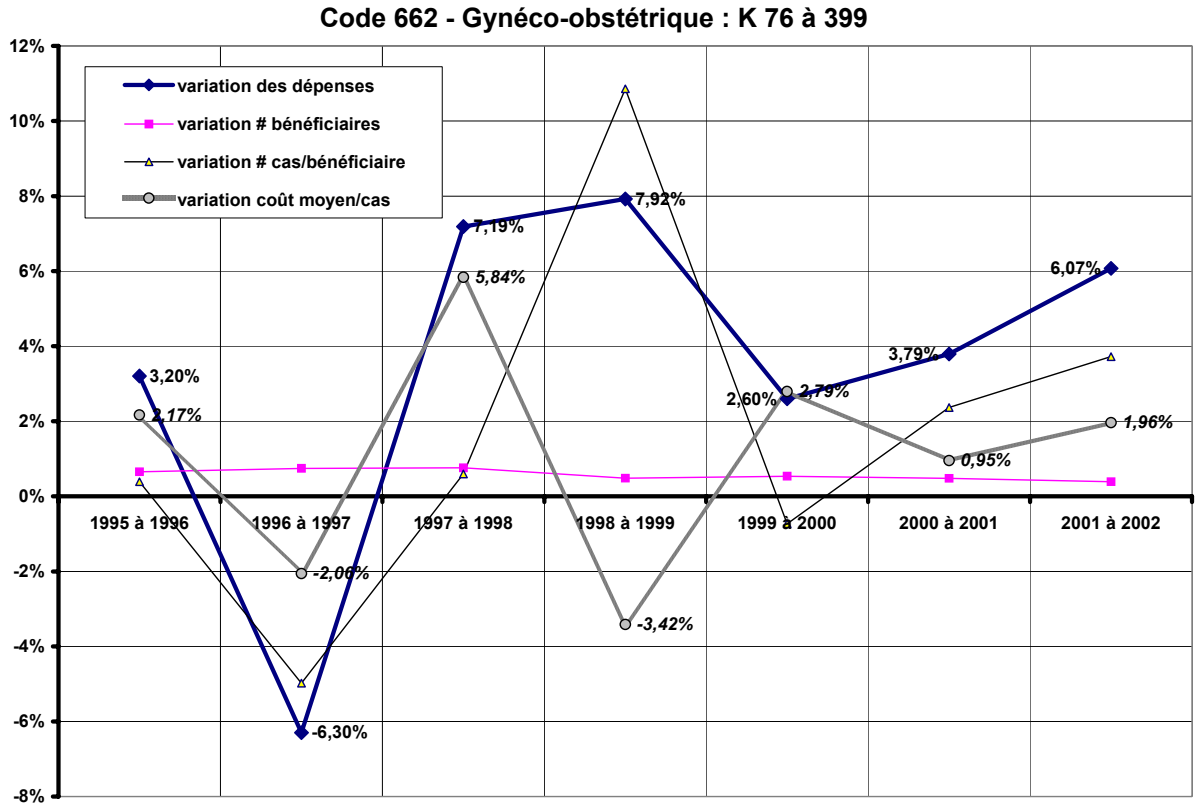


Graphique 44.

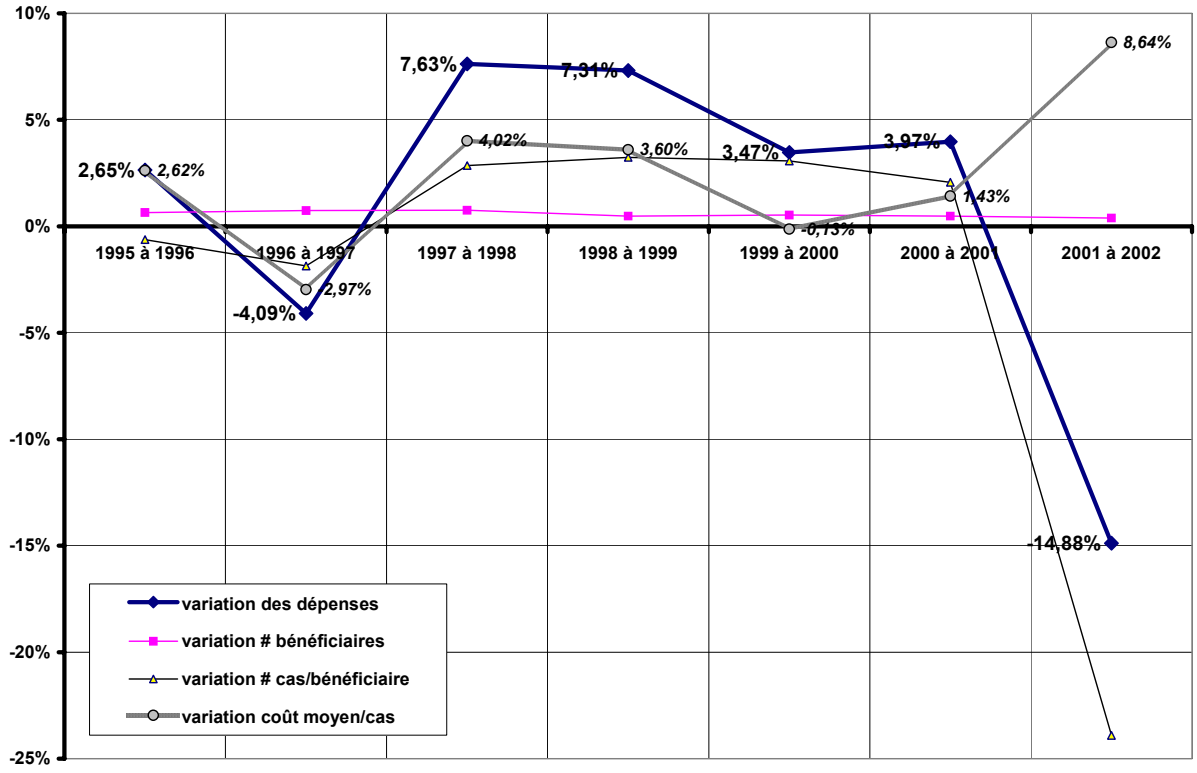
Code 643 - accouchements par médecins : d) prestations obstétricales



Graphique 45.



Graphique 46.



Chapitre II Annexe 3: Exemples de modifications de la nomenclature et impact sur la croissance des dépenses

3. CHAPITRE II ANNEXE 3: EXEMPLES DE MODIFICATIONS DE LA NOMENCLATURE ET IMPACT SUR LA CROISSANCE DES DEPENSES

3.1. LES SOINS INFIRMIERS A DOMICILE, CODES COMPTABLES : 116, 118, 119 ET 120

Le code comptable C116 comporte toutes les prestations réalisées la semaine, attestables à l'acte ou par forfait, tandis que le code C118 comporte les mêmes prestations réalisées le weekend (prestations à tarif majoré). Le code C119 comporte la seule et unique prestation qui couvre les frais de déplacements supplémentaires attestables dans les communes rurales. Le code C120 couvre les forfaits infirmiers des centres de santé (maisons médicales en terminologie populaire).

3.1.1. Refonte de la nomenclature pour les actes techniques infirmiers et rupture de série (actes sous codes comptables : 116, 118 et 119)

L'instauration de la nouvelle nomenclature le 01/06/1997 modifie tous les codes de celle-ci. Elle se compose de 4 catégories de prestations :

- prestation de base (nouveauté) attestable uniquement si un acte technique de la nomenclature est réalisé ;
- actes techniques ;
- forfaits liés à la dépendance ;
- prestations techniques spécifiques (nouveauté).

Les codes et tarifs sont distincts selon 3 lieux de prestations : domicile du patient, résidence communautaire et cabinet, centre de soins de jour pour personnes âgées (nouveauté).

Cette nouvelle nomenclature a introduit une rupture de série assez substantielle en démultipliant le nombre de cas enregistrés pour tous les soins aux personnes non dépendantes. Auparavant, un acte correspondait à une séance de soins infirmiers. Des suppléments pouvaient s'y ajouter pour les soins de plaie et les toilettes, qui sont des soins fréquemment attestés. Même si plusieurs séances pouvaient être réalisées le même jour, le financement par séance limitait de facto le nombre d'actes attestés. Par contre, la nouvelle nomenclature définit pour chaque type d'acte une prestation. A ces actes, s'ajoute une prestation de base, attestée pour chaque séance de soins. Lorsque le cumul des honoraires dépasse un plafond journalier, un pseudo-code remplace l'attestation des actes et prestations de base.

En ce qui concerne les prestations de soins (C116 et C118), le nombre de cas croît en 1997 dans une proportion identique mais en ordre inverse à celle du coût moyen. La croissance du nombre de cas est artificielle, résulte de la multiplication des actes et explique dès lors la décroissance du coût moyen en 1997 et 1998.

Prestation=116-prestations individuelles, tous régimes et bénéficiaires confondus

facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002
Nombre de bénéficiaires (1)	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%
coût moyen/cas (2)	2.38%	18.62%	14.27%	4.44%	0.03%	1.82%	-0.72%	40.84%
nombre de cas/bénéficiaire (3)	6.78%	-19.08%	-3.61%	4.74%	2.80%	3.32%	7.51%	2.46%
Dépenses (1)+(2)+(3)	9.78%	0.27%	11.42%	9.67%	3.36%	5.62%	7.21%	47.33%

Prestation=118-prestations individuelles à tarif majoré, tous régimes et bénéficiaires confondus

facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002
Nombre de bénéficiaires (1)	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%
coût moyen/cas (2)	3.26%	18.76%	14.30%	3.81%	4.68%	-0.00%	0.90%	45.71%
nombre de cas/bénéficiaire (3)	7.00%	-18.81%	-4.43%	4.28%	2.70%	2.64%	3.74%	-2.88%
Dépenses (1)+(2)+(3)	10.88%	0.69%	10.63%	8.58%	7.91%	3.11%	5.06%	46.86%

En ce qui concerne les frais de déplacement, la nouvelle nomenclature induit une moindre croissance du nombre de cas. Mais la diminution du coût moyen n'en est pas moins elle aussi artificielle car la composante « frais de déplacement » est incluse dans l'honoraire de la prestation de base et dans les forfaits liés à la dépendance. Les déplacements répertoriés sous le code 119 ne couvrent plus que les suppléments pour frais de déplacement accordés dans certaines zones rurales.

Prestation=119 –déplacements au domicile du patient

facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002
Nombre de bénéficiaires (1)	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%
coût moyen/cas (2)	5.05%	2.67%	4.73%	6.11%	3.81%	2.15%	1.32%	25.84%
nombre de cas/bénéficiaire (3)	5.51%	-4.42%	4.28%	0.47%	-0.01%	-0.04%	1.96%	7.75%
Dépenses (1)+(2)+(3)	11.17%	-1.01%	9.77%	7.07%	4.34%	2.59%	3.70%	37.62%

La comparaison entre les deux périodes avant avril 1997 – après avril 1997 est encore possible à l'échelon de la nomenclature pour 2 catégories d'intervention :

- Les forfaits attestés pour les patients dépendants (A et B avant 01/04/1997 et A, B et C par après).
- Le nombre de visites à des patients non suffisamment dépendants que pour prétendre aux forfaits.

Le poids des forfaits dans les dépenses n'a cessé d'augmenter passant de 50 % en 1995 à près de 63 % en 2002. En effet, le nombre de cas a progressé de 4.4 millions de cas sur la même période, soit une croissance de 40 % ; tandis que la valeur relative du forfait C augmentait de 14.6 % entre 1995 et 2000. La croissance de ces dépenses atteint 97.33 % en euros courants.

Les soins aux personnes moins dépendantes évoluent beaucoup moins fort (25.57 %) en francs courants. Dans le tableau 1 ci-après, nous avons additionné les prestations « toilettes » et « forfaits par séance » (419016+419031+419053+419075 pour les séances à domicile la semaine) avant le 01/04/1997 afin de les comparer à la somme des prestations de base (425014+425036+425051+425390) après cette date.

L'essentiel de la majoration est intervenue en 1997 du fait de l'introduction de la nouvelle nomenclature et du transfert des frais de déplacement sous le poste prestations (croissance des dépenses de 13.44 % entre 1998 et 1997). Cette croissance reste quelque peu artificielle car les prestations de base incluent un honoraire pour déplacement. Sur le plan du nombre d'actes, le nombre de séances reste sous-comptabilisé car elles ne sont pas enregistrées pour les soins générant un code plafond journalier (soit les codes 425390, 425795, 426193, 426591…).

Ces indicateurs nous renseignent donc partiellement sur les bénéficiaires de ces soins. Le premier indique la croissance de la prise en charge de personnes dépendantes et le second la croissance des visites (séances de soins) chez les personnes non dépendantes ou légèrement dépendantes chez qui des toilettes peuvent être attestées mais pas un forfait dépendance. Mais ces indicateurs nous renseignent peu sur l'ampleur de l'activité infirmière en terme de charge de soins. Une analyse plus précise exige l'examen des pseudo-codes décrivant l'activité. En effet une infirmière appelée au chevet d'un malade pour un soin de plaie et une toilette facturera pour la même charge de travail des honoraires très différents. La hauteur des honoraires est fonction de la dépendance de la personne et la seule condition pour attester un forfait dépendance est de prester une toilette.

Si on fait abstraction de la période de changement de nomenclature où la définition des cas changent, globalement, le nombre de cas apparaît très stable et la taux de croissance des dépenses est parallèle aux indexations et majorations linaires des honoraires. Par type de prestations, pour la période homogène 1999-2000, on observe les taux de croissance suivants du nombre de cas

- les toilettes : + 14.86 %
- les prestations techniques spécifiques : + 35.90 %
- les autres soins infirmiers chez des patients non dépendants : - 0.07 %
- les forfaits dépendance : + 19.03 %

Conclusion :

Cette nouvelle nomenclature a-t-elle contenu les dépenses ? Au niveau du code comptable, l'impact de chaque disposition n'est pas mesurable. Une telle évaluation de cette nomenclature requiert l'examen conjoint des dépenses par code nomenclature et par pseudo-codes. Sa justesse exigerait même une analyse, par patient, des profils de prestations au regard de la dépendance des bénéficiaires.

Pour l'essentiel, les modifications portent sur la facturation de soins responsables d'une portion toujours moindre des dépenses à savoir les actes techniques à des personnes peu dépendantes et les toilettes à ces mêmes personnes. Leur part dans les dépenses est demeurée stable.

Par contre, pour les soins aux personnes les plus dépendantes, l'introduction du forfait C et la majoration de son honoraire ont participé à près de la moitié de la croissance des dépenses entre 1996 et 1998.

On remarquera à cet égard que les modalités d'accession aux forfaits liés à la dépendance laissent en réalité peu de marge de manœuvre pour canaliser la croissance de ces dépenses car elles reposent non pas sur les soins requis et dispensés mais sur un état de dépendance, par ailleurs non contrôlé systématiquement. L'impact des modifications dans l'interprétation des niveaux de dépendance ne peut être vérifié à ce niveau d'information.

En définitive peu de mesures fiables (hormis une réduction linéaire des honoraires) sont disponibles pour contrôler ou infléchir les dépenses d'une population vieillissante, étant donné que les honoraires sont fonction de la dépendance de la personne et non des actes que l'infirmier assume effectivement. Il est interpellant de constater que le financement repose sur une estimation peu objectivée de la charge en soins liée la dépendance. Dépendance par ailleurs jugée pour des actes que l'infirmier n'assume pas intégralement. L'infirmier n'est pas présent en permanence et ne peut donc prêter assistance pour tous les transferts, les déplacements dans la maison et l'alimentation. Il n'est pas seul à assumer les aides aux actes de la vie journalière : l'entourage, la famille, l'assistance d'aide familiale sont essentiels au maintien à domicile lorsque la personne requiert davantage qu'une aide à la toilette et à s'habiller.

Tableau 1A : Données par année de facturation

	1995		1996		1997		1998	
	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen
Actes nomenclatures + plafonds / Nomenclatuur akten + plafonds								
prestations techniques spécifiques/ technische verstrekkingen								
toilettes / toiletten	24.722.243	6.277.488	28.705.996	7.096.519	29.134.683	7.390.585	34.092.861	8.661.052
reste / rest	151.473.366	36.670.004	152.030.214	37.279.311	149.783.821	44.861.470	168.872.237	57.095.525
dont plafonds						200.104		1.650.695
dont prestations de base						12.621.075		29.545.002
dont séances		21.452.382		21.391.349		11.733.266		106.970
Total / Totaal	176.195.609	42.947.492	180.736.209	44.375.830	178.918.504	52.252.055	202.965.098	65.756.577
Forfaits								
A	34.457.282	5.208.686	69.149.982	5.330.448	68.208.884	5.334.794	75.632.657	5.743.860
B	155.533.046	6.727.479	167.000.998	6.719.127	144.323.050	5.895.367	138.010.437	5.514.253
C					18.859.942	636.589	53.138.305	1.698.873
PA								
PB								
PC								
PP								
PN								
Total / Totaal	189.990.328	11.936.165	236.150.980	12.049.575	231.391.876	11.866.750	266.781.399	12.956.986

Autres (maisons - déplacements) / Anderen (huizen - reizen)								
maisons médicales	1.163.289	339.733	1.674.756	398.229	2.659.112	567.734	2.333.296	468.237
déplacements	13.883.361	3.126.586	20.756.332	3.733.542	11.686.277	3.038.530	3.604.177	2.533.731
Total / Totaal	15.046.650	3.466.319	22.431.088	4.131.771	14.345.389	3.606.264	5.937.473	3.001.968
TOTAL / TOTAAL	381.232.587	55.223.390	418.561.946	56.823.634	412.969.492	64.686.539	472.079.793	79.181.800

Tableau 1A : Données par année de facturation (suite)

	1999		2000		2001		2002		2003	
	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen
Actes nomenclatures + plafonds / Nomenclatuur akten + plafonds										
prestations techniques spécifiques/ technische verstrekkingen	1.632.908	54.342	1.867.562	61.819	1.995.402	66.362	2.336.098	73.855	3.082.234	94.499
toilettes / toiletten	36.820.080	9.173.008	39.818.918	9.909.346	40.961.490	10.158.003	43.128.796	10.530.910	47.030.551	10.975.520
reste / rest	169.380.865	55.946.788	175.515.305	57.003.392	175.116.385	56.368.392	175.785.177	55.546.903	179.859.734	55.905.116
dont plafonds		1.636.390		1.838.455		1.816.693		1.796.112		
dont prestations de base		30.553.809		30.295.310		31.062.028		30.856.840		
dont séances		2.497								
Total / Totaal	207.833.853	65.174.138	217.201.785	66.974.557	218.073.277	66.592.757	221.250.071	66.151.668	229.972.519	66.975.135
Forfaits										
A	81.297.437	6.063.614	87.494.011	6.526.347	86.771.031	6.464.433	93.059.242	6.831.923	100.686.487	7.081.220

B	150.822.324	5.827.971	163.209.686	6.309.549	170.669.091	6.580.556	183.755.027	6.976.507	193.361.570	7.031.863
C	63.937.466	1.864.757	72.714.390	2.038.960	78.379.582	2.191.861	81.339.153	2.234.090	84.137.170	2.209.389
PA	0	0	0	0	34.987	819	1.757.607	39.940	2.884.850	63.047
PB	0	0	0	0	171.752	3.703	5.082.206	106.689	7.690.379	155.231
PC	0	0	0	0	300.639	5.277	8.794.729	150.121	12.831.695	210.182
PP	0	0	0	0	5.252	119	295.453	6.794	585.020	12.819
PN	0	0	0	0	18.816	669	825.334	28.653	1.490.232	49.840
Total / Totaal	296.057.227	13.756.342	323.418.087	14.874.856	336.351.151	15.247.437	374.908.751	16.374.717	403.667.405	16.813.591
Autres (maisons - déplacements) / Anderen (huizen - reizen)										
maisons médicales	3.061.614	615.641	3.521.303	659.575	4.104.737	767.585	6.611.969	1.081.055		
déplacements	3.941.545	2.790.998	3.999.039	2.831.296	4.159.610	2.944.487	4.218.717	2.945.137		
Total / Totaal	7.003.160	3.406.639	7.520.342	3.490.871	8.264.348	3.712.072	10.830.686	4.026.192	13.279.585	4.348.333
TOTAL / TOTAAL	503.891.081	78.930.480	540.619.872	81.849.413	554.424.428	81.840.194	596.158.822	82.526.385	633.639.923	83.788.726

Tableau 1B : Evolution

	1995		1996		1997		1998	
	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen
Actes nomenclatures + plafonds / Nomenclatuur akten + plafonds								
prestations techniques / technische verstrekkingen								
toilettes / toiletten			16,11%	13,05%	1,49%	4,14%	17,02%	17,19%
reste / rest			0,37%	1,66%	-1,48%	20,34%	12,74%	27,27%
Total / Totaal			2,58%	3,33%	-1,01%	17,75%	13,44%	25,84%

Forfaits								
A B C			100,68% 7,37%	2,34% -0,12%	-1,36% -13,58%	0,08% -12,26%	10,88% -4,37% 181,75%	7,67% -6,46% 166,87%
PA PB PC PP PN								
Total / Totaal			24,30%	0,95%	-2,02%	-1,52%	15,29%	9,19%
Autres (maisons - déplacements) / Anderen (huizen - reizen)								
maisons médicales	43,97%	17,22%	58,78%	42,56%	-12,25%	-17,53%	31,21%	31,48%
déplacements	49,51%	19,41%	-43,70%	-18,62%	-69,16%	-16,61%	9,36%	10,15%
Total / Totaal	49,08%	19,20%	-36,05%	-12,72%	-58,61%	-16,76%	17,95%	13,48%
TOTAL / TOTAAL	9,79%	2,90%	-1,34%	13,84%	14,31%	22,41%	7,39%	0,46%

Tableau 1B : Evolution (suite)

	1999		2000		2001		2002		2003	
	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen
Actes nomenclatures + plafonds / Nomenclatuur akten + plafonds										
prestations techniques / technische verstrekkingen			14,37%	13,76%	6,85%	7,35%	17,07%	11,29%	31,94%	27,95%
toilettes / toiletten	8,00%	5,91%	8,14%	8,03%	2,87%	2,51%	5,29%	3,67%	9,05%	4,22%
reste / rest	0,30%	-2,01%	3,62%	1,89%	-0,23%	-1,11%	0,38%	-1,46%	2,32%	0,64%
Total / Totaal	2,40%	-0,89%	4,51%	2,76%	0,40%	-0,57%	1,46%	-0,66%	3,94%	1,24%
Forfaits										
A	7,49%	5,57%	7,62%	7,63%	-0,83%	-0,95%	7,25%	5,68%	8,20%	3,65%
B	9,28%	5,69%	8,21%	8,26%	4,57%	4,30%	7,67%	6,02%	5,23%	0,79%
C	20,32%	9,76%	13,73%	9,34%	7,79%	7,50%	3,78%	1,93%	3,44%	-1,11%
PA							4923,64%	4776,68%	64,14%	57,85%
PB							2859,03%	2781,15%	51,32%	45,50%
PC							2825,34%	2744,82%	45,90%	40,01%
PP							5525,38%	5609,24%	98,01%	88,68%
PN							4286,33%	4182,96%	80,56%	73,94%
Total / Totaal	10,97%	6,17%	9,24%	8,13%	4,00%	2,50%	11,46%	7,39%	7,67%	2,68%
Autres (maisons - déplacements) / Anderen (huizen - reizen)										
maisons médicales	31,21%	31,48%	15,01%	7,14%	16,57%	16,38%	61,08%	40,84%		
déplacements	9,36%	10,15%	1,46%	1,44%	4,02%	4,00%	1,42%	0,02%		
Total / Totaal	17,95%	13,48%	7,38%	2,47%	9,89%	6,34%	31,05%	8,46%	22,61%	8,00%

TOTAL / TOTAAL	6,74%	-0,32%	7,29%	3,70%	2,55%	-0,01%	7,53%	0,84%	6,29%	1,53%

Tableau 1C : Quote-part

	1995		1996		1997		1998	
	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen
Actes nomenclatures + plafonds / Nomenclatuur akten + plafonds								
prestations techniques / technische verstrekkingen	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
toilettes / toiletten	6,48%	11,37%	6,86%	12,49%	7,05%	11,43%	7,22%	10,94%
reste / rest	39,73%	66,40%	36,32%	65,61%	36,27%	69,35%	35,77%	72,11%
Total / Totaal	46,22%	77,77%	43,18%	78,09%	43,32%	80,78%	42,99%	83,05%
Forfaits								
A	9,04%	9,43%	16,52%	9,38%	16,52%	8,25%	16,02%	7,25%
B	40,80%	12,18%	39,90%	11,82%	34,95%	9,11%	29,23%	6,96%
C					4,57%	0,98%	11,26%	2,15%
PA								
PB								
PC								
PP								
PN								
Total / Totaal	49,84%	21,61%	56,42%	21,21%	56,03%	18,35%	56,51%	16,36%
Autres (maisons - déplacements) / Anderen (huizen - reizen)								
maisons médicales	0,31%	0,62%	0,40%	0,70%	0,64%	0,88%	0,49%	0,59%

déplacements	3,64%	5,66%	4,96%	6,57%	2,83%	4,70%	0,76%	3,20%
Total / Totaal	3,95%	6,28%	5,36%	7,27%	3,47%	5,57%	1,26%	3,79%
TOTAL / TOTAAL	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%

Tableau 1C : Quote-part (suite)

	1999		2000		2001		2002		2003	
	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen	Dépenses / Uitgaven	Cas / Gevallen
Actes nomenclatures + plafonds / Nomenclatuur akten + plafonds										
prestations techniques / technische verstrekkingen	0,32%	0,07%	0,35%	0,08%	0,36%	0,08%	0,39%	0,09%	0,49%	0,11%
toilettes / toiletten	7,31%	11,62%	7,37%	12,11%	7,39%	12,41%	7,23%	12,76%	7,42%	13,10%
reste / rest	33,61%	70,88%	32,47%	69,64%	31,59%	68,88%	29,49%	67,31%	28,39%	66,72%
Total / Totaal	41,25%	82,57%	40,18%	81,83%	39,33%	81,37%	37,11%	80,16%	36,29%	79,93%
Forfaits										
A	16,13%	7,68%	16,18%	7,97%	15,65%	7,90%	15,61%	8,28%	15,89%	8,45%
B	29,93%	7,38%	30,19%	7,71%	30,78%	8,04%	30,82%	8,45%	30,52%	8,39%
C	12,69%	2,36%	13,45%	2,49%	14,14%	2,68%	13,64%	2,71%	13,28%	2,64%
PA					0,01%	0,00%	0,29%	0,05%	0,46%	0,08%
PB					0,03%	0,00%	0,85%	0,13%	1,21%	0,19%
PC					0,05%	0,01%	1,48%	0,18%	2,03%	0,25%
PP					0,00%	0,00%	0,05%	0,01%	0,09%	0,02%
PN					0,00%	0,00%	0,14%	0,03%	0,24%	0,06%
Total / Totaal	58,75%	17,43%	59,82%	18,17%	60,67%	18,63%	62,89%	19,84%	63,71%	20,07%

Autres (maisons - déplacements) / Anderen (huizen - reizen)										
maisons médicales	0,60%	0,77%	0,65%	0,80%	0,73%	0,93%	1,11%	1,31%		
déplacements	0,78%	3,51%	0,73%	3,43%	0,74%	3,55%	0,71%	3,57%		
Total / Totaal	1,38%	4,28%	1,38%	4,23%	1,47%	4,48%	1,82%	4,88%	2,10%	5,19%
TOTAL / TOTAAL	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%

3.1.2. Elargissement de la population bénéficiaire

Dans le secteur des soins infirmiers à domicile, globalement **l'élargissement de la population bénéficiaire** est responsable d'une augmentation des dépenses très limitée : 4.03 % sur la période étudiée. Cela représente en valeur relative, sur la période, 8.52 % de la croissance des dépenses.

Prestation=116-prestations individuelles, tous régimes et bénéficiaires confondus : contribution relative

facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002
Nombre de bénéficiaires (1)	6.27%	268.05%	6.66%	5.08%	15.84%	8.55%	5.80%	8.52%
coût moyen/cas (2)	24.35%	6784.32%	124.96%	45.89%	0.78%	32.32%	-9.94%	86.28%
nombre de cas/bénéficiaire (3)	69.38%	-6952.38%	-31.62%	49.02%	83.38%	59.13%	104.14%	5.20%
Dépenses (1)+(2)+(3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Prestation=118-prestations individuelles à tarif majoré, tous régimes et bénéficiaires confondus : contribution relative

facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002
Nombre de bénéficiaires (1)	5.63%	107.39%	7.15%	5.73%	6.72%	15.43%	8.26%	8.60%
coût moyen/cas (2)	30.00%	2738.03%	134.52%	44.44%	59.13%	-0.15%	17.78%	97.54%
nombre de cas/bénéficiaire (3)	64.37%	-2745.42%	-41.67%	49.84%	34.15%	84.72%	73.97%	-6.14%
Dépenses (1)+(2)+(3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Prestation=119 –déplacements au domicile du patient : contribution relative

facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002
Nombre de bénéficiaires (1)	5.49%	-72.69%	7.78%	6.96%	12.26%	18.55%	11.30%	10.71%
coût moyen/cas (2)	45.21%	-263.52%	48.42%	86.40%	87.91%	83.00%	35.69%	68.68%
nombre de cas/bénéficiaire (3)	49.30%	436.21%	43.80%	6.64%	-0.17%	-1.55%	53.01%	20.61%
Dépenses (1)+(2)+(3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

Au 1/07/1997, l'intervention majorée est étendue à de nouvelles catégories.

La croissance des dépenses s'observe principalement en 1998 : +11.45 % dans le régime des travailleurs salariés. La croissance de 58.65 % dans le régime des indépendants n'est pas uniquement imputable à cette mesure car une autre intervient le 01/01/1998 en faveur des seules indépendants (voir ci-après).

Par ailleurs, comme le nombre de cas moyen augmente artificiellement très fortement en 1997 en raison du changement de nomenclature, l'impact immédiat de cette mesure ne peut être apprécié correctement.

Au 1/01/1998, la qualité de handicapé est plus facile à obtenir.

Le nombre d'indépendants pouvant prétendre à une intervention de l'assurance obligatoire pour les soins infirmiers augmente donc fortement. Aussi la croissance des dépenses dans le régime des indépendants est en 1998 (+54.66 %) et 1999 (+32.99 %) très forte. L'augmentation des bénéficiaires est responsable de plus de 85 % de la progression des dépenses dans le régime des indépendants.

L'impact de ces deux mesures est visible aussi bien au niveau des actes de la nomenclature (C116, C118 et C119) que de l'évolution des dépenses en maisons médicales (C120) où la croissance est plus marquée si l'on examine celles des seuls bénéficiaires de l'intervention majorée. La croissance des dépenses liée à l'évolution de la population de bénéficiaires est faible sauf en 1997, 1998 et 1999.

prestation=120-forfait soins infirmiers dans les centres de santé

remboursement :	régime :	facteur :	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002
intervention majorée	régime des salariés	Nombre de bénéficiaires (1)	-1.47%	13.39%	3.77%	8.92%	1.10%	0.76%	-1.50%	24.96%
		coût moyen/cas (2)	21.46%	30.38%	54.21%	14.74%	12.61%	30.22%	21.55%	185.17%
		nombre de cas/bénéficiaire (3)	14.80%	-5.02%	-47.54%	-4.44%	3.18%	-2.96%	15.76%	-26.22%
		Dépenses (1)+(2)+(3)	34.79%	38.75%	10.43%	19.23%	16.89%	28.01%	35.81%	183.92%
	régime des indépen-dants	Nombre de bénéficiaires (1)	-0.80%	2.44%	-2.79	-0.12%	-1.01%	0.18%	-1.81%	-3.91%
		coût moyen/cas (2)	-7.21%	6.80%	-11.53%	31.40%	35.54%	40.00%	27.58%	122.58%
		nombre de cas/bénéficiaire (3)	50.40%	4.42%	6.65%	8.63%	6.36%	2.26%	7.09%	85.81%
		Dépenses (1)+(2)+(3)	42.40%	13.67%	-7.67%	39.91%	40.89%	42.44%	32.86%	204.49%
Intervention majorée et assurés ordinaires	les 2 régimes ensembles	Nombre de bénéficiaires (1)	0.61%	0.74%	0.76%	0.49%	0.53%	0.48%	0.42%	4.03%
		coût moyen/cas (2)	12.56%	19.55%	14.00%	13.39%	8.99%	26.96%	17.26%	112.71%
		nombre de cas/bénéficiaire (3)	21.75%	14.05%	-4.97%	5.26%	8.01%	1.24%	10.29%	55.63%
		Dépenses (1)+(2)+(3)	34.92%	34.33%	9.79%	19.14%	17.53%	28.68%	27.97%	172.37%

3.1.3. Indexation, majoration et réduction d'honoraires

Depuis 1999, l'augmentation du coût moyen explique de 47.52 % à 94.20 % de la croissance des dépenses.

En 1996 et 1999, la hausse du coût moyen observée semble être la traduction pure et simple des indexations. Par contre, depuis 2000, la hausse est supérieure aux majorations tarifaires générales et aux indexations. L'explication se trouve vraisemblablement dans le poids de plus en plus grands des forfaits liés à la dépendance dans les dépenses. La croissance de ces actes, l'instauration des forfaits palliatifs (lesquels prennent leur essor en 2002 et constituent en définitive une majoration des honoraires pour ces patients) ainsi que la revalorisation du forfait C en juillet 1998 (+8 %) et juillet 1999 (+6.6 %), pèse lourdement dans la croissance du coût moyen. Comme le montre le tableau 1C, le forfait C compte pour plus de 13 % des dépenses et l'ensemble des forfaits liés à la dépendance rendent compte de près de 62 % des dépenses en 2002 pour à peine 19 % des actes facturés. Les forfaits palliatifs progressent et atteignent déjà, en 2002, 2.76 % des dépenses.

La réduction des honoraires qui a prévalu du 01/01/1997 au 30/04/1997 semble avoir un impact très limité globalement puisque le coût moyen participe à l'évolution des dépenses dans la même proportion que l'augmentation des cas. L'introduction d'un forfait C a probablement contrebalancé cette mesure. On observe, en effet, pour les bénéficiaires de l'intervention majorée une diminution du coût moyen moins forte. Le nombre de cas moyen y progresse également moins fort car le poids de la facturation liée à la dépendance y est plus important. Ce groupe subit donc moins l'effet de la multiplication des codes nomenclature (exposé au point 3.1.1).

3.1.4. Financement des maisons médicales (code comptable : 120)

Tout changement introduit dans le financement des prestations individuelles[1] ainsi que le financement des déplacements se répercute dans les forfaits trimestriels des maisons médicales. Des adaptations de forfaits se produisent chaque trimestre sur base des estimations budgétaires de l'impact des mesures introduites et des caractéristiques des maisons. Depuis quelques années, ces mesures sont incorporées dans les forfaits avec un décalage d'un trimestre par rapport à l'entrée en vigueur de la mesure. En effet, le principe de financement des maisons médicales est de leur attribuer des moyens financiers équivalent à ce que consomme en soins infirmiers à domicile en moyenne chaque catégorie de bénéficiaires (assurés ordinaires et assurés préférentiels, TIP et VIPO). L'évolution des forfaits suit donc celle du coût annuel moyen par catégorie de bénéficiaires. Cependant des majorations spécifiques sont intervenues pour un total de 31 % (voir tableau récapitulatif des mesures – annexe C1.B). Cette majoration de 31 % est applicable sur toute la période étudiée.

Toutes les mesures décidées par la commission de convention ou le gouvernement pour le secteur des soins infirmiers à domicile s'applique aux maisons médicales. Pourtant la part de budget qui leur est dédié n'est pas spécifiquement soumise aux contraintes de croissance du secteur. Vu sa part relative modeste dans les dépenses (1.1 % en 2002), la croissance de ce secteur n'est pas limitée. Elle est assumée de fait par l'ensemble du secteur infirmier qui ne peut prendre des mesures de correction que pour les actes relevant de la nomenclature infirmière (art 8).

La croissance des dépenses de ce code comptable a deux explications principales :

[1] Indexation, majoration et réduction des honoraires, majoration des tickets modérateurs même si cela ne s'applique pas aux maisons médicales et modifications de nomenclature.

- Le nombre de cas moyen qui explique en moyenne 65 % des dépenses. (voir tableau ci-dessous). Ce secteur connaît une croissance importante du nombre de cas (112.71 % de 1995 à 2001). Cette croissance permanente mais non constante d'année en année est due à l'ouverture de nouvelles conventions pour le financement au forfait, conventions en nombre très variable d'année en année. Le nombre de cas indique ici le nombre d'abonnés trimestriels. La définition des cas n'a pas changé au cours de la période étudiée. L'analyse de la contribution relative menée sur l'ensemble de la période a donc un sens.
- L'augmentation du coût moyen rend compte en moyenne de 32.27 % de la croissance des dépenses. La croissance du coût moyen suit l'évolution des dépenses moyennes par bénéficiaire pour les soins de l'art 8 de la nomenclature (code C116, C118 et C119) majoré de 31 %. Toutes les mesures en nomenclature qui ont des répercussions sur le coût moyen ou sur la consommation moyenne d'un assuré hors maisons médicales l'ont par voie de conséquence sur le coût moyen des maisons médicales le trimestre suivant.

prestation=120-forfait soins infirmiers dans les centres de santé

Tous bénéficiaires confondus et régimes confondus

facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002
Nombre de bénéficiaires (1)	1.75%	2.14%	7.76%	2.57%	3.03%	1.67%	1.49%	2.34%
coût moyen/cas (2)	35.96%	56.94%	142.97%	69.97%	51.29%	94.01%	61.70%	65.39%
nombre de cas/bénéficiaire (3)	62.29%	40.92%	-50.73%	27.46%	45.68%	4.31%	36.81%	32.27%
Dépenses (1)+(2)+(3)	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

3.2. GLOBALE EVOLUTIE VAN DE ZIEKENHUISFINANCIERING 1995-2002

3.2.1. Afbakening onderzoek

De analyses en bevindingen in dit deel van het rapport zijn beperkt tot de zogenaamde "Codes C" die begrepen zijn tussen C700 en C799 (met uitzondering van C750-753-754-755-756-756, codes die betrekking hebben op verzorgingsinstellingen buiten ziekenhuizen en in punt 3.1 behandeld werden).

De cijfergegevens die aangewend worden bij deze analyse gaan terug op dezelfde gegevensbron als de cijfers die gebruikt werden voor de evaluatie van de budgettaire evolutie in de voorgaande delen van dit rapport: budgettaire uitgaven per prestatiejaar volgens C-codes voor de periode 1995-2002.

3.2.2. Institutionele factoren

Als bijlage is een tabel toegevoegd waarin de belangrijkste wijzigingen weergegeven zijn met betrekking tot de opmaak van de documenten C en N voor de periode 1995-2002 (bijlage C7A1). Het betreft hier wijzigingen zoals die terug te vinden zijn in de omzendbrieven van het RIZIV aan de VIs (verzekeringsinstellingen). Deze tabel vat niet op exhaustieve wijze alle beleidsmaatregelen weer die een budgettaire impact hadden. Zo zijn bijvoorbeeld indexmaatregelen die betrekking hebben op de code 718 "honoraria voor intra-ziekenhuis toezicht" niet opgenomen in de tabel. Het betreft hier met name uitsluitend maatregelen die wijzigingen in C- en/of N-Codes tot gevolg hadden. Budgettaire schommelingen binnen bestaande Codenummers vallen bijgevolg hierbuiten.

Bij de bestudeerde C-Codes maken de codes met betrekking tot de zogenaamde "verpleegdagprijs" het overgrote deel uit van het totale budget (zie ook deel 3). Deze financiële stroom, tegenwoordig "budget van de financiële middelen" geheten, wordt jaarlijks vastgelegd door de overheid (5). Een overzicht van de vastlegging van deze globale kosten wordt weergegeven in de tabel 1, waar de jaarlijkse percentuele verhoging van dit budget vanaf 1997 te vinden valt. In tabel 2 krijgt de lezer een indruk van de veelheid aan wetgevende maatregelen die de omvang van dit budget en van uitgavenposten buiten de verpleegdagprijs bepaalden. Een uitvoerige bespreking van de diverse wetgevende initiatieven terzake (erkenningsnormen, subsidies,…) vindt de lezer in "De Wet op de Ziekenhuizen", Ceuterick en Duvillier, 2002. Een meer beknopte weergave valt te raadplegen in "De Belgische Ziekenhuisfinanciering Ontcijferd", Sermeus, 2003, blz. 197-200.

Tabel 1: jaarlijkse vastlegging van de financiële middelen

Dienstjaar	Algemene Ziekenhuizen	Psychiatrische Ziekenhuizen	Totaal Ziekenhuizen	Referentie
1997	3.054.558.886	537.086.111	3.591.644.997€	KB (8/08/1997) Wijziging KB van 23/12/1996
1998	2,66%	2,48%	2,64%	KB (12/12/1997)
1999	8,22%	10,40%	8,55%	KB (15/06/1998)
2000	2,53%	3,33%	2,65%	KB (15/12/2000)
2001	4,90%	3,65%	4,71%	KB (21/12/2001)
2002	9,49%	4,19%	8,68%	KB (26/6/2002)
2003	10,10%	2,19%	8,95%	KB (11/12/2002)
2004	5,19%	3,13%	4,91%	KB (16/02/2004)

Bron: FOD Justitie (Belgisch Staatsblad, Geconsolideerde Wetgeving)

Tabel 2: aantal wettelijke referenties bij onderzochte C-Codes

Kostenpost	Referentie	Begin	Einde	Uitvoeringsbesluiten
Verpleegdagprijs	MB 02/08/1986	1/01/1986	1/07/2002	65
	KB 25/04/2002	1/07/2002		14
Opname ziekenhuis in het buitenland	MB 05/06/1990	01-04-1990		10
Opname militair hospitaal	MB 04/02/1999	01-03-1999		1
	MB 02/07/1990	01-07-1990		3
Dagziekenhuis, hemodialyse, gipskamer, vroedvrouwen	Overeenkomst 24/01/1996	jan/96		
	KB 25/04/2002	1/07/2002		14
Revalidatie en Herscholing	Overeenkomsten RIZIV			

Bron: FOD Justitie (Belgisch Staatsblad, Geconsolideerde Wetgeving)

3.2.3. Budgettaire evolutie naar belangrijkste componenten

Om de indeling van budgettaire gegevens naar Codes C interpreteerbaar te maken in een ruimer kader, dienen deze geaggregeerd te worden tot grotere gehelen. Het lijkt evident hierbij de globale indeling naar budgettaire rubrieken te hanteren die het RIZIV aanwendt bij de presentatie van de uitgaven voor geneeskundige verzorging. Gezien de herziening van de ziekenhuisfinanciering in de 2002 en impact op de opmaak van beschikbare gegevensbronnen, hebben de onderzoekers de bestaande indeling van C-Codes in budgettaire rubrieken van vóór 2002 (3) geïntegreerd met de nieuwe budgettaire codes vanaf 2002 (4) waarbij de zogenaamde "verpleegdagprijs" opgedeeld werd in zijn belangrijkste componenten. Het resultaat van deze indeling vindt u weergegeven als bijlage C7A2. "Finale Aggregatie" duidt hierbij de indeling van C-Codes naar budgettaire rubrieken aan die een homogene opvolging van de budgettaire evolutie over de periode 1995-2002 zo goed mogelijk moet toelaten. Hierbij valt op dat het subaggregaat "VPDP", verpleegdagprijs, een hoog aantal C-Codes omvat.

Na toepassing van deze indeling op de betrokken C-Codes, blijken de volgende budgettaire rubrieken de hoofdmoot in te nemen van het totale budget voor de beschouwde C-codes (zie tabel 3). Het valt op dat de rubriek "verpleegdagprijs" het overgrote deel van de onderzochte uitgaven beslaat. De impact van institutionele maatregelen blijkt ook meteen uit de rubriek "bronkuren" waarvoor de terugbetaling na 1995 stopgezet werd (zie ook bijlage 1).

Tabel 3: belang van budgettaire posten (% per prestatiejaar)

Labels Heraggregatie C-Codes	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Verpleegdagprijs	89,14%	89,17%	88,57%	87,54%	87,21%	87,35%	86,86%	87,42%
Wachtdienst en toezicht	4,95%	4,93%	4,91%	5,18%	5,16%	5,18%	5,55%	5,45%
Dialyse	3,44%	3,15%	3,23%	3,35%	3,37%	3,35%	3,45%	3,73%
Forf. Dagprijzen in ziekenhuizen	3,03%	3,35%	3,68%	4,36%	4,50%	4,33%	4,38%	3,65%
Militair Hospitaal en Brandwonden	0,24%	0,31%	0,35%	0,36%	0,32%	0,30%	0,29%	0,21%
Revalidatie en Herscholing	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%
Bronkuren	0,05%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
Regularisatie en herfacturatie	-0,86%	-0,92%	-0,74%	-0,81%	-0,58%	-0,51%	-0,54%	-0,47%
Totaalbudget (10^3€)	2.893	3.050	2.980	3.067	3.281	3.428	3.540	3.741

De rubriek "verpleegdagprijs" kan dan vervolgens ingedeeld worden naar haar belangrijkste componenten. Hierbij treden 4 deelposten naar voren die samen meer dan 99% beslaan van de totale uitgaven voor de verpleegdagprijs in 2002 (zie tabellen 4 en 5).

Tabel 4: belang van budgettaire deelposten VPDP (% per prestatiejaar)

Onderdelen VPDP (Agg)	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Acute Ziekenhuizen: Chirurgie	2.095.678.483	2.117.863.220	2.042.461.898	2.065.975.521	2.147.461.112	2.230.018.210	2.286.308.881	2.534.325.734
Psychiatrie	317.225.204	352.067.337	348.238.039	360.135.326	426.089.884	462.339.207	463.341.415	443.947.110
Palliatieve Diensten	57.239.399	133.383.962	136.495.064	148.240.308	172.339.867	179.790.178	202.297.088	224.133.691
Bevallingen	108.094.563	115.563.241	111.282.397	109.791.079	115.096.722	120.875.713	122.077.902	61.540.778
Centra voor brandwonden	0	0	0	0	0	0	0	3.724.292
Gezinsverpleging	0	0	0	0	0	0	0	1.744.407
Ziekenhuisverpleging in het buitenland	876.071	1.023.360	955.586	936.310	818.743	1.014.578	1.063.613	1.065.053
Verblijf collectieve vakantiekampen	0	0	0	0	0	0	0	43.515
Patient niet in regel met verzekerbaarheid	0	0	0	0	0	0	0	10.261
Verblijf in dienst "n"	0	0	0	0	0	896	0	31
SUM	2.579.113.721	2.719.901.119	2.639.432.984	2.685.078.543	2.861.806.329	2.994.038.782	3.075.088.898	3.270.534.871

Het valt op dat de 5 kleinste deelposten van de rubriek "verpleegdagprijs" vóór 2002 geen uitgaven lieten optekenen. Deze kleinere uitgavenposten vallen samen met de C-Codes 769, 790, 791, 792 die ingevoerd werden naar aanleiding van de nieuwe ziekenhuisfinanciering in 2002 (4).

Tabel 5: 4 belangrijkste deelposten van VPDP (%, afgerond naar dichtst bijzijnde integer, Uitgaven VPDP = 100%)

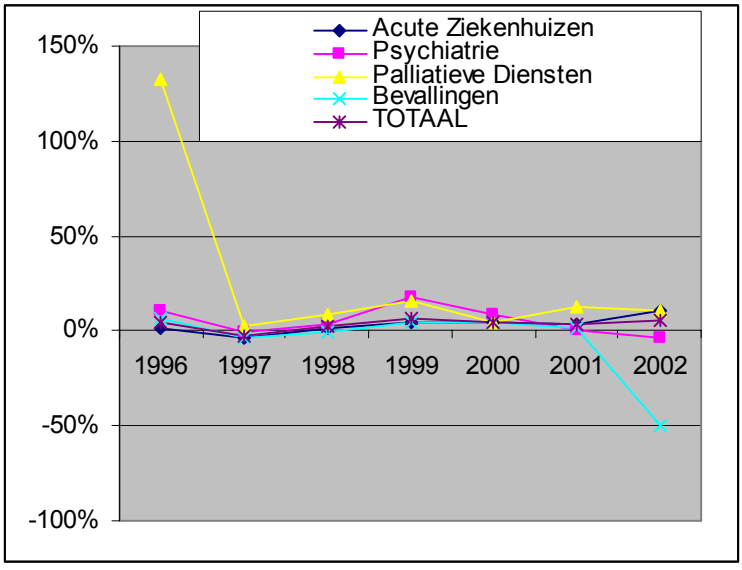
Onderdelen VPDP (Agg)	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Acute Ziekenhuizen: Chirurgie	81%	78%	77%	77%	75%	74%	74%	77%
Psychiatrie	12%	13%	13%	13%	15%	15%	15%	14%
Palliatieve Diensten	2%	5%	5%	6%	6%	6%	7%	7%
Bevallingen	4%	4%	4%	4%	4%	4%	4%	2%

De jaarlijkse groeivoeten voor de 4 belangrijkste deelposten van het budget voor "verpleegdagprijs", zoals in tabel 6 bepaald voor 2002, worden in de onderstaande tabel weergegeven.

Tabel 6: jaarlijkse groeivoeten voor de belangrijkste deelposten van de VPDP (%)

Onderdelen VPDP (Agg)	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Acute Ziekenhuizen: Chirurgie	1%	-4%	1%	4%	4%	3%	11%
Psychiatrie	11%	-1%	3%	18%	9%	0%	-4%
Palliatieve Diensten	133%	2%	9%	16%	4%	13%	11%
Bevallingen	7%	-4%	-1%	5%	5%	1%	-50%
TOTAAL	5%	-3%	2%	7%	5%	3%	6%

Figuur 1: jaarlijkse groeivoeten voor de belangrijkste deelposten van de VPDP (%)



In figuur 1 wordt de opdeling van de uitgaven voor de budgettaire post "verpleegdagprijs" (87,42% van de totale onderzochte uitgaven in 2002) gemaakt voor de 4 belangrijkste deelposten van de rubriek VPDP (samen meer 99,7% van de uitgaven voor VPDP in 2002). De opdeling betreft de jaarlijkse percentuele groeivoeten (zie ook tabel 6).

De evolutie van de groeivoeten volgt doorgaans de evolutie van de globale uitgaven voor deze 4 deelposten. Twee duidelijke uitzonderingen blijken uit de grafiek: de groeivoeten voor Palliatieve Diensten en Bevallingen in respectievelijk 1996 en 2002.

Wat de evolutie van de uitgaven voor de Dienst Palliatieve Zorgen betreft, is de situatie niet geheel duidelijk. Een analyse van de voornaamste institutionele maatregelen terzake leert dat de wetgever in 1997 een reeks K.B.s uitgevaardigd heeft met betrekking tot deze diensten (1). Gezien deze maatregelen in 1997 vallen, blijft de vraag of de uitzonderlijke toename van de betrokken uitgaven tussen 1995 en 1996 evenzeer aan wetgevende factoren te wijten is. Aangezien cijfermateriaal voor de periode vóór 1995 ontbreekt in deze analyse is het moeilijk te beoordelen of de wettelijke maatregelen in 1997 tot doel hadden een plotse dan wel trendmatige (of cyclische) budgettaire evolutie te sturen.

Tabel 7: wettelijke maatregelen met betrekking tot de diensten voor palliatieve zorgen

Koninklijke Besluiten mbt de Diensten Palliatieve Zorgen in het jaar 1997			
Dienst	**Onderwerp**	**Publicatiedatum Belgische Staatsblad**	**Datum dat wetgeving in werking trad**
Palliatieve Zorgen (functie)	Erkenningsnormen	B.S. 31-7-1997	31/07/1997
Palliatieve Zorgen (functie)	Toepasselijke Wetgeving	B.S. 31-7-1997	31/07/1997
Palliatieve Zorgen (samenwerkingsverband)	Erkenningsnormen	B.S 15-7-1997	15/07/1997
Palliatieve Zorgen (samenwerkingsverband)	Subsidie	B.S 15-7-1998	15/07/1997
Palliatieve Zorgen (samenwerkingsverband)	Toepasselijke Wetgeving	B.S 15-7-1999	15/07/1997

De geobserveerde terugval in de uitgaven voor zwangerschappen in 2002 is te verklaren door de invoering van de nieuwe ziekenhuisfinanciering op 01/07/2002. De financiering van de betrokken uitgaven werd sindsdien geboekt onder een nieuwe C-Code. De hoogte van de afname (ongeveer 50%) strookt met het tijdstip waarop deze maatregel van kracht werd: halverwege het lopende jaar.

3.2.4. Impact van de nieuwe ziekenhuisfinanciering

De nieuwe financiering van 2002 is vastgelegd in het KB van 25 april 2002 betreffende "de vaststelling en de vereffening van het budget van financiële middelen van de ziekenhuizen". Deze bouwt duidelijk verder op de fundamenten van 1986 en legt bovendien nieuwe accenten. Een eerste element is de nadruk op verantwoorde activiteiten. […] Het tweede accent is dat structurele kenmerken als bedden en diensten meer en meer plaats maken voor procesmatige kenmerken als pathologie en zorg (Sermeus, 2003, blz. 18).

Zoals uit het voorgaande deel uitvoerig bleek, had de invoering van de nieuwe ziekenhuisfinanciering in 2002 een ingrijpende invloed op de opmaak van budgettaire gegevens. De financiering impliceerde de schrapping en introductie van N-Codes zowel als C-Codes. De analyses in hoofdstuk II zijn gebaseerd op de zogenaamde "C-codes". De evaluatie van de budgettaire evolutie voor de ziekenhuissector werd derhalve sterk bemoeilijkt door de nieuwe ziekenhuisfinanciering.

Uit de onderstaande tabel blijkt duidelijk hoezeer 2002 een breukjaar vormt in de gegevens voor de betrokken C-Code. Zoals eerder aangehaald, kenden de uitgaven voor bevallingen een terugval met zowat 50% tussen 2001 en 2002. Ook het aantal gerapporteerde gevallen voor de uitgavenpost volde een gelijkaardige evolutie. De drie overige belangrijke uitgavenposten van de verpleegdagprijs evenals de uitgavenpost "Forfaitaire Dagprijzen" zijn opgenomen in tabel 8. Het is duidelijk dat de vermelde aantallen voor dagen en gevallen, de elementaire hoeveelheidindicatoren in de analyse, tussen het jaar 2001 en 2002 aanzienlijk variëren. De invoering van nieuwe C-Codes halverwege 2002 zorgt daarenboven voor een stelsel van "communicerende vaten" binnen de vermelde deelrubrieken, waarbij een deel van het aantal dagen en aantallen van de ene bestaande C-Code onder (een) nieuwe C-Code(s) geboekt worden. De impact op de opmaak van de C-Codes op wat langere termijn werd niet nagegaan in deze analyse aangezien de gegevens beperkt waren tot en met het breukjaar 2002.

Tabel 8: invloed van de nieuwe ziekenhuisfinanciering op geregistreerde C-Codes

(Deel)rubriek	C-CODE	DAGEN		GEVALLEN	
		2001	2002	2001	2002
Forfaitaire Dagprijzen in ziekenhuizen	709	1.206.614	1.239.519	1.206.614	1.239.519
	716	322.972	221.048	322.972	221.048
	717	41	25	41	25
Acute Ziekenhuizen: Chirurgie	700	8.745.938	4.414.803	1.009.484	512.001
	704	2.830.009	1.459.504	311.426	160.529
	710	1.776.177	900.907	213.408	109.599
	761	0	5	0	793.310
	762	0	6.660.326	0	619.100
	763	0	1.205	0	152.354
	764	0	177.741	0	110.886
	770	0	0	0	0
	771	0	0	0	0
	772	0	0	0	0
	773	0	0	0	0
Psychiatrie	707	0	0	0	0
	714	4.584.500	2.325.435	4.584.500	2.325.435
	767	0	2.088.092	0	2.088.092
	778	0	0	0	0
	779	0	0	0	0
	780	0	0	0	0
	781	0	0	0	0
Diensten voor Palliatieve Zorgen	715	1.588.635	878.799	1.588.635	878.799
	765	0	0	0	0
	766	0	758.188	0	758.188
	768	0	50.336	0	50.336
	774	0	0	0	0
	775	0	0	0	0
	776	0	0	0	0
	777	0	0	0	0
	782	0	0	0	0
	783	0	0	0	0

De notie van de budgettaire deelrubrieken als geheel van oude en nieuwe C-Codes die als communicerende vaten functioneren in het jaar 2002, wordt bevestigd in tabel 9. De optelling van het aantal dagen en gevallen per budgettaire deelrubriek leidt duidelijk tot een afname van de geobserveerde schommelingen op het niveau van de C-Codes. Enkel het aantal gevallen voor chirurgie in acute ziekenhuizen vormt hier een uitzondering op. Niettemin vormt deze tabel een duidelijke indicatie dat om een voldoende gedetailleerde analyse te maken van de Verpleegdagprijs/Financiële middelen, waarbij zowel de periode vóór als na het breukjaar 2002 in aanmerking genomen worden, een doordachte indeling van het globale budget naar componenten die C-Codes groeperen, gehanteerd moet worden.

Tabel 9: invloed van de nieuwe ziekenhuisfinanciering op geregistreerde C-Codes

Deelrubriek	DAGEN		GEVALLEN	
	2001	2002	2001	2002
Forf. Dagprijzen in ziekenhuizen	1.529.627	1.460.592	1.529.627	1.460.592
Acute Ziekenhuizen: chirurgie	13.352.124	13.614.491	1.534.318	2.457.779
Psychiatrie	4.584.500	4.413.527	4.584.500	4.413.527
Diensten voor palliatieve zorgen	1.588.635	1.687.323	1.588.635	1.687.323

3.2.5. Conclusies

Uit de voorgaande bespreking kunnen enkele belangrijke bevindingen gemaakt worden. Deze betreffen in grote mate de wijze waarop bestaande gegevens aangewend dienen te worden om de budgettaire dynamiek op een voldoende gedetailleerd niveau te kunnen beoordelen.

Institutionele maatregelen zijn talrijk en hebben een sturende invloed op de uitgaven voor de "verpleegdagprijs". Deze maatregelen betreffen (kwalitatieve) elementen als erkenningsnormen en dienen in de context van het individuele ziekenhuis gezien (gekwanitificeerd) te worden. Verder onderzoek om de samenhang tussen het wettelijk en budgettair kader te kwantificeren, is dan ook gewenst.

Voor de bestudeerde C-Codes bleken de Codes die behoren tot de zogenaamde "verpleegdagprijs" het overgrote deel van de budgettaire uitgaven te betreffen. Om de globale uitgaven voor de "verpleegdagprijs" gespecifieerd te kunnen evalueren, dient een indeling gemaakt te worden van betrokken C-Codes in betekenisvolle deelrubrieken. Uit de analyse bleek dat 4 deelrubrieken in grote mate de algemene budgettaire evolutie van de verpleegdagprijs sturen.

De analyse van de budgettaire evolutie voor de verpleegdagprijs wordt bemoeilijkt in de betrokken periode door de invoering van een nieuwe ziekenhuisfinanciering in 2002. Om de analyse uit te breiden tot en met het breukjaar 2002 hebben de onderzoekers gebruik gemaakt van een aggregatietabel waarbij bestaande en nieuwe C-Codes "vervlochten" worden voor deelrubrieken van de verpleegdagprijs. Verder onderzoek naar de impact die de nieuwe ziekenhuisfinanciering gehad heeft in de periode na 2002 dient uitgevoerd te worden indien toekomstige evaluaties van de ziekenhuisfinanciering op intermediair gegevensniveau zowel de periode vóór als na 2002 in aanmerking dienen te nemen.

3.2.6. Referenties

1) Belgisch Staatsblad / Moniteur belge: Geconsolideerde Wetgeving die on-line consulteerbaar is.

2) Ceuterick G., Duvillier G., De Wet op de Ziekenhuizen, 2002, UGA, blz. 200-201, 227-230

3) INAMI, Circulaire OA, 2002/47

4) RIZIV, Omzendbrief VI, 2004/26

5) Sermeus W., De Belgische Ziekenhuisfinanciering ontcijferd, 2003, ACCO

3.3. LES SOINS EN INSTITUTIONS (RUBRIQUE C7), CODES COMPTABLES : 750, 753, 755, 756, 757

3.3.1. Maisons de repos pour personnes âgées (MRPA), code comptable : 757

Financement des MRPA par enveloppe

En 1997, à la suite de dépassements de budget récurrents, des enveloppes budgétaires provisoires sont attribuées par établissement. Ce budget est calculé, sur base du nombre moyen de résidents par catégorie de dépendance et du nombre jours civils dans la période, pour 3 trimestres (par exemple le dernier de 1997 et les 2 premiers trimestres de 1998). Lorsque les dépenses réelles pour cette période sont connues, elles sont comparées au budget provisoire et au taux de croissance maximal autorisé, lequel est déterminé chaque année par Arrêté Royal. Si les dépenses réelles dépassent le budget provisoire d'un pourcentage supérieur à celui autorisé, les forfaits du 3ème trimestre sont diminués d'un % P de manière à récupérer en un trimestre les dépenses non autorisées (ce % P équivaut à 4 fois le % de dépassement non autorisé). La mesure est inscrite dans un Arrêté royal renouvelé chaque année. Elle fut une première fois appliquée en 1997 en vertu de l'AR du 08/08/1997.

Cette mesure a permis entre 1997 et 2001 de récupérer auprès des institutions de l'ordre 1.5 % de l'objectif budgétaire.

Effet de l'application des enveloppes par institution					
	taux de croissance autorisé	nombre d'institutions touches par la mesure	montant de la récupération €	récupération en % du budget	objectif budgétaire MRPA converti en €
1997	1.79%	438	4.950.434	1,73%	285.603.088
1998	3,20%	*	5.639.578	1,58%	356.773.319
1999	3,30%	372	5.198.327	1,21%	427.884.055
2000	2,50%	492	5.980.641	1,72%	347.826.841
2001	2,50%	455	7.113.468	1,95%	364.272.098
2002	2%	*	*	*	417.372.346

* : importance de la récupération non communiqué par l'administration

Récupération des dépassements du budget global du secteur des MRPA

Si le budget global du secteur est dépassé, les forfaits de tous les établissements sont diminués d'un pourcentage R au cours du 3ème trimestre. R équivaut à 4 fois le % de dépassement observé de manière à le récupérer intégralement. Cette mesure a été appliquée en 2001.

Ce pourcentage est ramené à 0 si les dépenses comptabilisées au premier trimestre pour les secteurs des MRPA, MRS et centre de soins de jours ne présente pas un risque de dépassement significatif (selon la définition qui en est donnée par l'arrêté royal du 5 octobre 1999 qui définit ce qu'il y a lieu d'entendre comme dépassement significatif de l'objectif budgétaire).

Elargissement de la population bénéficiaire

Au 1/01/1998, la qualité de handicapé est plus facile à obtenir. Le nombre d'indépendants pouvant prétendre à une intervention de l'assurance obligatoire en MRPA augmente : le coût de cette extension est estimé à 200 millions BEF en 1999. Elle se présente ci-dessous par l'augmentation des cas et l'augmentation de coût moyen (explicable par un transfert de ces nouveaux bénéficiaires de dépendance B et C d'un lit MRS vers un lit MRPA)

prestation=753-MRPA - établissement agréé, cat dep O A B B* C C+, établissements Régime des indépendants

facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002	De 1995 à 2002
Nombre de bénéficiaires (1)	-0.46%	0.40%	-1.67%	-1.11%	-0.81%	-1.08%	-1.18%	-5.91%
coût moyen/cas (2)	5.03%	3.74%	67.25%	29.52%	6.03%	13.26%	-1.49%	123.34%
nombre de cas/bénéficiaire (3)	11.27%	-0.85%	12.09%	12.51%	-4.18%	11.39%	7.06%	49.30%
Dépenses (1)+(2)+(3)	15.84%	3.29%	77.67%	40.92%	1.04%	23.57%	4.40%	166.72%

3.3.2. Maisons de repos pour personnes âgées (code comptable : 753) et Maisons de repos et de soins (code comptable : 750) : analyse au niveau des pseudo-codes

L'évaluation des mesures sélectives sur les forfaits nécessite l'examen des dépenses au niveau des pseudo-codes. Elle reste néanmoins malaisée car différentes mesures aux conséquences contradictoires sont intervenues simultanément au cours de la période : reconversion des lits MRPA en lits MRS, renforcement puis assouplissement des exigences permettant de facturer les forfaits les plus élevés, davantage de contrôle des évaluations de la dépendance (contrôle ciblés et systématiques), modification de l'évaluation de la dépendance.

Alourdissement des bénéficiaires ?

La majoration de la dépendance des résidents modifie la répartition des cas facturés entre les différents types de forfaits et influe dès lors sur le coût moyen. Ce phénomène ne peut s'observer au niveau des données comptables mais bien via les pseudo-codes nomenclature.

Evolution du nombre de jours (forfaits) par année comptable et catégorie de forfaits

Répartition par catégories tous lits confondus: MRPA et MRS									
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
cat O	24%	23%	22%	23%	22%	21%	21%	20%	19%
cat A	19%	19%	20%	19%	17%	17%	16%	16%	16%
cat B, B*	21%	21%	21%	21%	22%	22%	22%	22%	22%

cat C, C+ et Cd	35%	36%	37%	37%	39%	40%	41%	42%	43%
Établissement. non agréés	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
total	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

La proportion de jours pour des patients non dépendants (catégorie O) diminue tandis que celle des plus dépendants (catégorie C[2]) augmente. Par contre, pour les catégories A et B la tendance n'est pas aussi manifeste.

Que peut-on inférer de cette évolution des forfaits facturés quant à l'évolution de la dépendance ? Peu de certitude en raison des changements dans l'attribution des catégories de forfaits, des divergences de définition entre MRS et MRPA, des nombreux changements ayant affecté des règles de financement qui, en définitive convertissent[3] un niveau de dépendance en un pseudo-code facturable. D'autre part, les contrôles de dépendance réalisés aléatoirement en 2004 par les collèges locaux dans le cadre du mécanisme de sanction pour utilisation abusive de l'échelle de Katz démontrent des discordances importantes entre évaluateurs, notamment pour les deux catégories intermédiaires A et B (une discordance dans 1 cas sur 2). De telles discordances souligne la faible fiabilité de l'outil d'évaluation et laisse entrevoir les difficultés de maîtrise des dépenses.

Modification de l'évaluation de la dépendance : une mesure aux conséquences imprévisibles ?

La définition de la dépendance de catégorie B a divergé de 1997 à 2003 entre les MRS et les MRPA : le classement en B ou A était un arbitrage aux lourdes conséquences financières pour l'institution (occupation d'un lit MRPA ou non, normes à respecter) et/ou le résident (intervention ou non de la mutualité). Cette différence entre dépendance en MRPA et MRS motivée par la recherche d'économie sera supprimée à partir du 01/04/2003 car elle n'a pas donné les économies escomptées, bien au contraire (gain de la suppression de cette disposition, estimé en 2001 : 15,46 millions €).

[2] Depuis 1994, un forfait Cd pour les personnes âgées désorientées dans le temps et l'espace et classé sur le plan physique en catégorie C est prévu en MRS. 0.5 ETP membre de personnel supplémentaire sont exigés par bénéficiaire. Les MRPA peuvent prétendre à un forfait majoré (appelé forfait C+) si 40% des résidents (sans tenir compte) et au moins 25 personnes relèvent de catégories B ou C (en tenant compte de lits MRS).

[3] Conversion car, par exemple, pour un patient de niveau C , telle insitution ne peut facturer qu'un forfait niveau A lorsqu'elle ne respecte pas les normes.

Evolution du nombre de jours (forfaits) par année comptable et catégorie de forfaits

	Evolution du nombre de jours (forfaits) par année comptable et catégorie de forfaits								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
MRPA									
cat O	8.322.041	8.011.622	7.912.102	8.216.450	8.126.296	8.210.695	7.945.166	7.805.641	7.619.040
cat A	6.709.553	6.804.624	6.962.220	6.853.365	6.434.430	6.488.180	6.237.909	6.141.663	6.288.196
cat B	6.105.135	6.236.171	6.386.659	6.577.850	6.496.021	6.532.154	5.845.511	5.650.855	5.212.662
cat B*	118.299	51.757	73.293	65.184	34.425	5.367	15.201	31.737	24.432
cat C	1.953.995	3.174.053	2.942.073	2.839.916	2.521.719	2.354.661	2.384.962	2.386.670	2.323.996
cat C+	4.341.442	3.594.497	4.183.068	4.054.919	3.665.499	3.381.865	3.052.513	2.911.469	2.604.313
établis. non agréés	230.680	474.703	34.812	26.961	26.134	16.299	16.402	36.776	28.855
TOTAL MRPA	27.781.145	28.347.427	28.494.227	28.634.645	27.304.524	26.989.221	25.497.664	24.964.811	24.101.494
MRS									
cat B5	1.000.928	1.007.794	998.919	1.159.486	1.472.546	1.951.709	2.499.037	2.765.295	3.293.724
cat B4							19.772	41.233	49.314
cat C	1.460.479	1.479.757	1.412.576	1.571.893	1.868.554	2.229.907	2.565.681	2.752.654	3.011.552
cat Cd	4.375.274	4.277.137	4.398.844	5.078.629	6.182.658	7.282.882	7.835.710	8.419.659	9.085.733
TOTAL MRS	6.836.681	6.764.688	6.810.339	7.810.008	9.523.758	11.464.498	12.920.200	13.978.841	15.440.323
MRPA + MRS	34.617.826	35.112.115	35.304.566	36.444.653	36.828.282	38.453.719	38.417.864	38.943.652	39.541.817
		1,43%	0,55%	3,23%	1,05%	4,41%	-0,09%	1,37%	1,54%

3.4. SERIE D'EXEMPLES AU NIVEAU DU CODE NOMENCLATURE

L'impact des modifications de la nomenclature est souvent plus visible, plus facile à apprécier quand on descend au niveau des codes de nomenclature. C'est pourquoi, nous appliquons la méthode 1, sur les données disponibles au niveau de chaque code nomenclature. Il est important de noter que les données utilisées (les montants de dépenses, le nombre de cas), provenant de l'INAMI, sont chronologiquement ventilée par année de facturation.

Nous avons calculé le taux de croissance des dépenses d'année en année, par code nomenclature. Ce taux de croissance est décomposé en trois facteurs : la croissance du nombre de bénéficiaires potentiels, la croissance du nombre de cas par bénéficiaire et la croissance du coût moyen par cas. Les deux premiers facteurs correspondent à des effets de volume, le troisième correspond à l'effet prix. Ci-après, nous donnons quelques exemples de mesures clairement identifiées modifiant la nomenclature et nous montrons comment elles influencent les taux de croissance des dépenses.

3.4.1. Indexation / Revalorisation

Exemple 1. Prestations : 103132, code comptable : 102 ; 103515, code comptable : 103

103132 – visite de MG avec formation complémentaire

103515 – visite de MG avec formation complémentaire dans un établissement

Ces deux codes connaissent les indexations suivantes :

- 5,88 % au 01/01/1998
- 1,84 % au 01/01/1999 (+ revalorisation de 10,69 % pour la lettre D) soit une augmentation moyenne de 4,17 %
- 0,96 % au 01/01/2000
- 1,53 % au 01/01/2001 (22,02 % pour la lettre E), augmentation moyenne de 6,2 %
- 2,82 % au 01/02/2002

Valeur de la prestation = N 5,6 + D 4 + E 1	Honoraires au 01/01/1997	Honoraires au 01/01/1998	Honoraires au 01/01/1999	Honoraires au 01/01/2000	Honoraires au 01/01/2001	Honoraires au 01/02/2002
103132	680 BEF	720 BEF	750 BEF	756 BEF	803 BEF	825 BEF 20,45 €
103515						

Comme on peut le voir ci-dessous, l'effet prix (facteur de croissance (2)), calculé pour ces deux prestations de 1997 à 1998, de 1998 à 1999, de 2000 à 2001, est de l'ordre de grandeur des indexations officielles. Cela dit, la croissance globale des dépenses pour ces deux prestations semblent davantage être influencée par la croissance du nombre de cas par bénéficiaire (facteur de croissance (3)) qui traduit un effet de volume.

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
103132	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	1,15%	0,56%	5,26%	4,27%	2,13%	7,03%	2,62%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	-1,12%	-3,36%	-2,30%	-4,11%	-2,80%	-6,15%	-4,36%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	0,65%	-2,07%	3,71%	0,65%	-0,13%	1,36%	-1,32%
103515	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	1,73%	0,25%	4,58%	4,13%	0,30%	6,29%	3,46%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	3,79%	2,18%	3,57%	-21,86%	-122,37%	-17,68%	-28,10%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	6,14%	3,18%	8,91%	-17,24%	-121,53%	-10,91%	-24,22%

Codes nomenclature	Nombre de cas en 1995	Nombre de cas en 1996	Nombre de cas en 1997	Nombre de cas en 1998	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	Nombre de cas en 2002
103132	16.119.207	16.038.095	15.622.048	15.382.936	14.836.530	14.503.782	13.704.588	13.175.145
103515	995.095	1.039.930	1.070.747	1.118.095	902.956	267.019	224.826	170.467

Exemple 2. Prestations : 423010 – 423021, code comptable 640 ; 424012 – 424023, code comptable : 642

423010-423021, accouchements normaux par médecins (MG)

424012-424023, accouchements normaux par médecins (MS en obstétrique)

Ces prestations connaissent des indexations très importantes en 1999 (13,6 %) et 2001 (19,6 %). Par contre, en 2000, l'indexation est modérée (0,96 %)

	Honoraires au 01/01/1998	Honoraires au 01/01/1999	Honoraires au 01/01/2000	Honoraires au 01/01/2001
423010-423021	6.773 BEF	7.693 BEF	7.767 BEF	9.292 BEF
424012-424023				

On voit que les indexations élevées se reflètent, avec une atténuation, dans les taux de croissance de l'effet prix pour la période 1998 à 1999 et 2000 à 2001. Par contre, l'indexation pour la période 1999 à 2000, se reflète dans le taux de croissance de l'effet prix mais de façon accentuée. Peut-être est-ce dû à une partie des prestations effectuées en 1999 mais facturées en 2000 ?

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
423010	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	1,84%	-1,96%	2,59%	11,08%	2,71%	15,53%	3,38%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	-21,85%	-16,90%	-15,35%	18,63%	-28,04%	-0,06%	-8,63%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	-19,40%	-18,13%	-12,00%	30,20%	-24,80%	15,95%	-4,83%
423021	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	1,39%	-1,76%	2,42%	10,74%	3,43%	14,12%	4,89%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	-17,54%	-27,75%	-14,50%	-26,70%	-22,35%	-4,93%	-27,31%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	-15,54%	-28,78%	-11,32%	-15,46%	-18,39%	9,67%	-22,00%
424012	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	1,92%	-2,07%	2,70%	10,85%	3,32%	15,56%	3,03%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	43,10%	-11,82%	-0,03%	-9,23%	15,56%	0,53%	17,87%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	45,64%	-13,15%	3,43%	2,12%	19,41%	16,57%	21,32%
424023	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	1,64%	-2,27%	2,77%	11,12%	3,02%	15,01%	4,08%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	4,64%	-2,93%	-2,23%	-0,93%	1,14%	0,85%	-7,16%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	6,90%	-4,47%	1,30%	10,68%	4,69%	16,34%	-2,66%

Codes nomenclature	Nombre de cas en 1995	Nombre de cas en 1996	Nombre de cas en 1997	Nombre de cas en 1998	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	Nombre de cas en 2002
423010	439	355	302	261	316	240	241	222
423021	5.028	4.245	3.240	2.824	2.173	1.747	1.671	1.277
424012	197	305	273	275	252	296	299	359
424023	86.231	90.886	88.914	87.615	87.233	88.708	89.894	84.033

Exemple 3. Prestations : 588033 – 588044, code comptable : 468

Examen préopératoire extemporané quel que soit le nombre de prélèvements examinés par la technique de congélation et quel que soit le nombre de contrôles effectués après inclusion et coupe.

Voici, ci-dessous, l'évolution des honoraires pour cette prestation.

- diminution temporaire de 3 % au 01/01/1997 jusqu'au 01/04/1997
- indexation de 0,9 % au 01/01/1998
- indexation de 1,84 % au 01/01/1999
- au 01/07/1999, la prestation est revalorisé : elle passe de B 1833 à B 2935, soit une valeur de 4.095 BEF, en augmentation de 60 % par rapport au 01/01/1999
- indexation de 0,96 % au 01/01/2000
- indexation de 1,53 % au 01/01/2001
- diminution temporaire de 2,1 % au 01/06/2001, la valeur passe à 4.110 BEF
- indexation de 2,82 % au 01/07/2002

	Honoraires au 01/01/1996 B 1833	Honoraires au 01/01/1997 B 1833	Honoraires au 01/01/1998 B 1833	Honoraires au 01/01/1999 B 1833	Honoraires au 01/01/2000 B 2935	Honoraires au 01/01/2001 B 2395	Honoraires au 01/01/2002 B 2395	Honoraires au 01/07/2002 B 2395
588033-588044	2.489 BEF	2.414 BEF	2.511 BEF	2.558 BEF	4.135 BEF	4.198 BEF	4.110 BEF 101,88 €	4.316 BEF 107,00 €

La forte hausse tarifaire au milieu de l'année 1999, se montre bien dans l'évolution du taux de croissance du coût moyen par cas de 1998 à 1999 et de 1999 à 2000. C'est bien cette hausse tarifaire qui est l'origine de la croissance globale des dépenses pour cette prestation au cours de cette même période. Pour les autres années, c'est plutôt l'effet volume (la croissance du nombre de cas par bénéficiaire) qui explique l'évolution des dépenses.

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
588033	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	1,38%	-2,58%	3,05%	21,50%	33,14%	1,35%	-0,25%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	20,40%	2,08%	12,81%	-6,13%	16,74%	5,74%	9,14%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	22,39%	0,24%	16,62%	15,86%	50,41%	7,57%	9,31%
588044	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	1,12%	-2,20%	2,56%	18,17%	31,75%	1,06%	0,23%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	9,33%	-4,93%	-2,09%	1,72%	-2,19%	0,19%	-6,32%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	11,06%	-6,40%	1,23%	20,38%	30,09%	1,73%	-5,67%

Codes nomenclature	Nombre de cas en 1995	Nombre de cas en 1996	Nombre de cas en 1997	Nombre de cas en 1998	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	Nombre de cas en 2002
588033	1.193	1.472	1.514	1.734	1.639	1.948	2.073	2.281
588044	17.903	19.775	18.963	18.712	19.131	18.816	18.942	17.857

Exemple 4. Prestations : 604575, code comptable : 362 (bandagistes) ; 653973, code comptable : 366 (orthopédistes)

Semelle orthopédique adaptée individuellement, après prise de mesures et d'empreinte, sous forme de plâtre ou en mousse, effectuée par le dispensateur même ou par le médecin prescripteur.

	avr-95	janv-96	janv-97	juil-97	janv-98	janv-99	janv-00	janv-01	juil-02
Lettres-clés (Y et T)	58,11	59,07	57,30	59,07	59,76	60,86	61,44	62,38	64,54
		1,65%	-3,00%	3,09%	1,17%	1,84%	0,95%	1,53%	
Honoraire complet (BEF)	1.066	1.084	1.051	1.084	1.097	1.117	1.127	1.145	
Honoraire complet (€)								28,38	29,18
		1,69%	-3,04%	3,14%	1,20%	1,82%	0,90%	1,60%	2,82%

Ces codes sont entrés en vigueur le 1er avril 1995, ce qui explique la forte croissance de 1995 à 1996. En janvier 1997 a eu lieu la réduction linéaire de 3 % mais celle-ci ayant été levée en juillet 1997, l'effet prix (facteur de croissance (2)) entre 1996 et 1997 correspond plus ou moins à la moitié de la réduction. Les années suivantes, l'effet prix correspond en gros aux indexations officielles.

Il est intéressant de noter, au niveau des volumes, qu'il y a eu entre 1998 et 1999, un déplacement du nombre de cas du code de nomenclature des bandagistes (604575) vers le code des orthopédistes (653973). D'une manière générale pour l'orthopédie, on constate que la croissance globale des dépenses est fortement influencée par la croissance du nombre de cas par bénéficiaire (facteur de croissance (3)), traduisant un effet de volume.

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
604575	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	2,37%	-1,31%	2,52%	2,54%	1,13%	2,02%	1,35%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	38,01%	-1,70%	2,36%	-14,69%	-1,30%	3,78%	-2,26%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	41,00%	-2,27%	5,64%	-11,65%	0,36%	6,28%	-0,49%
653973	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	2,16%	-1,46%	2,71%	2,37%	1,22%	2,04%	1,41%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	43,59%	-1,85%	4,73%	11,62%	-0,37%	2,07%	2,31%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	46,37%	-2,57%	8,20%	14,48%	1,39%	4,59%	4,14%

Codes nomenclature	Nombre de cas en 1995	Nombre de cas en 1996	Nombre de cas en 1997	Nombre de cas en 1998	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	Nombre de cas en 2002
604575	41.628	61.255	60.669	62.589	54.305	53.888	56.232	55.208
653973	103.903	161.661	159.867	168.891	190.639	190.956	195.887	201.302

Exemple 5. Prestations : 679173, 679195, code comptable : 375 (audiciens)

Appareils de correction auditive fonctionnant: a) par conduction aérienne: appareillage stéréophonique

Honoraire	janv-95	avr-95	janv-96	janv-97	juil-97	janv-98	janv-99	janv-00	janv-01	janv-02	juil-02
679173	31.724	33.702	33.957	32.944	33.957	36.108	36.108	36.619	36.919		
pour les bénéficiaires de 12 ans et plus										907,75	925,41
		6,24%	0,76%	-2,98%	3,07%	6,33%	0,00%	1,42%	0,82%	-0,81%	1,95%
679195	31.724	33.702	33.957	32.944	33.957	36.108	36.108	36.619	58.570		
pour les bénéficiaires de moins de 12 ans										1.451,91	1.480,15
		6,24%	0,76%	-2,98%	3,07%	6,33%	0,00%	1,42%	59,94%	0,00%	1,95%
Lettre-clé S	janv-95	avr-95	janv-96	janv-97	juil-97	janv-98	janv-99	janv-00	janv-01	janv-02	juil-02
679173	38,50	40,90	41,21	39,98	41,21	43,82	43,82	44,44	44,44	44,44	45,30
		6,23%	0,76%	-2,98%	3,08%	6,33%	0,00%	1,41%	0,00%		
679195	38,50	40,90	41,21	39,98	41,21	43,82	43,82	44,44	71,08	71,08	72,46
		6,23%	0,76%	-2,98%	3,08%	6,33%	0,00%	1,41%	59,95%		

La grande nouveauté dans ce secteur des audiciens qui ne compte pas beaucoup de prestations remboursées et donc pas de grands bouleversements, ce fut, en janvier 2001, la décision de mieux rembourser les prestations des enfants de moins de 12 ans.

Pour ce qui est des appareils stéréophoniques pour les 12 ans et plus, l'effet prix (facteur de croissance (2)) correspond grosso modo aux indexations officielles ; la croissance des dépenses est plutôt guidée par l'effet de volume dû à la croissance du nombre de cas.

Il est difficile de cerner l'effet de volume pour les appareils stéréo des moins de 12 ans du fait du peu de cas annuels, mais il est notable que l'effet prix de 2001 a été accompagné d'un effet de volume (facteur de croissance (3)) cette année-là.

Codes nomenclature	Nombre de cas en 1995	Nombre de cas en 1996	Nombre de cas en 1997	Nombre de cas en 1998	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	Nombre de cas en 2002
679173	8.640	8.887	9.199	9.979	10.397	11.532	11.775	11.689
679195	283	241	238	234	251	219	283	271

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
679173 pour les bénéficiaires de 12 ans et plus	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	2,74%	-0,34%	6,08%	0,45%	1,38%	0,07%	1,36%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	2,21%	2,71%	7,38%	3,61%	9,83%	1,60%	-1,15%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	5,55%	3,11%	14,22%	4,55%	11,74%	2,15%	0,63%
679195 pour les bénéficiaires de moins de 12 ans	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	2,56%	0,10%	5,99%	0,97%	0,84%	44,03%	3,86%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	-16,68%	-1,99%	-2,46%	6,52%	-14,17%	25,16%	-4,75%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	-13,50%	-1,15%	4,30%	7,98%	-12,80%	69,67%	-0,47%

Exemple 6. Série de prestations relatives au code comptable 373 (opticiens)

659256 – verres de lunettes multifocaux minéraux ayant un indice de réfraction de 1,5 : 2. verres toriques blancs +/+ : cyl. 0,25 à 2,00 : 4,25 à 6,00.

663670 - verres de lunettes unifocaux lenticulaires invisibles organiques (n = 1,49); avec ouverture optique variable (de 54 à 30 mm) antireflets et antigriffes. 1. Sphériques + et -: 8,25 à 10.

666013 - verres de lunettes trifocaux et multifocaux minéraux à indice de réfraction 1,7, nombre de Abbe 42 et antireflets. 2. Toriques +/+ : cyl. 0,25 à 2,00 : 8,25 à 10.

667634 - autres prothèses A. Oeil artificiel et lentille sclérale sans caractère optique: oeil artificiel en matière plastique.

668010 - autres prothèses B. Lentilles de contact à caractère optique: 2) Lentilles rigides perméables au gaz: sphériques, par lentille.

668216 - autres prothèses B. Lentilles de contact à caractère optique: 3) Lentilles molles hydratées à plus de 30%: sphériques, par lentille.

668231 - autres prothèses B. Lentilles de contact à caractère optique : 3) Lentilles molles hydratées à plus de 30%: toriques, par lentille.

669012 - monture : a)1. verres de lunettes unifocaux organiques et antigriffes (n = 1,49). 1) verres sphériques blancs : 0,00 à 2,00.

669115 - monture : a)1. verres de lunettes unifocaux organiques et antigriffes (n = 1,49). 2) verres toriques blancs : cyl. 0,25 à 2,00 : 0,00 à 2,00.

Honoraire	janv-95	juin-95	janv-96	*janv-97*	avr-97	janv-98	janv-99	janv-00	mars-00	janv-01	juil-01	janv-02	juil-02
659256	4.025	4.025	4.042	3.921	4.042	4.089	4.164	4.204	4.204	4.268	4.268	4.268	
												105,81	108,79
		0,00%	0,42%	-2,99%	3,09%	1,16%	1,83%	0,96%	0,00%	1,52%	0,00%	0,00%	2,82%
663670	4.678	4.678	4.698	4.557	4.698	4.752	4.839	4.886	4.886	4.961	4.961	4.961	
												122,98	126,45
		0,00%	0,43%	-3,00%	3,09%	1,15%	1,83%	0,97%	0,00%	1,53%	0,00%	0,00%	2,82%
666013	7.746	7.746	7.779	7.545	7.779	7.869	8.013	8.091	8.091	8.215	8.215	8.215	
												203,63	209,38
		0,00%	0,43%	-3,01%	3,10%	1,16%	1,83%	0,97%	0,00%	1,53%	0,00%	0,00%	2,82%
667634	6.000	12.000	12.000	11.640	12.000	24.000	24.442	24.677	26.003	26.400	26.400	26.400	
												654,44	672,90
		100 %	0,00%	-3,00%	3,09%	100 %	1,84%	0,96%	5,37%	1,53%	0,00%	0,00%	2,82%
668010	4.749	4.749	4.769	4.626	4.769	4.824	4.913	4.960	4.960	5.036	5.036	5.036	
												124,84	128,36
		0,00%	0,42%	-3,00%	3,09%	1,15%	1,84%	0,96%	0,00%	1,53%	0,00%	0,00%	2,82%
668216	4.304	4.304	4.321	4.192	4.321	4.372	4.452	4.495	4.495	4.564	4.564	4.564	
												113,13	116,32
		0,00%	0,39%	-2,99%	3,08%	1,18%	1,83%	0,97%	0,00%	1,54%	0,00%	0,00%	2,82%
668231	6.987	6.987	7.016	6.805	7.016	7.097	7.228	7.297	7.297	7.409	7.409	7.409	
												183,67	188,85
		0,00%	0,42%	-3,01%	3,10%	1,15%	1,85%	0,95%	0,00%	1,53%	0,00%	0,00%	2,82%
669012	1.094	1.094	1.098	1.065	1.098	1.111	1.131	1.142	1.142	1.160	1.335	1.335	
												33,09	34,02
		0,00%	0,37%	-3,01%	3,10%	1,18%	1,80%	0,97%	0,00%	1,58%	15,09%	0,00%	2,81%
669115	1.195	1.195	1.200	1.164	1.200	1.214	1.236	1.248	1.248	1.267	1.455	1.455	
												36,07	37,09
		0,00%	0,42%	-3,00%	3,09%	1,17%	1,81%	0,97%	0,00%	1,52%	14,84%	0,00%	2,83%
Lettre-clé	janv-95	juin-95	janv-96	janv-97	avr-97	janv-98	janv-99	janv-00	mars-00	janv-01	juil-01	janv-02	juil-02
659256	10,126	10,126	10,168	9,863	10,168	10,286	10,475	10,576	10,576	10,738	10,738	10,738	11,041
663670	10,126	10,126	10,168	9,863	10,168	10,286	10,475	10,576	10,576	10,738	10,738	10,738	11,041
666013	10,126	10,126	10,168	9,863	10,168	10,286	10,475	10,576	10,576	10,738	10,738	10,738	11,041
667634	10,000	10,000	10,000	9,700	10,000	20,000	20,368	20,564	10,401	10,560	10,560	10,560	10,858
668010	10,126	10,126	10,168	9,863	10,168	10,286	10,475	10,576	10,576	10,738	10,738	10,738	11,041
668216	10,126	10,126	10,168	9,863	10,168	10,286	10,475	10,576	10,576	10,738	10,738	10,738	11,041

668231	10,126	10,126	10,168	9,863	10,168	10,286	10,475	10,576	10,576	10,738	10,738	10,738	11,041
669012	10,126	10,126	10,168	9,863	10,168	10,286	10,475	10,576	10,576	10,738	10,738	10,738	11,041
669115	10,126	10,126	10,168	9,863	10,168	10,286	10,475	10,576	10,576	10,738	10,738	10,738	11,041

C'est un secteur qui a connu la réduction linéaire de 3 % entre janvier et avril 1997; l'effet prix (facteur de croissance (2)) est d'ailleurs proche des indexations officielles pour chacun des codes de nomenclature concernés. La croissance des dépenses traduit un effet de volume (croissance ou décroissance du nombre de cas).

L'œil artificiel en matière plastique (667634) a connu une revalorisation d'importance en juin 1995 d'abord (doublement de la valeur de la lettre-clé) puis en janvier 1998 ensuite (doublement de S une fois encore). Si la première des 2 revalorisations est difficilement discernable ici, la seconde apparaît clairement avec son effet prix dans le tableau ci-dessous. Ceci a aussi amené cette année-là un effet de volume (facteur de croissance (3)) qui s'est calmé dans les années qui ont suivi: la hausse de prix a eu un effet d'appel et a gonflé le nombre de cas de 1998.

Les verres de lunettes unifocaux organiques et anti-griffes (codes 669012 et 669115) ont connu une revalorisation en juillet 2001 qui se fait sentir au niveau du coût moyen déjà en 2001 mais surtout en 2002 mais sans que l'effet de volume n'accompagne l'effet prix puisque le nombre de cas diminue même.

code nomenclature	facteur de croissance	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
659256	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	0,60%	-0,04%	1,13%	2,18%	0,71%	1,40%	1,55%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	5,30%	6,96%	14,54%	4,38%	9,05%	7,29%	6,25%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	6,51%	7,66%	16,43%	7,05%	10,29%	9,17%	8,23%
663670	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	0,60%	-0,75%	1,06%	1,99%	1,15%	0,91%	1,87%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	0,71%	0,10%	24,52%	10,96%	6,74%	18,11%	2,14%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	1,92%	0,09%	26,34%	13,44%	8,43%	19,50%	4,43%
666013	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	0,90%	-1,35%	1,54%	2,07%	0,81%	1,81%	1,08%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	1,67%	6,13%	16,29%	1,27%	4,50%	13,60%	5,46%

	Dépenses (1)+(2)+(3)	3,19%	5,52%	18,59%	3,83%	5,84%	15,89%	6,96%
667634	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	-206,63%	-1,25%	66,73%	4,37%	5,26%	2,43%	3,00%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	5,16%	2,23%	12,18%	-11,31%	-13,75%	3,15%	-9,41%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	-200,85%	1,71%	79,67%	-6,45%	-7,96%	6,06%	-5,99%
668010	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	0,52%	-0,72%	-0,27%	0,62%	1,66%	0,70%	1,61%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	5,19%	-10,68%	-10,61%	3,48%	8,48%	-9,85%	-3,95%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	6,33%	-10,66%	-10,11%	4,59%	10,67%	-8,67%	-1,92%
668216	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	0,48%	-0,80%	-0,21%	1,76%	0,62%	1,15%	1,28%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	-3,59%	-11,57%	-3,23%	-0,89%	0,42%	0,27%	-4,09%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	-2,50%	-11,64%	-2,68%	1,36%	1,57%	1,90%	-2,39%

code nomenclature	facteur de croissance	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
668231	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	0,24%	-0,47%	0,79%	0,97%	1,01%	1,16%	1,87%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	11,60%	5,18%	7,26%	6,09%	7,75%	7,16%	2,89%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	12,45%	5,45%	8,82%	7,56%	9,29%	8,80%	5,18%
669012	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	-0,06%	-1,18%	1,47%	1,60%	0,70%	6,04%	10,54%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	2,91%	-3,79%	0,54%	-1,38%	-5,25%	-0,93%	-3,36%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	3,46%	-4,24%	2,76%	0,71%	-4,01%	5,59%	7,60%
669115	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	-0,13%	-0,86%	1,35%	1,54%	0,72%	5,70%	10,86%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	0,37%	-4,48%	5,23%	-6,60%	-4,16%	-2,51%	-0,14%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	0,85%	-4,60%	7,33%	-4,57%	-2,91%	3,67%	11,14%

Codes nomenclature	Nombre de cas en 1995	Nombre de cas en 1996	Nombre de cas en 1997	Nombre de cas en 1998	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	Nombre de cas en 2002
659256	2.086	2.213	2.390	2.785	2.924	3.218	3.478	3.718
663670	827	838	845	1.088	1.220	1.312	1.580	1.621
666013	908	929	995	1.180	1.201	1.263	1.454	1.542
667634	471	499	514	585	525	460	477	436
668010	2.812	2.980	2.698	2.445	2.544	2.784	2.535	2.447
668216	6.540	6.348	5.696	5.557	5.535	5.588	5.630	5.427
668231	1.278	1.444	1.532	1.660	1.773	1.926	2.079	2.149
669012	26.948	27.914	27.074	27.427	27.184	25.931	25.814	25.065
669115	23.792	24.026	23.144	24.572	23.117	22.293	21.845	21.906

Exemple 7. Prestation : 301033, code comptable : 122

301033, consultation de dentiste à la demande du médecin traitant

Ce code connaît les indexations suivantes:

- 1/01/1995 0,96 %
- 1/01/1996 1,31 %
- 1/01/1997 -3 %
- 1/05/1997 3 %
- 1/01/1998 1,16 %
- 1/03/1999 1,84 %
- 1/01/2000 0,96 %
- 1/03/2001 1,53 %
- 1/07/2002 2,82 %

Valeur de la prestation = N 11	honoraires au									
	1/01/1995	1/01/1996	1/01/1997	1/05/1997	1/01/1998	1/03/1999	1/01/2000	1/03/2001	1/01/2002	1/07/2002
301033	21,44 €	21,74 €	21,07 €	21,74 €	21,99 €	22,38 €	22,61 €	22,95 €	22,95 €	23,60 €
		1,31%	-3%	3%	1,16%	1,84%	0,96%	1,53%		2,82%
			-1%/an			1,53%/an		1,02%/an		1,41%/an

La prestation n'a guère changé depuis son instauration dans la nomenclature des soins de santé, si ce n'est la modification du libellé de la prestation au 1er octobre 2001 (A.R. du 15/06/2001 – M.B. du 17/08/2001), sans que les conditions de remboursement aient été pour autant fondamentalement modifiées (la consultation se fait sur demande écrite du médecin traitant ; le dentiste conserve cette demande dans le dossier de soins dentaires ; la présence du médecin n'est pas nécessaire). La prestation n'a pas connu des revalorisations, mais a suivi uniquement les indexations régulières des prestations dentaires. Pourtant, nous constatons que depuis la modification du libellé le nombres de cas par bénéficiaire a fortement augmenté. L'effet de la re-découverte des possibilités d'attestation de ce code (pour les soins dans des maisons de repos pour personnes âgées ?) peut expliquer la croissance de cette prestation, mais prudence est de rigueur vu que le nombre total de cas reste très limité.

La prestation 301033 est l'unique prestation reprise dans le modèle C122. Ceci permet d'analyser les dépenses sur base du modèle C fourni par année de prestation d'une part, et sur base des codes de nomenclature (modèle N) fourni par année de comptabilisation. En plus il est possible de faire la distinction pour la prestation 301033 selon le régime et selon les bénéficiaires avec une intervention majorée ou pas.

L'effet prix (facteur de croissance (2)), calculé pour les années 1996 à 2002 à partir des données des deux régimes ensemble ne suit pas la croissance attendue par les différentes indexation. La même constations peut être faite pour le régime des salariés.

Régime salariés et indépendants – selon modèle C 122 :

code nomenclature	facteur de croissance	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
301033	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	1,77%	-0,44%	3,90%	2,53%	1,97%	1,19%	1,69%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	1,35%	-6,27%	-4,92%	2,89%	-2,03%	-4,20%	7,71%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	3,73%	-5,97%	-0,26%	5,92%	0,47%	-2,54%	9,82%

Régime salariés – selon modèle C 122:

code nomenclature	facteur de croissance	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
301033	Nombre de bénéficiaires (1)	0,74%	0,78%	1,05%	0,68%	0,68%	0,66%	0,59%
	coût moyen/cas (2)	1,73%	-0,45%	3,78%	2,48%	2,02%	1,06%	1,72%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	1,31%	-6,35%	-5,67%	1,41%	-1,82%	-5,50%	6,86%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	3,79%	-6,02%	-0,85%	4,57%	0,89%	-3,78%	9,17%

La quote-part personelle chez les bénéficiaires avec un remboursement majoré dans le régime des salariés étant nulle, le facteur 'coût moyen par cas' devrait suivre totalement les différentes indexations. On constate parcontre que l'évolution de 1999 à 2002 s'écarte de l'évolution théorique attendue (environ 0,30%), sans qu'une explication claire puisse être avancée.

	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
tarif	1,31%	-1%	1,16%	1,53%	0,96%	1,02%	1,41%
Coût moyen/cas	1,38%	-1,06%	1,78%	1,56%	1,31%	1,39%	1,76%

L'augmentation en 1997 de bénéficiaires avec une intervention majorée ne se reflète pas dans une augmentation des dépenses pour la prestation 301033, bien au contraire ; l'inverse se produit en 2002 suite à la redéfinition du libellé de la prestation.

Régime des salariés, bénéficiaires d'intervention majorée - selon modèle C 122 :

code nomenclature	facteur de croissance	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
301033	Nombre de bénéficiaires (1)	-1,47%	13,39%	3,77%	8,92%	1,10%	0,76%	-1,50%
	coût moyen/cas (2)	1,38%	-1,06%	1,78%	1,56%	1,31%	1,39%	1,76%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	7,35%	-12,92%	3,30%	-0,84%	2,39%	-7,47%	9,00%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	7,26%	-0,59%	8,84%	9,64%	4,80%	-5,33%	9,25%

La comparaison des données selon l'année de comptabilisation ou selon l'année de prestation montre des grandes variations dans les dépenses et les cas. Ces variations sont bien connues et attendues, mais influencent les conclusions, comme il ressort des tableaux suivants.

les deux régimes – selon modèle N 301033 (année de comptabilisation)

		1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
301033	dép	97.741	108.256	94.532	99.397	101.745	93.679	109.509	105.893
	cas	5.261	5.778	5.047	5.111	5.106	4.625	5.304	5.061
	béné	9.837.152	9.897.615	9.970.707	10.046.781	10.096.302	10.150.139	10.199.006	10.241.729

les deux régimes – selon modèle C122 (année de prestation)

		1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
301033	dép	100.085	103.888	97.871	97.617	103.566	104.054	101.449	111.916
	cas	5.395	5.502	5.206	4.994	5.166	5.089	4.903	5.318
	béné	9.837.152	9.897.615	9.970.707	10.046.781	10.096.302	10.150.139	10.199.006	10.241.729

Modèle N 301033 / modèle C122

		1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
301033	dép	2,34	-4,20	3,41	-1,82	1,76	9,97	-7,95	5,38
	cas	2,48	-5,02	3,05	-2,34	1,16	9,12	-8,18	4,83
	béné	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Les deux régimes – selon modèle N 301033 (année de comptabilisation)

code nomenclature	facteur de croissance	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
301033	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	0,84%	-0,03%	3,76%	2,43%	1,63%	1,92%	1,33%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	8,76%	-14,26%	0,50%	-0,59%	-10,43%	13,22%	-5,11%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	10,22%	-13,56%	5,02%	2,34%	-8,26%	15,61%	-3,36%

L'exemple démontre l'importance de faire l'analyse en tenant compte de l'année de prestation, du régime (petits risques). Des modifications de la nomenclature, même mineures, peuvent engendrer des dépenses plus importantes non prévisibles par changement de l'attitude des prestataires.

3.4.2. Réduction tarifaire

Exemple 8. Prestations : 232816 – 232820, 232853 – 232864, code comptable : 512

232816 – 232820, installation par stéréotaxie d'un neurostimulateur définitif avec stimulation intracérébrale profonde y compris les mesures de fonctionnement

232853 – 232864, installation par stéréotaxie d'un neurostimulateur définitif avec mise en place chirurgicale en position intradurale de l'électrode

A partir du 01/11/1998, ces prestations sont réduites. Pour les prestations 232816-232820, la réduction de tarif est de 45 %, pour les prestations 232853-232864 elle est de 33 %. Ces prestations suivent les indexations normales au 01/01/1999 (1,84 %), au 01/01/2000 (0,96 %), au 01/01/2001 (1,53 %).

	Honoraires au 01/01/1998	Honoraires au 01/01/1999	Honoraires au 01/01/2000	Honoraires au 01/01/2001
232816 – 232820	29.019 BEF K 400	16.254 BEF K 275	16.410 BEF K 275	16.661 BEF K 275
232853 – 232864	11.872 BEF K 225	8.060 BEF K 150	8.137 BEF K150	8.262 BEF K 150

On voit que les réductions tarifaires ont eu un impact considérable en 1999 et expliquent la majeure partie de la baisse des dépenses de 1998 à 1999. Cette baisse tarifaire semble avoir un effet de rémanence, au niveau de l'effet prix, les deux années suivantes.

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
232820	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	8,38%	-2,49%	0,93%	-65,61%	-7,14%	-1,85%	11,77%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	104,37%	53,79%	-21,64%	12,86%	55,43%	10,50%	-55,58%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	113,36%	52,04%	-19,95%	-52,25%	48,82%	9,13%	-43,40%
232853	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	1,44%	-2,30%	-3,45%	-27,83%	-6,24%	0,74%	-4,13%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	160,33%	115,58%	-38,23%	-0,49%	36,94%	55,48%	-20,09%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	162,39%	114,01%	-40,92%	-27,83%	31,23%	56,70%	-23,80%
232864	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	2,00%	-2,62%	1,35%	-40,04%	1,51%	0,55%	2,73%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	16,46%	-1,91%	38,21%	-12,32%	65,59%	16,70%	-10,46%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	19,07%	-3,79%	40,31%	-51,86%	67,64%	17,73%	-7,31%

Codes nomenclature	Nombre de cas en 1995	Nombre de cas en 1996	Nombre de cas en 1997	Nombre de cas en 1998	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	Nombre de cas en 2002
232820	14	40	69	56	64	112	125	72
232853	1	5	16	11	11	16	28	23
232864	145	172	170	251	223	432	513	464

Exemple 9. Prestations : 442971 – 442982, code comptable : 447

Tomographie à positrons par détection en coïncidence avec protocole et documents, pour l'ensemble de l'examen

Ces prestations ont connu plusieurs réductions tarifaires :

- au 01/07/1999 : diminution de N 1300 à N 1150, de l'ordre de 11,5 %
- au 01/07/2001 : diminution de la valeur de la lettre-clé N de l'ordre de 77 %

	Honoraires au 01/01/1999 N 1300	Honoraires au 01/07/1999 N 1150	Honoraires au 01/01/2000 N 1150	Honoraires au 01/01/2001 N 1150	Honoraires au 01/07/2001 N 1150	Honoraires au 01/01/2002 N 1150
442971 – 442982	29.592 BEF	26.178 BEF	26.429 BEF	26.429 BEF 655,16 €	6.100 BEF 151,21 €	6.100 BEF 151,21 €

On voit que les réductions tarifaires ont eu un impact considérable mais étalé sur deux années successives - normal, les mesures ayant été chaque fois prises au milieu de l'année. Il est intéressant de noter que, parallèlement et avec retard, la croissance du nombre de cas par bénéficiaire tend à se freiner.

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
442971	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	1,66%	-1,44%	1,42%	-5,76%	-2,32%	-18,98%	-115,49%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	25,96%	-44,05%	8,60%	121,89%	169,93%	51,01%	6,43%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	28,23%	-44,76%	10,79%	116,61%	168,14%	32,50%	-108,65%
442982	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	1,79%	-1,39%	1,35%	-3,21%	-4,66%	-16,89%	-106,62%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	-29,30%	-16,76%	-28,12%	36,79%	128,47%	61,24%	19,78%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	-26,89%	-17,41%	-26,01%	34,07%	124,35%	44,83%	-86,43%

Codes nomenclature	Nombre de cas en 1995	Nombre de cas en 1996	Nombre de cas en 1997	Nombre de cas en 1998	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	Nombre de cas en 2002
442971	253	330	214	235	799	4394	7353	7874
442982	405	304	259	197	286	1039	1926	2357

Exemple 10. Prestations : 470470 – 470481, code comptable : 453

Epuration extra-rénale réalisée pour le traitement d'une insuffisance rénale chronique en centre hospitalier par la technique d'hémodialyse ou d'hémofiltration intermittente

Par mesures d'économie en dialyse rénale, ces prestations ont connu des réductions tarifaires successives :

- une diminution temporaire de 3 % au 01/01/1997 (diminution linéaire des tarifs pour toutes les prestations)
- une diminution permanente de 5,58 % à partir du 01/04/1997
- une diminution temporaire de 15 % du 01/09/2001 au 31/12/2001

Ensuite, ces prestations suivent les indexations normales successives :

- 1,84 % au 01/01/1999
- 0,96 % au 01/01/2000
- 1,53 % au 01/01/2001
- 2,82 % au 01/07/2002

K 406	Honoraires au 01/01/1996	Honoraires au 01/01/1997	Honoraires au 01/01/1998	Honoraires au 01/01/1999	Honoraires au 01/01/2000	Honoraires au 01/01/2001	Honoraires au 01/09/2001	Honoraires au 01/01/2002	Honoraires au 01/07/2002
470470-470481	7124 BEF	6910 BEF	6726 BEF	6850 BEF	6916 BEF	7022 BEF	5968 BEF 147,95 €	7022 BEF 174,06 €	7220 BEF 178,97 €

Comme on peut le voir, les diminutions tarifaires sont visibles au niveau des taux de croissance du coût moyen par cas. Cela dit, la croissance globale des dépenses pour ces prestations semblent davantage tirées par un effet volume, soit le taux de croissance du nombre de cas par bénéficiaire. Ce dernier taux de croissance semble réagir aux baisses tarifaires mais avec retard.

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
470470	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	0,06%	-3,59%	-2,14%	1,48%	1,06%	-1,16%	1,98%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	-6,33%	29,29%	-11,23%	-0,72%	10,78%	3,70%	-4,13%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	-5,66%	26,43%	-12,61%	1,26%	12,38%	3,01%	-1,73%
470481	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	0,07%	-3,70%	-2,02%	1,38%	1,17%	-1,74%	2,01%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	0,49%	7,50%	-0,10%	1,05%	0,78%	8,34%	3,70%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	1,17%	4,53%	-1,36%	2,92%	2,48%	7,08%	6,12%

Codes nomenclature	Nombre de cas en 1995	Nombre de cas en 1996	Nombre de cas en 1997	Nombre de cas en 1998	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	Nombre de cas en 2002
470470	375.448	354.573	478.733	431.134	430.157	481.690	502.242	483.950
470481	42.121	42.588	46.243	46.550	47.273	47.898	52.313	54.512

3.4.3. Création de nouveaux codes de nomenclature

Exemple 11. Prestations : 432670 – 432681, code comptable : 662

Hystérectomie vaginale assistée par laparoscopie, incluant le temps vaginal, avec confirmation anatomopathologique

Cette prestation est créée au 01/11/1998.

K 225	Honoraires au 01/01/1999	Honoraires au 01/01/2000	Honoraires au 01/01/2001	Honoraires au 01/01/2002	Honoraires au 01/07/2002
432670 – 432681	12.090 BEF	12.206 BEF	12.393 BEF	12.393 BEF 307,21 €	12.742 BEF 315,87 €

Comme on peut le voir, le prix de cette prestation évolue au gré des indexations. C'est plutôt les facteurs reflétant les effets volumes qui sont intéressants. Les deux premières années suivant l'introduction de la prestation, le nombre de cas semble fluctuer pour ensuite prendre une tendance haussière régulière.

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
432681	Nombre de bénéficiaires (1)				0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)				-5,77%	7,60%	1,70%	0,89%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)				439,38%	-4,88%	6,34%	0,73%
	Dépenses (1)+(2)+(3)				434,10%	3,25%	8,52%	2,04%

Codes nomenclature	Nombre de cas en 1998	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	Nombre de cas en 2002
432670 – 432681	26	2.115	2.025	2.168	2.193

Exemple 12. Prestations : 249211 – 249222, 249233 – 249244, code comptable : 563

249211 – 249222 : périmétrie quantitative computérisée à différents degrés de sensibilité, pilotée par programme informatique, au périmètre de Humphrey, Octopus ou similaire, à coupole réelle ou virtuelle, avec graphique ou conclusion

249233 – 249244 : biomicroscopie binoculaire du segment antérieur avec protocole ou iconographie

Ces prestations d'ophtalmologie ont été crées au 01/07/1999. Voici comment leurs prix évoluent jusqu'en 2002.

	Honoraires au 01/07/1999	Honoraires au 01/01/2000	Honoraires au 01/01/2001	Honoraires au 01/01/2002	Honoraires au 01/07/2002
249211 – 249222 N 35	830 BEF	838 BEF	851 BEF	851 BEF 21,08 €	875 BEF 21,68 €
249233 – 249244 N 10	237 BEF	239 BEF	243 BEF	243 BEF 6,02 €	250 BEF 6,19 €

Très nettement, le facteur de croissance du nombre de cas par bénéficiaire induit, explique la croissance globale des dépenses pour cette période. Bien qu'introduit au milieu de l'année 1999, les nombres de cas, enregistrés pour ces prestations, fluctuent pas mal de 2000 à 2002.

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
249211	Nombre de bénéficiaires (1)					0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)					1,20%	1,44%	1,84%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)					106,06%	14,53%	4,27%
	Dépenses (1)+(2)+(3)					107,79%	16,45%	6,53%
249222	Nombre de bénéficiaires (1)					0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)					0,80%	1,38%	1,52%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)					125,87%	11,50%	-1,40%
	Dépenses (1)+(2)+(3)					127,20%	13,36%	0,53%
249233	Nombre de bénéficiaires (1)					0,53%	0,48%	0,42%

	coût moyen/cas (2)					0,87%	1,64%	1,74%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)					102,27%	5,76%	0,40%
	Dépenses (1)+(2)+(3)					103,67%	7,88%	2,56%
249244	Nombre de bénéficiaires (1)					0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)					0,76%	1,42%	1,61%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)					136,27%	4,93%	-12,02%
	Dépenses (1)+(2)+(3)					137,57%	6,83%	-9,99%

Codes nomenclature	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	Nombre de cas en 2002
249211	50.591	146.886	170.676	178.863
249222	817	2.892	3.260	3.228
249233	817.868	2.286.282	2.433.383	2.453.442
249244	20.296	79.716	84.147	74.930

Exemple 13. Prestation : 102771, code comptable : 150

Honoraires complémentaires pour la gestion du dossier médical global du patient, à la demande expressé de l'assuré, à facturer une fois par an et par patient, par le médecin généraliste agréé.

Le dossier médical global (DMG) a été créé au 01/05/1999. Ce n'est pas tant l'évolution du prix de la prestation qui est intéressant (même si on remarque l'effet de la revalorisation de 19 % au 01/07/2002) mais plutôt les extensions successives du dossier médical global. Est-ce que ces extensions se marquent dans l'effet volume ?

- au 01/05/1999, le DMG était prévu pour les plus de 60 ans et s'appliquait uniquement en cas de consultation (le TM étant diminué de 30 % pour ces prestations de consultation) ;
- au 01/06/2000, le DMG pouvait être constitué lors d'une visite à domicile et ceci pour les personnes de plus de 75 ans et les affiliés qui, indépendamment de l'âge, répondent aux conditions donnant droit au forfait de soins (pour ces personnes, le TM est réduit en cas de visites à domicile) ;
- au 01/05/2001, la limite d'âge a été abaissée de 60 à 50 ans ;
- au 01/05/2002, la limite d'âge de 50 ans a été supprimée, le DMG est accessible à l'ensemble de la population.

	Honoraires au 01/05/1999 N 7,3	Honoraires au 01/01/2000 N 7,3	Honoraires au 01/01/2001 N 7,3	Honoraires au 01/01/2002 N 7,3	Honoraires au 01/07/2002 N 8,415
102771	500 BEF	505 BEF	513 BEF	513 BEF 12,71 €	608 BEF 15,06 €

On voit très clairement que la progression des dépenses au titre de la prestation 102771 est tirée par l'effet volume. L'extension faite en 2000 et la généralisation à l'ensemble de la population en 2002 se traduisent par des taux de croissance du nombre de cas par bénéficiaire très élevés. Cette croissance a dû se prolonger au-delà de 2002. En effet, au 31/03/2004, on compte 3.220.937 personnes disposant d'un DMG[4]. De plus, la valeur de la prestation 102771 n'a cessé de croître : 17 € au 01/01/2003, 18 € au 01/10/2003, 18,25 € au 01/01/2004. Dès 2005, l'honoraire s'élèvera à 20 €.

[4] De Vos D., Demonty J., "Le dossier médical global", FICHE-INFO, MC-Informations n 214, août 2004

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
102771	Nombre de bénéficiaires (1)					0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)					0,97%	1,50%	11,29%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)					36,29%	8,38%	68,04%
	Dépenses (1)+(2)+(3)					37,79%	10,36%	79,75%

Code nomenclature	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	Nombre de cas en 2002
102771	637.293	921.012	1.006.371	1.995.572

Exemple 14. Prestation : 10107, code comptable : 101

Consultation au cabinet du médecin généraliste agréé accrédité

Cette prestation est créée au 01/09/1995 dans le cadre de l'accréditation. Exemple intéressant car, à la différence des autres exemples, cette nouvelle prestation s'inscrit dans la durée de toute la période considérée (1995 à 2002).

Voici l'évolution du prix de cette prestation, via les indexations successives :

- 1,31 % au 01/01/1996
- pas de diminution tarifaire au 01/01/1997
- 2,21 % au 01/01/1998
- 1,84 % au 01/01/1999
- 0,98 % au 01/01/2000
- 1,53 % au 01/01/2001
- 2,82 % au 01/02/2002

N 8 + Q 30	Honoraires au 01/09/1995	Honoraires au 01/01/1996	Honoraires au 01/01/1997	Honoraires au 01/01/1998	Honoraires au 01/01/1999	Honoraires au 01/01/2000	Honoraires au 01/01/2001	Honoraires au 01/02/2002
101076	580 BEF	587 BEF	587 BEF	600 BEF	611 BEF	617 BEF	626 BEF	644 BEF 15,96 €

Au début et jusque 1998, on voit clairement que la croissance des dépenses pour cette prestation est poussée par l'effet volume. Ensuite, ce serait plutôt l'effet prix qui est prépondérant. A noter que cette prestation entre dans le cadre du DMG : le TM est réduit de 30 % pour ceux qui ont un DMG. Ceci rendrait alors cette prestation « plus attractive ». Peut-être cela explique-t-il le regain de la croissance du nombre de cas par bénéficiaire de 2000 à 2001 (extension du DMG au 01/05/2001 aux '50 ans et plus'). Mais pour la période 2001 à 2002, on ne constate rien de tel, malgré l'extension du DMG à l'ensemble de la population au 01/05/2002.

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
101076	Nombre de bénéficiaires (1)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)	1,07%	0,54%	1,80%	2,88%	2,29%	1,71%	4,21%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)	149,69%	4,65%	5,27%	2,02%	1,14%	2,15%	0,41%
	Dépenses (1)+(2)+(3)	151,37%	5,93%	7,83%	5,40%	3,96%	4,34%	5,04%

Code nomenclature	Nombre de cas en 1995	Nombre de cas en 1996	Nombre de cas en 1997	Nombre de cas en 1998	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	Nombre de cas en 2002
101076	4.485.802	20.164.629	21.281.247	22.603.782	23.179.745	23.569.693	24.197.276	24.399.311

Exemple 15. Prestations : 640172, 640931 et 641130, code comptable : 363 (bandagistes)

640172 - Conteneur de nuit, y compris bouchon, 3 tubes avec connecteurs rotatifs, 3 adaptateurs universels et housse protectrice (incontinence)

640931 - Conteneur de nuit, y compris bouchon, 3 tubes avec connecteurs rotatifs, 3 adaptateurs universels et housse protectrice (stomie)

641130 - Film de protection /40 ml (stomie) des bandagistes.

Honoraire	nov-98	janv-99	janv-00	janv-01	janv-02	juil-02
640172	931	931 0,00%	940 0,97%	954 23,64 1,49%	23,64 0,00%	24,31 2,83%
640931	931	931 0,00%	940 0,97%	1.043 25,86 10,96%	25,86 0,00%	26,58 2,78%
641130	475	475 0,00%	479 0,84%	532 11,06%	supprimé	
Lettre-clé Y	**nov-98**	**janv-99**	**janv-00**	**janv-01**	**janv-02**	**juil-02**
640172	37,22	37,22 0,00%	37,58 0,97%	38,15 1,52%	38,15	39,23
640931	37,22	37,22 0,00%	37,58 0,97%	41,72 11,02%	41,72	42,90
641130	37,22	37,22 0,00%	37,58 0,97%	41,72 11,02%	41,72	42,90

Ces codes de nomenclature ont été créés en novembre 1998 avec une lettre-clé Y qui avait la même valeur. En janvier 2001, il a été opéré, au-delà de l'indexation, une revalorisation de la stomie. En janvier 2002, le code nomenclature pour le film de protection a été supprimé.

L'effet prix (facteur de croissance (2)) est dans la ligne des indexations officielles. La croissance des dépenses traduit beaucoup plus l'effet de volume (facteur de croissance (3)), avec entre 2001 et 2002 un intéressant shift de croissance entre le conteneur pour incontinence et le conteneur pour stomie.

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
640172	Nombre de bénéficiaires (1)				0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)				89,19%	1,01%	1,29%	2,22%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)				569,89%	37,54%	-13,87%	-32,36%
	Dépenses (1)+(2)+(3)				659,57%	39,08%	-12,10%	-29,72%
640931	Nombre de bénéficiaires (1)				0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)				-	0,95%	10,21%	2,86%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)				-	65,74%	44,44%	32,62%
	Dépenses (1)+(2)+(3)				-	67,22%	55,13%	35,90%

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
641130	Nombre de bénéficiaires (1)				0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)				-0,04%	0,75%	9,29%	1,24%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)				663,54%	77,24%	19,10%	-180,99%
	Dépenses (1)+(2)+(3)				664,00%	78,52%	28,87%	-179,33%

codes nomenclature	Nombre de cas en 1998	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	NOMBRE DE CAS EN 2002
640172	1	300	439	384	279
640931	0	100	194	304	423
641130	3	2.296	4.997	6.078	999

Exemple 16. Prestation : 655690 , code comptable : 368 (orthopédistes)

Genouillère en tricot tridimensionnel, ayant une structure fixe et pourvue d'un axe individuel réglable et d'un système de flexion et d'extension réglable du genou ainsi d'un anneau de patella (Distal:mi-jambe -Proximal: mi-cuisse)

Honoraire	déc-99	janv-00	janv-01	janv-02	juil-02
655690	23.781	23.781	24.146	24.146	
				598,56	615,44
		0,00%	1,53%	0,00%	2,82%
Lettre-clé	**déc-99**	**janv-00**	**janv-01**	**janv-02**	**juil-02**
	58,1	58,1	58,99	58,99	60,65
		0,00%	1,53%	0,00%	2,82%

Il s'agit d'un code de nomenclature qui a été créé en décembre 1999. L'effet prix est tout à fait dans la lignée des indexations et la croissance des dépenses est due à la croissance du nombre de cas (facteur de croissance (3)).

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
	Nombre de bénéficiaires (1)					0,53%	0,48%	0,42%
	coût moyen/cas (2)					0,00%	1,29%	1,40%
	nombre de cas/bénéficiaire (3)					639,83%	35,55%	7,68%
	Dépenses (1)+(2)+(3)					640,35%	37,32%	9,49%

code nomenclature	Nombre de cas en 1999	Nombre de cas en 2000	Nombre de cas en 2001	Nombre de cas en 2002
655690	1	604	866	939

Exemple 17. Prestations : 302993, 303004, 301976, code comptable : 127

Les codes 302993, 303004 et 301976 sont à comptabiliser par les O.A. quand les prestations de détartrage (301696-700, 301711-722, 301733-744, 301755-766, 301770-781 = détartrage avant le 18ème anniversaire chez des handicapés ; 302153-164, 302175-186, 302190-201, 302212-233, 302234-245 = détartrage après le 18ème anniversaire) sont attestés par le prestataire, mais qu'il n'y a pas eu des prestations dentaires dans l'année précédente.

Cette règle de 'continuité', instaurée à partir du 01/01/1994, a connu de multiples adaptations, souvent dans le sens d'une restrictions, parfois dans le sens d'un élargissement (réaction après 'overshooting') :

- À partir du 01/01/1994 = prestation dentaire faite dans les 12 mois avant la prestation (de détartrage), si non = aucun remboursement possible ;
- À partir du 01/11/1995 le détartrage pouvait être remboursé s'il n'y avait pas eu une prestation dentaire dans l'année calendrier précédente par le code 302993 L5
- À partir du 01/06/1998 des codes pour détartrage avant le 18ème anniversaire chez des handicapés et des codes pour détartrage chez des bénéficiaires sont introduits dans la nomenclature. Le code de 'continuité' pour les bénéficiaires hospitalisés est attribué : 303004 L5
- À partir du 01/04/1999, la règle de continuité est reformulée de manière plus restrictive (la prestation dentaire dans l'année calendrier précédente doit avoir été attestée)
- À partir du 01/07/1999 les prestations 302993 et 303004 sont supprimées (cfr situation avant le 01/11/1995)
- À partir du 01/01/2002 la nomenclature prévoit à nouveau un remboursement : 301976 L1 (au lieu du L5).

Indexations :

- 1/01/1995 0,96 %
- 1/01/1996 1,31 %
- 1/01/1997 -3 %
- 1/05/1997 3 %
- 1/01/1998 1,16 %
- 1/03/1999 1,84 %
- 1/01/2000 0,96 %
- 1/03/2001 1,53 %
- 1/07/2002 2,82 %

Valeur de la prestation	honoraires au											
	1/01/1995	1/01/1996	1/01/1997	1/05/1997	1/01/1998	1/06/1998	1/01/1999	1/03/1999	1/01/2000	1/03/2001	1/01/2002	1/07/2002
302993 L5	9,97	10,09	9,79	10,09	10,21	10,21	10,21	10,39				
303004 L5						10,21	10,21	10,39				
301976 L1											1,07	1,1
detartr +18 amb	9,97	10,09	9,79	10,09	10,21		10,21	10,39	10,49	10,66	10,66	10,96
detartr +18 hôp						10,21	10,21	10,39	10,49	10,66	10,66	10,96
detart handicap						10,21	10,21	10,39	10,49	10,66	10,66	10,96
		1,31%	-3%	3%	1,16%			1,84%	0,96%	1,53%		2,82%
			-1%/an					1,53%/an		1,02%/an		1,41%/an

Les prestations dentaires sont des petits risques. Il est dès lors important de suivre surtout l'évolution des dépenses dans le régime général. Le tableau suivant reprend les dépenses de 1995 à 2002 selon le modèle C127 – soins préventifs – sur bases de l'année de prestation. La part de régime général dans la totalité des dépenses de l'assurance obligatoire est de plus de 99,50%.

Dépenses C127	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
régime des salariés	19.191.025	22.946.544	23.891.307	27.195.760	28.454.863	29.362.249	31.861.947	35.141.788
régime des indépendants	72.241	81.237	87.098	113.040	122.136	135.840	153.409	177.658
les 2 régimes ensembles	19.263.266	23.027.782	23.978.405	27.308.799	28.577.000	29.498.089	32.015.355	35.319.446
part du régime géneral	99,62%	99,65%	99,64%	99,59%	99,57%	99,54%	99,52%	99,50%

Définir les ratios 'nombre de cas par bénéficiaire' sur bases du nombre de bénéficiaires du régime général uniquement semble plus adéquat que sur le nombre total des bénéficiaires des deux régimes. Dans les analyses par code nomenclature, les dépenses et le nombre des cas est attribué au régime général selon la part du régime général suivant le tableau ci-dessous.

Par exemple : 302993

		99,62%	99,65%	99,64%	99,59%	99,57%	99,54%	99,52%	99,50%

		1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
RG	Bénéf	8767674	8833032	8901866	8995657	9056792	9119042	9179012	9233651
RG	cas	43070	629298	703951	788570	496257	7680	364	0
RG	Dép	164220	2429121	2689477	3081603	1968504	30456	1466	0
RG+RI	Béné	9837152	9897615	9970707	10046781	10096302	10150139	10199006	10241729
RG+RI	cas	43234	631508	706494	791816	498400	7715	366	
RG+RI	Dép	164846	2437653	2699194	3094289	1977005	30596	1472,8	

Remarquez par contre que, dans le tableau ci-après, pour les prestations 302993, 303004 et 301976, l'évolution du nombre des cas par bénéficiaire ne varie quasi pas, selon que l'on tient compte du nombre de bénéficiaires et des cas pour les deux régimes ensemble (3*), ou pour le régime général uniquement sur base des cas reparti proportionnellement entre le régime général et les deux régimes ensemble (3'), ou pour le régime général sur base des cas régime général + régime indépendant (3'').

Code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001à 2002
	Nombre de bénéficiaires RG+RI (1*)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	Nombre de bénéficiaires RG (1)	0,74%	0,78%	1,05%	0,68%	0,68%	0,66%	0,59%
302993 303004 301976	coût moyen/cas (2*)	1,23%	-1,03%	2,26%	1,50% -1,00%	-0,02% -9,48%	1,46% 22,82%	
302993 303004 301976	nombre de cas RG+RI / bénéficiaire RG+RI (3*)	267,54%	10,48%	10,64%	-46,78% 124,78%	-417,36% -490,15%	-305,31% -81,57%	
302993 303004 301976	nombre de cas RG / bénéficiaire RG (3')	267,44%	10,43%	10,30%	-46,99% 124,58%	-417,53% -490,33%	-305,58% -81,77%	
302993 303004 301976	nombre de cas RG+RI / bénéficiaire RG (3'')	267,41%	10,44%	10,35%	-46,97% 124,60%	-417,51% -490,30%	-305,48% -81,75%	
302993 303004 301976	Dépenses RG+RI (1*)+(2*)+(3*)	269,38%	10,19%	13,66%	-44,80% 124,27%	-416,85% -499,09%	-303,37% -58,28%	

La prestation 302993 est d'application à partir du 1/11/1995 jusqu'au 30/06/1999. La prestation est donc attestée pendant 2 mois en 1995, mais en terme de prestation comptabilisées maximum 1 mois. L'évolution de +267,44 % de 1995 à 1996 est dans ce sens tout à fait cohérent. En 1999 il y a une rupture très marquée du nombre de prestation comptabilisées. La règle plus restrictive d'attestation porte immédiatement ces effets (-46,99 %). Vu le délai très court entre la date de prestation et la comptabilisation des prestation dentaires, la suppression de la prestation 302993 au 01-07-1999 se remarque immédiatement (-417,53 % de 1999 à 2000). En 1998, 781.816 prestations étaient attestés ; en 2000 à peine 7715 prestations provenant des années précédentes, et en 2001 seulement un résidu de 366 prestations.

Les mêmes constations peuvent être faites pour la prestation 303004.

L'évolution des dépenses suit tout à fait l'évolution des cas.

Pour une analyse plus globale des prestations de détartrage nous pouvons très bien regrouper les différents codes de nomenclature, car dans pratique les différents codes sont dans quasi la totalité des cas attestés ensemble (quatre quadrants par traitement de la bouche).

Le coût moyen par cas est influencé par la proportion du nombre de prestations pour les bénéficiaires avec une intervention majorée vis à vis des autres bénéficiaires (remboursement différent), par la proportion des prestations des années précédentes (car honoraires différents). Une comparaison de la croissance théorique sur base d'une année de prestation ('tarif') et de l'évolution du coût moyen par cas calculé sur base des années de comptabilisation, ne peut en principe pas donner des résultats identiques. Ceci est démontré par le tableau suivant pour les détartrages chez des bénéficiaires de plus de 18 ans.

	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
tarif	1,31%	-1%	1,16%	1,53%	0,96%	1,02%	1,41%
Coût moyen/cas	1,16%	-0,82%	2,29%	1,70%	1,51%	1,33%	1,87%

Ces effets sont retrouvé pour l'évolution du coût moyen par cas entre 2000 et 2001 : évolution de +3,02 %, +1,33 %, +0,86 %, +1,74 % selon le groupe de prestations.

Remarquez aussi la diminution du nombre de prestations de détartrages chez des bénéficiaires de plus de 18 ans en 1996 de –5,50 %. Cette diminution concorde avec l'instauration du remboursement 302993 L5. Une possible explication est que les prestataires ne certifiaient plus que le bénéficiaire avait eu une prestation l'année précédente pour que le patient puisse avoir un remboursement pour le détartrage par l'assurance obligatoire.

code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
	Nombre de bénéficiaires RG+RI (1*)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	Nombre de bénéficiaires RG (1)	0,74%	0,78%	1,05%	0,68%	0,68%	0,66%	0,59%
handicapés<18ans	coût moyen/cas (2*)				-0,32%	4,28%	3,02%	2,22%
>18 ans ambulant		1,16%	-0,82%	2,29%	1,70%	1,51%	1,33%	1,87%
>18 ans hospitalisés					3,06%	0,54%	0,86%	1,00%
continuité		1,23%	-1,03%	2,27%	1,52%	-0,05%	1,74%	-157,03%
handicapés<18ans	nombre de cas RG+RI / bénéficiaire RG+RI (3*)				159,46%	31,58%	8,68%	3,92%
>18 ans ambulant		-5,40%	4,22%	6,77%	6,08%	6,06%	5,87%	5,19%
>18 ans hospitalisés					133,77%	18,21%	20,07%	15,10%
continuité		267,54%	10,48%	10,68%	-46,59%	-417,48%	-304,34%	704,63%
handicapés<18ans	nombre de cas RG / bénéficiaire RG (3)				159,25%	31,39%	8,48%	3,73%
>18 ans ambulant		-5,50%	4,17%	6,43%	5,88%	5,88%	5,67%	4,99%
>18 ans hospitalisés					133,56%	18,03%	19,88%	14,90%
continuité		267,44%	10,43%	10,35%	-46,79%	-417,66%	-304,53%	704,43%
handicapés<18ans	Dépenses RG+RI (1*)+(2*)+(3*)				159,64%	36,39%	12,18%	6,56%
>18 ans ambulant		-3,63%	4,14%	9,82%	8,28%	8,10%	7,68%	7,48%
>18 ans hospitalisés					137,32%	19,29%	21,42%	16,52%
continuité		269,38%	10,19%	13,71%	-44,58%	-417,00%	-302,11%	548,02%

Exemple 18. Prestations : 306471-482, 306136-140, 306151-162, code comptable : 126

La prestation 306471-482 = prothèse amovible de 11 dents, a été scindée le 1 mai 1995 en deux prestations: 306136-140, la prothèse supérieure et 306151-162, la prothèse inférieure. En même temps une revalorisation a été accordée : de L132 à L 526 ou + 340,06 %.

Indexations :

- 1/01/1995 0,96 %
- 1/01/1996 1,31 %
- 1/01/1997 -3 %
- 1/05/1997 3 %
- 1/01/1998 1,16 %
- 1/03/1999 1,84 %
- 1/01/2000 0,96 %
- 1/03/2001 1,53 %
- 1/07/2002 2,82 %

	19950101	19950501	19960101	19970101	19970501	19980101	19990301	20000101	20010301	20020101	20020701
306471	105,70										
306482	105,70										
308136		359,45	364,16	353,25	364,16	368,39	375,16	378,76	384,56	384,56	395,41
308140		359,45	364,16	353,25	364,16	368,39	375,16	378,76	384,56	384,56	395,41
308151		359,45	364,16	353,25	364,16	368,39	375,16	378,76	384,56	384,56	395,41
308162		359,45	364,16	353,25	364,16	368,39	375,16	378,76	384,56	384,56	395,41
indexation	0,96%		1,31%	-3%	3%	1,16%	1,84%	0,96%	1,53%		2,82%
revalorisation		340,06%									

Le nombre de prothèses délivrées aux bénéficiaires étant très limité (moins de 20 cas par code par an), l'analyse ne doit se faire que sur les codes 308136, 308151 et 306471.

Les prestations dentaires sont considérées comme petits risques. Si l'on compare l'évolution du nombre de cas (total des deux régimes) par bénéficiaires de deux régimes ensemble (3*) ou uniquement pour le régime général (3), les tendances sont quasi identique. La même comparaison pour les soins préventifs était par contre très divergente. On peut supposer que, vu l'âge des bénéficiaires (minimum 50 ans), un plus grand nombre d'indépendants peut faire valoir des droit dans l'assurance obligatoire (comme handicapé).

Remarquable est aussi la nette diminution du nombre de prothèses partielle de 11 dents en 2001 (et en moindre mesure en 2000). Est-ce un effet de la diminution de la limite d'âge pour les prothèses partielle de 12 et 13 dents à partir du 01-01-2002, mais annoncé dans l'accord dentomutualiste du 11-12-2000 ? Mais en général le nombre de prothèses partielle de 11 dents semble stagner.

La revalorisation de la prothèse de 11 dents au 1 mai 1995 semble avoir induit une attitude de report temporaire des soins en 1995 avec une reprise nette en 1996 (+43,89 % entre 1995 en 1996). L'effet de la revalorisation au 1 mai 1995 avec 360 % ne se retrouve que fortement atténué dans les chiffres de l'évolution des dépenses (+59,27 %):

Dépenses en €

1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
1407670	2546306	2779682	2901508	2908324	3030080	3000951	2213997

Les prothèses dentaires n'étant remboursées que chez les bénéficiaires de plus de 50 ans (sauf exception) et le délai de renouvellement étant de 7 ans, une très forte augmentation est pratiquement exclue.

Code nomenclature	facteur de croissance des dépenses	De 1995 à 1996	De 1996 à 1997	De 1997 à 1998	De 1998 à 1999	De 1999 à 2000	De 2000 à 2001	De 2001 à 2002
	Nombre de bénéficiaires RG+RI (1*)	0,61%	0,74%	0,76%	0,49%	0,53%	0,48%	0,42%
	Nombre de bénéficiaires RG (1)	0,74%	0,78%	1,05%	0,68%	0,68%	0,66%	0,59%
308136	coût moyen/cas (2*)	0,99%	-1,19%	1,72%	2,80%	2,52%	0,87%	-22,55%
308140		1,30%	-4,43%	6,65%	-3,40%	2,48%	-0,37%	-1,39%
308151		1,22%	-1,34%	2,16%	1,75%	2,11%	-108,55%	111,19%
308162		-3,42%	-1,46%	1,32%	3,68%	-2,84%	-5,17%	6,78%
306471		-5,97%	13,38%					
306482		11,24%						
11 Dents		14,63%	-1,19%	1,88%	2,33%	2,32%	-62,83%	52,17%
308136	nombre de cas / bénéficiaire RG+RI (3*)	68,14%	12,40%	5,09%	-3,69%	2,43%	-2,59%	-14,23%
308140		115,70%	-58,27%	-0,76%	74,23%	-46,49%	55,48%	-15,83%
308151		58,77%	6,30%	-2,47%	-1,58%	-0,13%	107,40%	-135,31%
308162		84,12%	-16,15%	-0,76%	28,28%	26,66%	-41,03%	-24,53%
306471		-484,44%						
306482		-195,20%						
11 Dents		44,02%	9,23%	1,65%	-2,59%	1,25%	61,38%	-83,00%
308136	nombre de cas / bénéficiaire RG (3)	68,01%	12,36%	4,80%	-3,87%	2,28%	-2,76%	-14,41%
308140		115,57%	-58,31%	-1,05%	74,04%	-46,64%	55,31%	-16,01%
308151		58,64%	6,26%	-2,76%	-1,77%	-0,28%	107,22%	-135,49%
308162		83,99%	-16,19%	-1,05%	28,09%	26,51%	-41,20%	-24,71%
306471		-484,57%						
306482		-195,33%						
11 Dents		43,89%	9,19%	1,36%	-2,78%	1,09%	61,21%	-83,18%
308136	Dépenses RG+RI (1*)+(2*)+(3*)	69,74%	11,94%	7,57%	-0,40%	5,48%	-1,24%	-36,36%
308140		117,62%	-61,97%	6,65%	71,32%	-43,48%	55,59%	-16,80%
308151		60,61%	5,69%	0,45%	0,66%	2,51%	-0,67%	-23,70%
308162		81,31%	-16,88%	1,32%	32,45%	24,35%	-45,72%	-17,34%
306471		-489,80%						
306482		-183,35%						
11 Dents		59,27%	8,77%	4,29%	0,23%	4,10%	-0,97%	-30,41%

3.5. SPECIALITES PHARMACEUTIQUES DELIVREES EN OFFICINE PUBLIQUE

Les spécialités délivrées en officine publique représentent plus de 13 % des dépenses des soins de santé (chiffres 2003) mais dans les tableaux des dépenses relatives aux soins de santé que l'on présente en général, ce montant de plus de 2 milliards est très peu décomposé. Ceci alors que les spécialités dont il est question se comptent par milliers et qu'elles recouvrent des situations très différentes.

La décomposition des dépenses de médicaments est d'autant plus difficile qu'au niveau de la nomenclature et des codes comptables, les différentes spécialités sont regroupées selon la catégorie de remboursement à laquelle elles appartiennent, ce qui du point de vue d'un suivi des dépenses apporte fort peu de possibilités d'exploitation.

Néanmoins, les spécialités pharmaceutiques délivrées en ambulatoire sont disponibles au niveau de Pharmanet. Mais là, le niveau de décomposition est extrême puisque les données sont disponibles au niveau du conditionnement d'un médicament (repris sous un code que l'on appelle 'CNK'). Une première approche visant à un regroupement qui permettrait un suivi statistique est d'utiliser la classification ATC (pour Anatomic Therapeutic Chemical) qui est un système de classification mis au point et recommandé par l'Organisation Mondiale de la Santé lorsqu'on étudie l'utilisation de médicaments. Dans ce système de classification, les médicaments sont divisés en différents groupes selon l'organe ou le système sur lequel ils agissent et leurs propriétés chimiques, pharmacologiques et thérapeutiques; cette classification compte 5 niveaux de décomposition.

Malheureusement, même lorsqu'on descend au 5e niveau de décomposition, soit, en général, à la molécule constituant le médicament, on se retrouve confronté à des situations fort différentes en matière de conditionnements qui rendent la comparaison malaisée. Afin de rendre cette comparaison possible, il faut passer par la DDD (pour Defined Daily Dose) qui est une unité de mesure définie par l'Organisation Mondiale de la Santé et recommandée dans le cadre d'études sur l'utilisation de médicaments. La DDD est la dose quotidienne de traitement d'un médicament pour son indication principale pour un adulte.

Mais ici encore, cette comparaison ne donne que des indications globales sur la façon dont les dépenses ont évolué alors qu'on le sait les firmes pharmaceutiques ont une stratégie individuelle pour chacun de leurs médicaments. Il nous paraît alors que si on veut avoir une idée du pourquoi, il faut suivre les évolutions des dépenses d'un médicament, et plus précisément d'un conditionnement d'un médicament.

Voici pourquoi, ci-dessous, nous avons étudié plus en détail certaines spécialités pharmaceutiques au sein de certaines classes thérapeutiques importantes : le choix des classes en question a été effectué soit parce qu'elles représentent un chiffre d'affaires considérable, soit parce que le médicament de marque de la classe connaît une certaine notoriété auprès du grand public, soit encore parce que la réaction en termes de politique de prix des médicaments de marque face à l'introduction du nouveau système de remboursement de référence dans la classe en question, a donné lieu à des évolutions intéressantes.

En effet, du point de vue des dépenses et surtout de leur compression dans un secteur qui connaît année après année ce que beaucoup qualifient de 'dérapages', l'année 2001, le 1er juin pour être précis, a connu l'introduction du remboursement sur base d'un prix de référence qui a comme implication que le remboursement d'un médicament original pour lequel il existe une alternative générique ou bon marché, est réduit au niveau du remboursement du médicament moins cher.

Dès lors, si le médecin traitant continue à prescrire le médicament de marque, le patient aura à payer un montant plus important. Ce système a permis à l'Assurance Maladie-Invalidité (AMI) de faire des économies, même s'il semble qu'une grosse partie de celles-ci ait été faite au détriment des patients, puisque manifestement, alors que c'était le 2e volet de la réforme, la prescription de médicaments génériques, même si elle a connu une progression, n'a pas connu le succès escompté, c'est-à-dire la règle plutôt que l'exception dans

les classes thérapeutiques disposant d'alternatives génériques.

Les exemples 19 à 25 qui suivent sont construits à partir des données des seules Mutualités Socialistes car les données Pharmanet ne sont pas disponibles au niveau national si ce n'est à l'INAMI. De plus comme les données du Pharmanet 'piste unique' ne sont disponibles que depuis le 1er janvier 2001, les cas étudiés le seront sur la période qui s'étend du 1er trimestre 2001 au 1er trimestre 2004.

Du fait de l'introduction du système de remboursement de référence, ce qui compte pour le calcul des pourcentages de prise en charge par l'AMI ce ne sont pas les prix des spécialités mais les bases de remboursement puisque c'est à partir de celles-ci que sont calculés ces pourcentages et ce sont donc ces bases de remboursement qui ont une influence sur les dépenses. Dès lors, la base de remboursement est l'unité de prix que nous utilisons ci-dessous.

A partir du 1er juin 2001, le système de remboursement de référence s'applique aux médicaments pour lesquels il existe une alternative équivalente mais moins chère (médicament générique ou copie) dont la base de remboursement (et donc le prix) est inférieure d'au moins 16 %. Pour ces spécialités de référence, une nouvelle base de remboursement est calculée, plafonnée au niveau du prix maximum du produit générique ou de la copie correspondant. La base de remboursement des produits originaux est donc diminuée de 16 %. Tous les six mois, la liste des produits faisant partie du système de référence (originaux, génériques et copies) est adaptée. En juillet 2002, pour être admis au remboursement, le générique ou la copie devait avoir une base de remboursement inférieure d'au moins 20 % par rapport à la spécialité originale et en janvier 2003, la base de remboursement du générique ou de la copie devait être inférieure d'au moins 26 % par rapport à la spécialité originale.

Exemple 19. Ranitidine (ATC A02BA02) - Ulcère gastro-duodénal – antihistaminiques H2

Comprimés 112 x 150 mg

Produit de marque: Zantac® (CNK 1432871)

Générique équivalent: Ranitidine EG® (CNK 1597186)

La ranitidine appartient à la catégorie de remboursement B. Le conditionnement choisi pour notre exemple couvre deux mois de traitement, ce qui est la durée moyenne du traitement d'un ulcère gastro-duodénal.

Ranitidine			janv-01	mars-01	avr-01	juin-01	juil-02	janv-03	mars-04
Zantac ®	1432871	Prix	58,65	46,26	46,26	46,88	40,48	36,88	35,68
		Base de remb.	58,65	46,26	46,26	40,48	39,04	36,88	35,68
				-21,13%	0,00%	-12,49%	-3,56%	-5,53%	-3,25%
Ranitidine EG ®	1597186	Prix			35,42	35,42	34,42	33,98	32,91
		Base de remb.	-	-	35,42	35,42	34,42	33,98	32,91
						0,00%	-2,82%	-1,28%	-3,15%

La base de remboursement du médicament de marque a pris de plein fouet l'introduction du système de remboursement de référence puisqu'en juin 2001, la différence entre le prix du médicament et la base de remboursement était de plus de 6 € (la base de remboursement était à 86 % du prix). Ensuite la firme propriétaire du Zantac® a commencé une course poursuite afin que le prix du médicament corresponde à la base de remboursement.

La Ranitidine EG® est apparue sur le marché belge en avril 2001 et sa base de remboursement a légèrement diminué en juillet 2002 puis encore en janvier 2003. Le fait que et son prix et sa base de remboursement soient inférieurs à la base de remboursement du médicament de marque indique qu'il s'agit d'un générique qui est encore moins cher que le prescrit légal.

Nombre de conditionnements		2001-1	2001-2	2001-3	2001-4	2002-1	2002-2	2002-3	2002-4	2003-1	2003-2	2003-3	2003-4	2004-1
Zantac ®	1432871	6.904	7.553	4.671	6.560	6.774	7.566	7.557	7.082	5.132	5.984	5.643	5.654	5.203
Ranitidine EG ®	1597186	1	1.848	3.074	3.416	3.236	3.648	3.840	3.779	2.915	3.069	2.868	2.764	2.505

L'évolution du nombre de conditionnements délivrés indique clairement que la Zantac® a dans un premier temps souffert de l'introduction du générique d'Eurogenerics sur le marché mais la situation s'est ensuite établie à une répartition 2/3 – 1/3. A partir du 1er trimestre 2003, on assiste pour les 2 médicaments à une chute des conditionnements délivrés

Ranitidine	Facteur de croissance	2001-2 / 2001-1	2001-3 / 2001-2	2001-4 / 2001-3	2002-1 / 2001-4	2002-2 / 2002-1	2002-3 / 2002-2	2002-4 / 2002-3	2003-1 / 2002-4	2003-2 / 2003-1	2003-3 / 2003-2	2003-4 / 2003-3	2004-1 / 2003-4
Zantac ®	Nbre de cond.(1)	8,98%	-48,06%	33,96%	3,21%	11,06%	-0,12%	-6,49%	-32,21%	15,36%	-5,87%	0,19%	-8,31%
	Coût moyen (2)	-17,95%	-12,27%	-0,12%	-0,93%	-0,45%	-4,30%	-0,26%	-5,24%	-0,10%	-0,19%	0,01%	-1,27%
	Dépenses (1)+(2)	-8,97%	-60,33%	33,84%	2,28%	10,61%	-4,42%	-6,76%	-37,44%	15,26%	-6,06%	0,21%	-9,58%
Ranitidine EG ®	Nbre de cond.(1)	752,19%	50,89%	10,55%	-5,41%	11,98%	5,13%	-1,60%	-25,96%	5,15%	-6,77%	-3,69%	-9,84%
	Coût moyen (2)	1,32%	-3,13%	0,02%	-0,19%	-0,34%	-3,23%	0,16%	-1,67%	0,54%	0,02%	0,21%	-1,93%
	Dépenses (1)+(2)	753,51%	47,75%	10,57%	-5,60%	11,64%	1,90%	-1,44%	-27,63%	5,69%	-6,75%	-3,49%	-11,77%

L'évolution du coût moyen (facteur de croissance (2)) suit assez fidèlement l'évolution constatée au niveau de la base de remboursement de chacun des médicaments. Et c'est donc assez logiquement l'évolution du nombre de conditionnement (facteur de croissance (1)) qui influence l'évolution des dépenses.

Exemple 20. Gliclazide (ATC A10BB09) et Metformine (A10BA02) – diabète – antidiabétiques oraux

Ces deux molécules font partie de la catégorie de remboursement A. Le conditionnement du gliclazide dans l'exemple couvre 30 jours de traitement. Le diabète est une affection chronique qui nécessite un traitement à vie.

a. Gliclazide

Comprimés 60 x 80 mg

Produit de marque: Diamicron ® (CNK 109017)

Générique équivalent: Merck-Gliclazide ® (CNK 1584317)

Gliclazide			janv-01	févr-01	juin-01	juil-02	janv-03	mars-04
Diamicron ®	109017	Prix	13,76	13,76	13,76	13,76	13,76	13,14
		Base de remb.	13,76	13,76	11,55	11,01	10,18	9,72
				0,00%	-16,06%	-4,68%	-7,54%	-4,52%
Merck-Gliclazide ®	1584317	Prix		11,55	11,55	11,01	10,18	9,72
		Base de remb.		11,55	11,55	11,01	10,18	9,72
					0,00%	-4,68%	-7,54%	-4,52%

Le prix du Diamicron® n'a connu de diminution qu'en toute fin de période étudiée alors que la base de remboursement a connu une évolution qui suit les adaptations du système de remboursement de référence. Le générique de Merck, qui est apparu en février 2001 est le générique de référence, ce qui a comme implication que prix et base de référence sont identiques pour cette spécialité.

Nombre de condition-nements		2001 - 1	2001 - 2	2001 - 3	2001 - 4	2002 - 1	2002 - 2	2002 - 3	2002 - 4	2003 - 1	2003 - 2	2003 - 3	2003 - 4	2004 - 1
Diamicron ®	109017	54.533	51.459	28.121	26.539	23.415	25.400	23.781	23.659	19.841	22.762	20.961	17.817	14.429
Merck-Gliclazide ®	1584317	24	3.848	20.753	24.024	22.394	24.240	23.777	24.259	22.259	24.476	24.234	21.853	19.157

L'introduction du générique a eu comme conséquence qu'une grande partie des conditionnements prescrits par les médecins s'est déplacée vers le générique, ce qui s'explique certainement par le fait qu'il s'agit d'une molécule pour un traitement à vie. A partir du dernier trimestre de 2003, on constate aussi une érosion du nombre de conditionnements délivrés des 2 médicaments.

Gliclazide	Facteur de croissance	2001-2 / 2001-1	2001-3 / 2001-2	2001-4 / 2001-3	2002-1 / 2001-4	2002-2 / 2002-1	2002-3 / 2002-2	2002-4 / 2002-3	2003-1 / 2002-4	2003-2 / 2003-1	2003-3 / 2003-2	2003-4 / 2003-3	2004-1 / 2003-4
Diamicron ®	Nbre de cond.(1)	-5,80%	-60,43%	-5,79%	-12,52%	8,14%	-6,59%	-0,51%	-17,60%	13,73%	-8,24%	-16,25%	-21,09%
	Coût moyen (2)	-3,54%	-12,93%	0,00%	0,00%	-0,29%	-4,83%	-0,04%	-7,77%	-0,11%	-0,02%	0,01%	-1,77%
	Dépenses (1)+(2)	-9,34%	-73,36%	-5,79%	-12,52%	7,85%	-11,42%	-0,55%	-25,37%	13,62%	-8,26%	-16,24%	-22,86%
Merck-Gliclazide ®	Nbre de cond.(1)	507,73%	168,51%	14,64%	-7,03%	7,92%	-1,93%	2,01%	-8,60%	9,49%	-0,99%	-10,34%	-13,17%
	Coût moyen (2)	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	-0,20%	-4,86%	-0,03%	-7,76%	0,05%	-0,06%	-0,02%	-1,82%
	Dépenses (1)+(2)	507,73%	168,51%	14,64%	-7,03%	7,72%	-6,79%	1,98%	-16,37%	9,55%	-1,05%	-10,37%	-14,99%

Ici aussi, le facteur de croissance du prix (coût moyen) suit de près les évolutions enregistrées des bases de remboursement des médicaments. Assez logiquement aussi, c'est l'évolution du nombre de conditionnements délivrés qui imprime son rythme à l'évolution des dépenses.

b. Metformine

Comprimés 100 x 850 mg

Produit de marque: Glucophage ® (CNK 44057)

Générique équivalent: Merck-Metformine ® (CNK 1584317)

Metformine			janv-01	févr-01	juin-01	nov-01	juil-02	janv-03	juin-03	mars-04
Glucophage ®	44057	Prix	10,39	10,39	10,39	8,73	8,31	7,69	7,69	7,34
		Base de remb.	10,39	10,39	8,73	8,73	8,31	7,69	7,69	7,34
				0,00%	-15,98%	0,00%	-4,81%	-7,46%	0,00%	-4,55%
Merck-Metformine ®	1539246	Prix	-	8,73	8,73	8,06	7,90	7,69	7,65	7,31
		Base de remb.		8,73	8,73	8,06	7,90	7,69	7,65	7,31
					0,00%	-7,67%	-1,99%	-2,66%	-0,52%	-4,44%

Contrairement au gliclazide, pour cette molécule liée au diabète, l'évolution du médicament de marque a été influencée par l'introduction du nouveau système et à la mise sur le marché du générique qui est devenu celui de référence. Il est à noter que les 2 médicaments étudiés ici sont de la même firme (Merck).

Nombre de condition-nements		2001 - 1	2001 - 2	2001 - 3	2001 - 4	2002 - 1	2002 - 2	2002 - 3	2002 - 4	2003 - 1	2003 - 2	2003 - 3	2003 - 4	2004 - 1
Glucophage ®	44057	55.666	52.223	40.359	45.526	44.486	50.417	47.943	51.463	46.540	55.697	52.438	50.912	48.872
Merck-Metformine ®	1539246	51	3.262	6.818	6.311	5.259	5.601	5.287	5.244	4.756	5.396	5.378	5.194	5.009

Au contraire de ce que l'on a pu constater au niveau du gliclazide, l'introduction du générique de Merck n'a fait qu'entamer la position du Glucophage® au niveau des conditionnements délivrés.

Metformine	Facteur de croissance	2001-2 / 2001-1	2001-3 / 2001-2	2001-4 / 2001-3	2002-1 / 2001-4	2002-2 / 2002-1	2002-3 / 2002-2	2002-4 / 2002-3	2003-1 / 2002-4	2003-2 / 2003-1	2003-3 / 2003-2	2003-4 / 2003-3	2004-1 / 2003-4
Glucophage ®	Nbre de cond.(1)	-6,38%	-25,77%	12,05%	-2,31%	12,52%	-5,03%	7,09%	-10,06%	17,96%	-6,03%	-2,95%	-4,09%
	Coût moyen (2)	-1,79%	-12,82%	-0,11%	0,00%	-0,36%	-4,99%	-0,02%	-7,73%	-0,02%	-0,02%	0,00%	-1,95%
	Dépenses (1)+(2)	-8,17%	-38,59%	11,94%	-2,31%	12,16%	-10,02%	7,07%	-17,78%	17,94%	-6,05%	-2,95%	-6,04%
Merck-Metformine ®	Nbre de cond.(1)	415,83%	73,72%	-7,73%	-18,24%	6,30%	-5,77%	-0,82%	-9,77%	12,63%	-0,33%	-3,48%	-3,63%
	Coût moyen (2)	0,00%	0,00%	-4,97%	-3,01%	-0,16%	-2,18%	-0,04%	-2,69%	-0,24%	-0,25%	-0,07%	-1,84%
	Dépenses (1)+(2)	415,83%	73,72%	-12,70%	-21,25%	6,14%	-7,95%	-0,86%	-12,46%	12,38%	-0,59%	-3,55%	-5,46%

Mais ici encore, le facteur de croissance prix reflète les évolutions des bases de remboursement et l'évolution des dépenses est due principalement à l'évolution du nombre de conditionnements.

Exemple 21. Amoxicilline (ATC J01CA04) – Infections – Antibiotiques.

Comprimés 8 x 1 g

Produit de marque: Clamoxyl "Tabs" ® (CNK 1100239)

Générique équivalent: Amoxicilline EG ® (CNK 1373158)

L'amoxicilline appartient à la catégorie de remboursement B. Pour une courte cure d'antibiotiques de 8 jours, une boîte d'amoxicilline 8 x 1g suffit.

Amoxicilline			janv-01	juin-01	nov-01	juil-02	janv-03	mars-04
Clamoxyl 'Tabs' ®	1100239	Prix	13,39	11,25	11,25	11,25	9,92	9,47
		Base de remb.	13,39	11,25	11,25	10,72	9,92	9,47
				-15,98%	0,00%	-4,71%	-7,46%	-4,54%
Amoxicilline EG ®	1373158	Prix	11,25	11,25	9,00	9,00	9,00	8,60
		Base de remb.	11,25	11,25	9,00	9,00	9,00	8,60
				0,00%	-20,00%	0,00%	0,00%	-4,44%

La firme propriétaire du médicament de marque a réagi vigoureusement à l'introduction du nouveau système puisqu'elle a très vite aligné ses prix sur la base de remboursement maximale autorisée. Le générique qui était celui de référence à l'introduction du système de remboursement de référence est ensuite devenu encore moins cher qu'il n'était légalement obligé de l'être.

Nombre de conditionnements		2001 - 1	2001 - 2	2001 - 3	2001 - 4	2002 - 1	2002 - 2	2002 - 3	2002 - 4	2003 - 1	2003 - 2	2003 - 3	2003 - 4	2004 - 1
Clamoxyl 'Tabs' ®	1100239	22.548	17.888	15.795	21.600	22.304	19.200	15.592	18.514	16.451	16.858	14.242	17.413	14.802
Amoxicilline ®	1373158	5.888	6.155	4.785	5.431	7.141	6.104	5.389	6.812	6.142	6.130	5.667	7.644	7.371

Il est évidemment assez difficile de comparer les trimestres entres eux du fait des affections que les antibiotiques soignent et qui sont en général associées aux mois d'hiver. On constate néanmoins un essoufflement de la délivrance du médicament de marque alors que le générique se voit plus souvent prescrit.

Amoxicilline	Facteur de croissance	2001-2 / 2001-1	2001-3 / 2001-2	2001-4 / 2001-3	2002-1 / 2001-4	2002-2 / 2002-1	2002-3 / 2002-2	2002-4 / 2002-3	2003-1 / 2002-4	2003-2 / 2003-1	2003-3 / 2003-2	2003-4 / 2003-3	2004-1 / 2003-4
Clamoxyl 'Tabs' ®	Nbre de cond.(1)	-23,15%	-12,44%	31,30%	3,21%	-14,99%	-20,82%	17,18%	-11,81%	2,44%	-16,86%	20,10%	-16,25%
	Coût moyen (2)	-4,07%	-12,24%	0,08%	-0,30%	0,02%	-4,87%	0,03%	-7,93%	0,05%	0,07%	-0,04%	-1,88%
	Dépenses (1)+(2)	-27,23%	-24,68%	31,38%	2,91%	-14,96%	-25,69%	17,21%	-19,74%	2,50%	-16,79%	20,06%	-18,12%
Amoxicilline EG ®	Nbre de cond.(1)	4,43%	-25,18%	12,66%	27,37%	-15,69%	-12,46%	23,43%	-10,35%	-0,20%	-7,85%	29,93%	-3,64%
	Coût moyen (2)	-2,07%	-4,27%	-14,07%	-8,27%	0,07%	-0,07%	-0,08%	0,19%	-0,23%	0,09%	0,06%	-1,96%
	Dépenses (1)+(2)	2,36%	-29,45%	-1,41%	19,11%	-15,62%	-12,53%	23,36%	-10,16%	-0,43%	-7,76%	29,98%	-5,60%

Une fois encore, l'évolution des dépenses est fortement influencée par l'évolution du nombre de conditionnements délivrés puisque le facteur de croissance (2) (coût moyen) suit, au prorata du nombre de mois concernés dans le trimestre, l'évolution constatée au niveau des bases de remboursement.

Exemple 22. Bisoprolol (ATC C07AB07) – Hypertension – bèta-bloquants.

Dragées 56 x 5 mg

Produit de marque: Emconcor Mitis ® (CNK 275446)

Générique équivalent: Merck-Bisoprolol ® (CNK 1608660)

Le bisoprolol appartient à la catégorie de remboursement B. Le conditionnement de l'exemple couvre un mois de traitement. L'hypertension est une maladie chronique qui nécessite un traitement continu.

Bisoprolol			janv-01	juil-01	oct-01	juil-02	janv-03	juil-03	janv-04
Emconcor Mitis ®	275446	Prix	14,87	14,87	12,84	12,33	12,33	11,34	12,33
		Base de remb.	14,87	14,87	12,49	11,90	11,01	10,13	11,01
				0,00%	-16,01%	-4,72%	-7,48%	-7,99%	8,69%
Merck-Bisoprolol ®	1608660	Prix		11,90	10,78	10,78	10,58	10,13	10,13
		Base de remb.	-	11,90	10,78	10,78	10,58	10,13	10,13
					-9,41%	0,00%	-1,86%	-4,25%	0,00%

Le générique de Merck n'a fait son apparition qu'en juillet 2001. Le prix du médicament de marque s'est un peu adapté aux nouvelles bases de remboursement mais à partir de janvier 2004, il n'a plus essayé de suivre le mouvement à la baisse.

Nombre de condition-nements		2001 - 1	2001 - 2	2001 - 3	2001 - 4	2002 - 1	2002 - 2	2002 - 3	2002 - 4	2003 - 1	2003 - 2	2003 - 3	2003 - 4	2004 - 1
Emconcor Mitis ®	275446	17.460	19.007	18.953	20.202	19.172	21.299	21.061	21.851	19.638	22.455	22.466	21.792	20.509
Merck-Bisoprolol ®	1608660	0	0	163	872	1.313	1.867	2.363	2.847	2.920	3.380	3.589	3.799	3.942

L'évolution du nombre de conditionnements délivrés montre un lent grignotage du générique par rapport au médicament de marque.

Bisoprolol	Facteur de croissance	2001-2 / 2001-1	2001-3 / 2001-2	2001-4 / 2001-3	2002-1 / 2001-4	2002-2 / 2002-1	2002-3 / 2002-2	2002-4 / 2002-3	2003-1 / 2002-4	2003-2 / 2003-1	2003-3 / 2003-2	2003-4 / 2003-3	2004-1 / 2003-4
Emconcor Mitis ®	Nbre de cond.(1)	8,49%	-0,28%	6,38%	-5,23%	10,52%	-1,12%	3,68%	-10,68%	13,40%	0,05%	-3,05%	-6,07%
	Coût moyen (2)	0,10%	-0,02%	-17,56%	0,00%	-0,42%	-5,16%	-0,14%	-7,53%	-0,09%	-8,34%	-0,20%	8,47%
	Dépenses (1)+(2)	8,59%	-0,31%	-11,18%	-5,23%	10,11%	-6,29%	3,55%	-18,21%	13,32%	-8,29%	-3,24%	2,40%
Merck-Bisoprolol ®	Nbre de cond.(1)			167,70%	40,93%	35,20%	23,56%	18,63%	2,53%	14,63%	6,00%	5,69%	3,70%
	Coût moyen (2)			-10,46%	0,24%	-1,15%	-1,18%	-0,28%	-0,40%	0,06%	-4,18%	-0,14%	-0,03%
	Dépenses (1)+(2)			157,24%	41,17%	34,05%	22,38%	18,35%	2,13%	14,69%	1,82%	5,55%	3,67%

Les évolutions des coûts moyens sont tout à fait dans les proportions des évolutions des bases de remboursement respectives, avec comme conséquence que l'évolution des dépenses dépend de l'évolution du nombre de conditionnements délivrés.

Exemple 23. Fluoxétine (ATC N06AB03) Dépression – Inhibiteurs sélectifs de la reprise de la sérotonine (ISRS).

Caps. 28 x 20 mg

Produit de marque: Prozac ® (CNK 1096791)

Générique équivalent: Fluoxetine EG ® (CNK 1531375)

La fluoxétine appartient à la catégorie de remboursement B. Le traitement médicamenteux de la dépression à l'aide de ISRS est souvent de longue durée. Après la disparition des symptômes de dépression, le traitement continue en général durant 4 à 6 mois. Dans le cas d'une dépression récidivante grave, on prescrit souvent une thérapie d'entretien durant des années. Le conditionnement de l'exemple sert, dans la majorité des cas, à un mois de traitement.

Fluoxétine			janv-01	juin-01	juil-01	juil-02	janv-03
Prozac ®	1096791	Prix	34,66	31,71	31,71	30,97	29,87
		Base de remb.	34,66	30,74	30,74	29,76	28,29
				-11,31%	0,00%	-3,19%	-4,94%
Fluoxetine EG ®	1531375	Prix	27,71	27,71	22,76	22,76	22,76
		Base de remb.	27,71	27,71	22,76	22,76	22,76
				0,00%	-17,86%	0,00%	0,00%

Les évolutions de la base de remboursement (et donc de son prix) du générique se sont faites au rythme des adaptations du système de remboursement de référence. Le générique ici étudié est beaucoup moins cher que le générique qui sert de référence pour la fixation de la base de remboursement de la spécialité de marque, ce qui fait que la différence de prix entre les 2 médicaments est importante mais que la différence en termes de tickets modérateurs pour le patient n'est pas aussi importante.

Nombre de conditionnements		2001 - 1	2001 - 2	2001 - 3	2001 - 4	2002 - 1	2002 - 2	2002 - 3	2002 - 4	2003 - 1	2003 - 2	2003 - 3	2003 - 4	2004 - 1
Prozac ®	1096791	33.817	25.831	19.019	18.225	16.385	16.549	15.234	14.957	11.655	13.012	11.835	10.895	9.379
Fluoxétine EG ®	1531375	9.961	13.920	18.009	16.866	15.304	12.073	7.586	6.347	4.825	4.657	3.714	3.349	2.879

Le constat général pour les 2 médicaments est une baisse générale du nombre de conditionnements délivrés au cours de la période analysée. Le second constat est qu'alors qu'en début de période on enregistre un équilibrage de l'un et l'autre des médicaments en termes de conditionnements délivrés, force est de constater que le médicament de marque est délivré dans 3 cas sur 4 en fin de période comme en début de période.

Fluoxétine	Facteur de croissance	2001-2 / 2001-1	2001-3 / 2001-2	2001-4 / 2001-3	2002-1 / 2001-4	2002-2 / 2002-1	2002-3 / 2002-2	2002-4 / 2002-3	2003-1 / 2002-4	2003-2 / 2003-1	2003-3 / 2003-2	2003-4 / 2003-3	2004-1 / 2003-4
Prozac ®	Nbre de cond.(1)	-26,94%	-30,61%	-4,26%	-10,64%	-1,00%	-8,28%	-1,84%	-24,94%	-11,01%	-9,48%	-8,28%	-14,98%
	Coût moyen (2)	-0,61%	-10,11%	-1,16%	-0,06%	-0,38%	-3,44%	-0,03%	-4,96%	0,06%	0,13%	-0,28%	-0,09%
	Dépenses (1)+(2)	-27,55%	-40,72%	-3,11%	-10,70%	-0,62%	-11,72%	-1,86%	-29,90%	-11,07%	-9,35%	-8,56%	-15,07%
Fluoxétine EG ®	Nbre de cond.(1)	-33,46%	-25,75%	-6,56%	-9,72%	-23,71%	-46,47%	-17,83%	-27,42%	-3,54%	-22,63%	-10,34%	-15,12%
	Coût moyen (2)	1,59%	-36,38%	6,23%	-3,06%	-0,41%	9,29%	-0,04%	0,08%	-0,25%	0,40%	-0,28%	-0,38%
	Dépenses (1)+(2)	-35,06%	-10,63%	-0,33%	-12,78%	-24,12%	-37,18%	-17,87%	-27,34%	-3,79%	-22,22%	-10,62%	-15,50%

Pour le médicament de marque, on retrouve assez fidèlement les évolutions des bases de remboursement dans le facteur de croissance du coût moyen avec une petite évolution positive lors du 4e trimestre 2001 qui n'a pas d'origine dans une évolution de la base de remboursement. Par contre, pour ce qui est du générique, on assiste à une évolution du coût moyen qui ne répond pas du tout aux évolutions de la base de remboursement, du moins jusqu'à fin 2002.

Exemple 24. Tamoxifène (ATC L02BA01) – Cancer du sein – Antiestrogènes.

Compr. 60 x 20 mg

Produit de marque: Nolvadex-D20 ® (CNK 1467042)

Générique équivalent: Tamoxifen EG ® (CNK 1281336)

Le tamoxifène est administré comme thérapie adjuvante dans le cas du cancer du sein. Il appartient à la catégorie de remboursement A.

Tamoxifène			janv-01	mai-01	juin-01	nov-01	juil-02	janv-03	mars-04
Nolvadex D-20 ®	1467042	Prix	57,04	53,94	47,60	47,60	45,80	43,10	41,13
		Base de remb.	57,04	53,94	47,60	47,60	45,80	43,10	41,13
				-5,43%	-11,75%	0,00%	-3,78%	-5,90%	-4,57%
Tamoxifen EG ®	1281336	Prix	44,52	44,52	44,52	40,80	39,32	39,32	37,55
		Base de remb.	44,52	44,52	44,52	40,80	39,32	39,32	37,55
				0,00%	0,00%	-8,36%	-3,63%	0,00%	-4,50%

Les évolutions des bases de remboursement se sont faites au rythme des adaptations du système de remboursement de référence, si ce n'est que le générique d'Eurogenerics a connu une baisse de prix et donc de sa base de remboursement en novembre 2001 et que le Nolvadex a anticipé l'introduction du système de remboursement de référence en diminuant son prix (qui était aussi sa base de remboursement) en mai 2001. Le médicament de marque a toujours eu un prix équivalent à sa base de remboursement. Le générique ici décrit est un générique qui est moins cher que le générique de référence pour la fixation de la base de remboursement.

Nombre de conditionnements		2001 - 1	2001 - 2	2001 - 3	2001 - 4	2002 - 1	2002 - 2	2002 - 3	2002 - 4	2003 - 1	2003 - 2	2003 - 3	2003 - 4	2004 - 1
Nolvadex d-20 ®	1467042	0	43	121	140	160	154	183	210	364	507	543	605	546
Tamoxifen EG ®	1281336	2	11	18	45	84	86	101	97	80	111	95	97	80

Le nombre de conditionnements est assez restreint mais on ne peut que constater une croissance assez soutenue jusqu'à la fin 2003.

Tamoxifène	Facteur de croissance	2001-2 / 2001-1	2001-3 / 2001-2	2001-4 / 2001-3	2002-1 / 2001-4	2002-2 / 2002-1	2002-3 / 2002-2	2002-4 / 2002-3	2003-1 / 2002-4	2003-2 / 2003-1	2003-3 / 2003-2	2003-4 / 2003-3	2004-1 / 2003-4
Nolvadex d-20 ®	Nbre de cond.(1)		103,46%	14,59%	13,35%	-3,82%	17,25%	13,76%	55,00%	33,14%	6,86%	10,81%	-10,26%
	Coût moyen (2)		-4,25%	0,00%	0,00%	0,00%	-3,85%	-0,48%	-5,87%	-0,72%	0,99%	0,00%	-2,61%
	Dépenses (1)+(2)		99,21%	14,59%	13,35%	-3,82%	13,40%	13,28%	49,13%	32,42%	7,85%	10,81%	-12,87%
Tamoxifen EG ®	Nbre de cond.(1)	170,47%	49,25%	91,63%	62,42%	2,35%	16,08%	-4,04%	-19,27%	32,75%	-15,57%	2,08%	-19,27%
	Coût moyen (2)	0,00%	0,00%	-5,34%	-3,39%	0,00%	-3,69%	-1,04%	1,04%	-0,90%	0,90%	0,00%	-2,10%
	Dépenses (1)+(2)	170,47%	49,25%	86,29%	59,03%	2,35%	12,38%	-5,08%	-18,23%	31,85%	-14,66%	2,08%	-21,37%

L'évolution des bases de remboursement se retrouve dans les évolutions du facteur de croissance (2) (coût moyen).

Exemple 25. Diclofénac (ATC M01AB05) – Douleur et inflammation – Anti-inflammatoires non stéroïdiens (AINS)

Compr. 60 x 75 mg

Produit de marque: Voltaren Retard ® (CNK 1115716)

Générique équivalent: Diclofenac EG ® (CNK 1620483)

Le diclofénac appartient à la catégorie de remboursement B. Les anti-inflammatoires non stéroïdiens sont souvent prescrits contre les arthralgies qui résultent d'arthrose. Le conditionnement de notre exemple est valable pour 45 jours de traitement.

Diclofénac			janv-01	janv-02	mai-02	juil-02	janv-03	mars-03	mars-04
Voltaren Retard ®	1115716	Prix	22,83	22,83	22,83	22,83	22,83	22,83	21,80
		Base de remb.	22,83	19,19	19,19	18,28	16,91	16,91	16,15
				-15,94%	0,00%	-4,74%	-7,49%	0,00%	-4,49%
Diclofenac EG ®	1620483	Prix	-	-	16,24	16,24	16,24	15,51	15,51
		Base de remb.	-	-	16,24	16,24	16,24	15,51	15,51
						0,00%	0,00%	-4,50%	0,00%

Le générique n'a fait son apparition sur le marché qu'en mai 2002; il est moins cher que le générique ayant servi de référence pour la fixation de la base de remboursement. L'évolution de la base de remboursement du médicament de marque correspond aux adaptations du système; le médicament de marque n'a vu son prix évoluer qu'en fin de période.

Nombre de conditionnements		2001 - 1	2001 - 2	2001 - 3	2001 - 4	2002 - 1	2002 - 2	2002 - 3	2002 - 4	2003 - 1	2003 - 2	2003 - 3	2003 - 4	2004 - 1
Voltaren Retard ®	1115716	13.738	13.474	12.840	13.269	11.986	13.792	13.052	13.319	11.708	13.465	13.382	12.135	11.049
Diclofenac EG ®	1620483	0	0	0	0	0	757	1.710	2.058	2.352	2.960	3.188	3.321	3.355

Diclofénac	Facteur de croissance	2001-2 / 2001-1	2001-3 / 2001-2	2001-4 / 2001-3	2002-1 / 2001-4	2002-2 / 2002-1	2002-3 / 2002-2	2002-4 / 2002-3	2003-1 / 2002-4	2003-2 / 2003-1	2003-3 / 2003-2	2003-4 / 2003-3	2004-1 / 2003-4
Voltaren Retard ®	Nbre de cond.(1)	-1,94%	-4,82%	3,29%	-10,17%	14,03%	-5,51%	2,03%	-12,89%	13,98%	-0,62%	-9,78%	-9,38%
	Coût moyen (2)	-1,49%	-0,08%	-0,07%	-17,09%	-0,54%	-5,20%	-0,34%	-7,58%	-0,04%	-0,03%	-0,30%	-1,94%
	Dépenses (1)+(2)	-0,45%	-4,90%	3,22%	-27,26%	13,50%	-10,71%	1,68%	-20,47%	13,94%	-0,65%	-10,08%	-11,31%
Diclofenac EG ®	Nbre de cond.(1)						81,49%	18,52%	13,35%	22,99%	7,42%	4,09%	1,02%

	Coût moyen (2)						0,47%	-0,12%	-0,14%	-0,18%	0,14%	-0,06%	-1,73%
	Dépenses (1)+(2)						81,96%	18,41%	13,21%	22,81%	7,56%	4,03%	-0,71%

Autant on retrouve les baisses des montants de la base de remboursement dans l'évolution du coût moyen (facteur de croissance (2)) du Voltaren autant celle de mars 2003 n'apparaît pas l'évolution du coût moyen du générique.

Chapitre II Annexe 4: Mesures reglementaires

4. CHAPITRE II ANNEXE 4: MESURES REGLEMENTAIRES

4.1. ANNEXE C1.A

C1.A. Consultations, visites et avis des médecins

Répertoire des modifications de la nomenclature

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « C1.A »

4.2. ANNEXE C1.B

C1.B. Les soins infirmiers à domicile

Répertoire des modifications de la nomenclature

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « C1.B »

Nomenclature des soins infirmiers : prix

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « C1.B prix »

4.3. ANNEXE C1.C

C1.C. Les soins dentaires

Répertoire des modifications de la nomenclature

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « C1.C »

4.4. ANNEXE C2

C2. Prestations pharmaceutiques

Répertoire des modifications de la nomenclature

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « C2 »

4.5. ANNEXE C3

C3. Auxiliaires paramédicaux de l'assurance

Répertoire des modifications de la nomenclature

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « C3 »

Lettre clé T et Y

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « complément C3 »

4.6. ANNEXE C4

C4. Prestations spéciales

Répertoire des modifications de la nomenclature

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « C4 »

4.7. ANNEXE C5

C5. Chirurgie – Anesthésiologie

Répertoire des modifications de la nomenclature

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « C5 »

4.8. ANNEXE C6

C6. Accouchements – Gynécologie – Obstétrique

Répertoire des modifications de la nomenclature

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « C6 »

4.9. ANNEXE C7A

C7A. Financement des hôpitaux

BIJLAGE C7A1: WIJZIGINGEN IN OPMAAK C-CODES EN N_CODES IN DE PERIODE 1995-2002

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « C7A1»

BIJLAGE C7A2: INDELING C-CODES NAAR BUDGETTAIRE RUBRIEKEN VOOR 1995-2002

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « C7A2»

4.10. ANNEXE C7B

C7B. Maisons de repos et de soins - Maisons pour personnes âgées

Répertoire des modifications de la nomenclature

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « C7B »

Forfaits : prix

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « Forfait MR prix »

4.11. ANNEXE AUTRES

C0. Régularisations ne pouvant pas être ventilées par le document C

C9. Placement et frais de déplacement

Répertoire des modifications de la nomenclature

Se trouve dans le fichier "modifications nomenclature.xls", page « autres »

Chapitre III: Bijlagen

5. CHAPITRE III: BIJLAGEN

5.1. BIJLAGE 1: VOORBEELD INSTITUTIONELE EFFECTEN EN INDICES BEREKENING

Beschouw 4 goederen "A, B, C, D" met als opgegeven cijfers de budgettaire waarde ("VALUE") en hoeveelheden ("QUANTITY") voor een periode 200t tot en met 200t+4. De gehanteerde prijzen ("PRICE") betreffen bijgevolg afgeleide waarden (VALUE / QUANTITY).

Het onderstaande voorbeeld illustreert hoe een zuiver institutionele ingreep, waarbij de definitie van "QUANTITY" arbitrair gewijzigd wordt, resulteert in afwijkende conclusies inzake de respectieve impact van hoeveelheid en prijs aan de hand van vaste Fisher-indices.

Twee casussen worden in aanmerking genomen. In het eerste voorbeeld blijft de definitie van "QUANTITY' voor het goed C in het jaar 200t+3 ongewijzigd, wat tot de conclusie leidt dat voornamelijk hoeveelheidseffecten de totale uitgaven voor de goederenkorf hebben doen stijgen (indices (1)). In het tweede voorbeeld wordt de definitie van "QUANTITY" gewijzigd door de beleidsvoerder, wat concreet neerkomt op een verdubbeling van het aantal gerapporteerde gevallen. In het voorliggende rekenschema, waarbij prijs als afgeleide waarde bekomen wordt, resulteert dit in sterk afwijkende conclusies aan de hand van Fisher-indices (Indices (2)).

VOORBEELD 1

VALUE (uitgaven)					
	200t	200t+1	200t+2	200t+3	200t+4
A	100	120	140	170	200
B	200	250	300	220	200
C	300	320	300	280	250
D	400	410	420	440	450

QUANTITY (1)					
	200t	200t+1	200t+2	200t+3	200t+4
A	5	6	7	7	8
B	4	5	6	4	3
C	8	8	7	7	7
D	10	10	10	10	11

PRICE (1)					
	200t	200t+1	200t+2	200t+3	200t+4
A	20	20	20	24	25
B	50	50	50	55	67
C	38	40	43	40	36
D	40	41	42	44	41

INDICES (1)					
	200t	200t+1	200t+2	200t+3	200t+4
V	100	110	116	111	110
FP	100	102,9	105,75	110,43	108,64
FQ	100	106,9	109,69	100,51	101,25

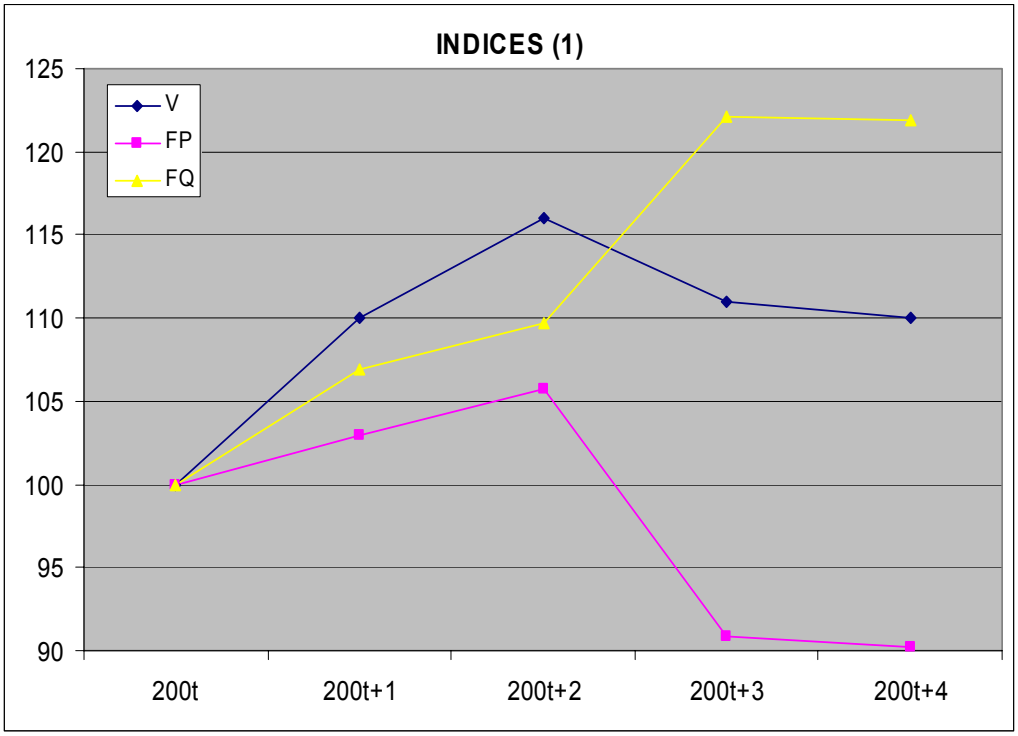
VOORBEELD 2 (zelfde uitgaven als in voorbeeld 1)

QUANTITY (2)					
	200t	200t+1	200t+2	200t+3	200t+4
A	5	6	7	7	8
B	4	5	6	4	3
C	8	8	7	14	14
D	10	10	10	10	11

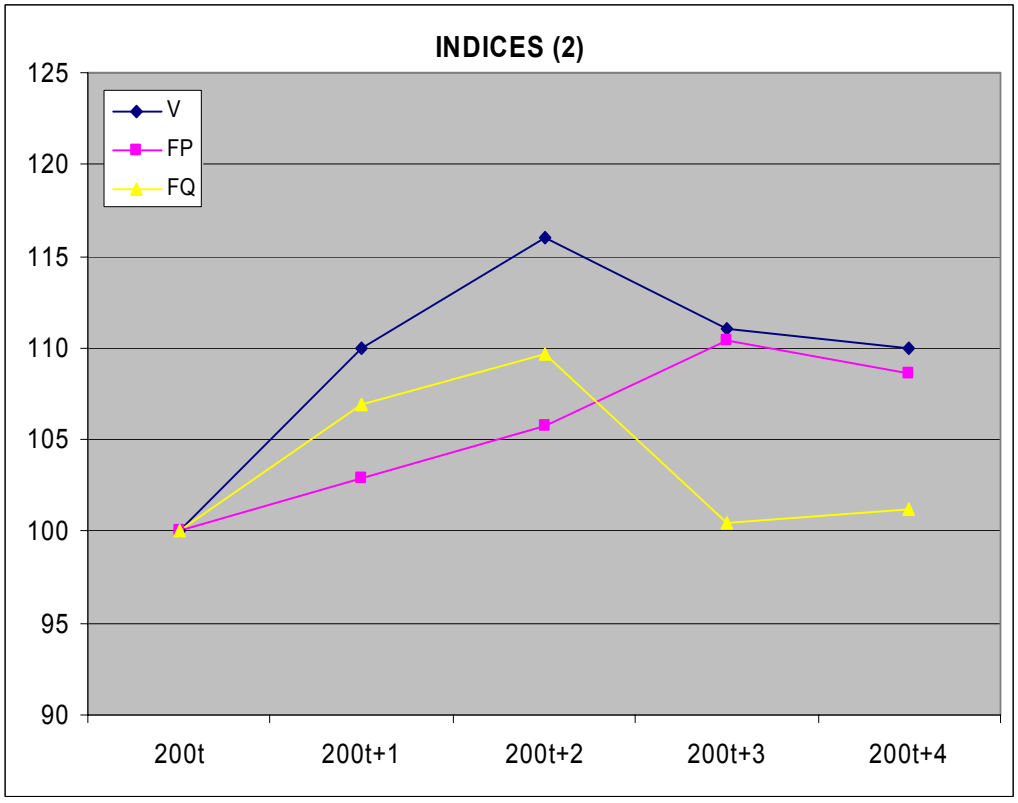
PRICE (2)					
	200t	200t+1	200t+2	200t+3	200t+4
A	20	20	20	24	25
B	50	50	50	55	67
C	38	40	43	20	18
D	40	41	42	44	41

INDICES (2)					
	200t	200t+1	200t+2	200t+3	200t+4
V	100	110	116	111	110
FP	100	102,9	105,75	90,889	90,227
FQ	100	106,9	109,69	122,13	121,91

Voorbeeld 1



Voorbeeld 2



5.2. BIJLAGE 2: INSTITUTIONELE EFFECTEN EN ELASTICITEIT

(1)Stel :

De monetaire waarde "V" voor een uitgavenpost blijft ongewijzigd tussen jaar 1 en 2. Enkel de definitie van geval "Q" wijzigt, wat ook een impact heeft op de afgeleide prijswaarde "P" met P = V/Q.

V1 = P1 * Q1 V2 = P2 * Q2

V1 = V2

(2) Stel :

De groeivoeten van « P » en « Q » zijn respectievelijk "x" en "y" tussen jaar 1 en 2.

P2 = P1*(1+x) Q2 = Q1*(1+y)

(3) Uit en (1) en (2) volgt

P1*Q1= P1*(1+x)*Q1*(1+y)

1+x = 1/(1+y)

x = -y/(1+y) en y = -x/(1+x)

(4) Uit (2) en (3) volgt

P2/P1 = 1 – y/(1+y)

(5) Stel :

$\varepsilon_p^q = (\Delta Q/Q) / (\Delta P/P)$

$\varepsilon_p^q = (Q2 – Q1)/Q1 / (P2 – P1) / P1$

(6) Uit (5) en (2) volgt

$\varepsilon_p^q = (Q1*(1+y) – Q1)/Q1 / (P1*(1+x) – P1) / P1$

$\varepsilon_p^q = y/x$

(7) Uit (6) en (3) volgt

$\varepsilon_p^q = -x/(1+x)$

$\varepsilon_p^q = -(1+y)$

5.3. BIJLAGE 3: BESCHRIJVING LAY-OUT UITGAVEN GEGEVENS BESTANDEN

N-CODES

Field Name	Data Type	Label
BKW	NUMBER	FINANCIAL YEAR
BNR	NUMBER	C-CODE
NOMNR	NUMBER	N-CODE
EURO	NUMBER	BILLED AMOUNT
GEV	NUMBER	NUMBER OF CASES
DAG	NUMBER	NUMBER OF DAYS

INDELING C-CODES NAAR BUDGETTAIRE RUBRIEKEN

Omschrijving - Libellé	Rubriek (30/06/2004)	Boekhoudcodes
- Honoraria van geneesheren Honoraires médicaux		
a) Klinische biologie Biologie clinique	1	115;448;461:467
b) Medische beeldvorming Imagerie médicale	2	437:441
c) Raadplegingen, bezoeken en adviezen Consultations, visites et avis	3	100:113;140:142;150
d) Speciale verstrekkingen Prestations spéciales	4	413:414;417:419;442;445:447;450:452;454:457;459;468:471;490;495
e) Heelkunde Chirurgie	5	502:503;511:518;521:523;531:533;541:543;551:553;561:563;571:573; 581:583;596:597
f) Gynaecologie Gynécologie	6	640:643;645;652;661:663
g) Toezicht Surveillance	7	718:719
h) Forfait accreditering geneesheren Forfait accréditation médecins		eigen uitgaven RIZIV
i) Forfait Medisch dossier - Forfait Dossier médical		eigen uitgaven RIZIV
j) Forfait Telematica - Forfait télématique		eigen uitgaven RIZIV
k) Kwaliteitscontrole Pasteur - Contrôle de qualité Pasteur		eigen uitgaven RIZIV
l) Forfait georganiseerde wachtdiensten Forfait services de garde organisés		eigen uitgaven RIZIV
a) Honoraria van tandheelkundigen Honoraires dentaires	8	121:128;131:136
b) Forfait accreditering tandheelkundigen Forfait accréditation dentistes		eigen uitgaven RIZIV

Omschrijving - Libellé	Rubriek (30/06/2004)	Boekhoudcodes
- Farmaceutische verstrekkingen Prestations pharmaceutiques 1. Farmaceutische specialiteiten - Spécialités pharmaceutiques a) Specialiteiten afgeleverd aan niet-gehospitaliseerde rechthebbenden in de officina's Spécialités délivrées aux bénéficiaires non hospitalisés dans les officines	10	221:225;261:265;298
b) Specialiteiten afkomstig van de ziekenhuisofficina, en afgeleverd aan niet ter verpleging opgenomen rechthebbenden Spécialités, provenant de l'officine hospitalière,délivrées aux aux bénéficiaires non hospitalisés	11	251:255
c) Specialiteiten afgeleverd aan gehospitaliseerde rechthebbenden Spécialités délivrées aux bénéficiaires hospitalisés	12	231:237
2. Andere - Autres a) Magistrale bereidingen Récipés magistraux	13	200;270:277
b) Wachthonorarium Honoraire de garde	14	209
c) Bloed en bloedplasma Sang et plasma sanguin	15	203;205
d) Medische hulpmiddelen Moyens médicaux	16	212;215:217;240;284:286
e) Medische voeding Alimentation médicale	17	208;211;213:214;281:283
f) Diverse farmaceutische verstrekkingen Prestations pharmaceutiques diverses	18	204;210
- Honoraria van verpleegkundigen Honoraires des praticiens de l'art infirmier	9	116;118:120

Omschrijving - Libellé	Rubriek (30/06/2004)	Boekhoudcodes
- Verzorging door kinesitherapeuten Soins par kinésithérapeutes	19	305:306;309
- Verzorging door bandagisten Soins par bandagistes	20	317;360:363
- Verzorging door orthopedisten Soins par orthopédistes	21	364:372
- Implantaten + implanteerbare hartdefibrillatoren Implants + défibrillateurs cardiaques implantables	22	310:316;318;320:328
- Verzorging door opticiens Soins par opticiens	23	373
- Verzorging door audiciens Soins par audiciens	24	375
- Verlossingen door vroedvrouwen Accouchements par accoucheuses	25	628;630:639
- Verpleegdagprijs Prix de la journée d'entretien	26	700;702;704:706;708;710:712;714:715;761:792
- Forfaitaire dagprijzen in algemene ziekenhuizen Forfait pour journée d'entretien dans l'hôpital général	28	709;716:717;727:728;730:731
- Militair hospitaal - all-in prijs Hôpital militaire - prix all-in	27	713
- Dialyse Dialyse		
a) Geneesheren Médecins	29	453
b) Forfait nierdialyse Forfait dialyse rénale	30	744
c) Thuis, in een centrum A domicile, dans un centre	31	720;740:743

Omschrijving - Libellé	Rubriek (30/06/2004)	Boekhoudcodes
- RVT/ROB/Dagverzorgingscentra MRS/MRPA/Centres de soins de jour		
a) Rust- en verzorgingstehuizen Maisons de repos et de soins	32	750;756
b) Rustoorden voor bejaarden Maisons de repos pour personnes âgées	33	117;751;753;757
c) Dagverzorgingscentra Centres de soins de jour	34	755
d) Loonharmonisering personeel RVT Harmonisation salariale personnel MRS		eigen uitgaven RIZIV
e) Syndicale premie Prime syndicale		eigen uitgaven RIZIV
- Einde loopbaan Fin de carrière		eigen uitgaven RIZIV
- Geestelijke gezondheidszorg Soins de santé mentale		
a) Psychiatrische verzorgingstehuizen Maisons de soins psychiatriques	35	752
b) Initiatieven van beschut wonen Initiatives d'habitation protégée	36	754
c) Forfaitaire dagprijzen in psychiatrische ziekenhuizen Forfait pour journée d'entretien dans l'hôpital psychiatrique	37	707;726
- Revalidatie en herscholing Rééducation fonctionnelle et professionnelle	38	800;805;812:814;820;840:849;851:853;855;859:860;869:886;888:897
- Bijzonder Fonds Fond Spécial	39	830
- Logopedie Logopédie	40	850

Omschrijving - Libellé	Rubriek (30/06/2004)	Boekhoudcodes
- Medisch-pediatrische centra Centres médicaux-pédiatriques	41	901;904:905
- Andere kosten van verblijf en reiskosten Autres frais de séjour et frais de déplacement	42	902:903;990:993
- Regularisaties + Herfacturatie Régularisations + Refacturation	48	96;98:99;199;299;399;499;599;699;798;799;899;999
- Maximumfaktuur Du maximum à facturer	44	95;97
- Chronische zieken Patients chroniques	45	910:911
- Palliatieve zorgen Soins palliatifs	49	868
- Palliatieve zorgen (patiënt) Soins palliatifs (patient)	46	912
- Menselijke weefsels Tissus humaines	47	519
- Multidisciplinaire eerstelijnszorg Soutien aux soins multidisciplinaires, première ligne	51	920

5.4. BIJLAGE 4: BASISGEGEVENS CASE -STUDIES

Bijlage 4A) DIALYSE

	PRICE = EXPENDITURES / QUANTITY								
N-CODE	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
470374	0	0	0	0	0	0	0	0	54,99
470385	0	0	0	0	0	0	0	0	54,99
470400	48,12107	48,181513	46,624591	45,556527	46,236128	46,713766	46,071933	46,952691	48,827447
470422	36,110461	36,160368	34,915522	34,1627	34,643281	35,030219	34,904683	34,759346	36,250041
470433	69,243357	69,329	67,037032	65,468672	66,567889	67,216164	66,958062	65,60262	69,843685
470444	69,250807	69,334625	66,920892	65,488393	66,412956	67,150328	66,44063	67,076066	70,116342
470466	209,82898	210,1683	202,37181	198,50656	201,21233	203,38654	201,95439	201,2548	212,8517
470470	176,4874	176,59785	170,37333	166,76237	169,25664	171,06351	169,0832	171,59605	178,94318
470481	176,47713	176,5949	170,17256	166,77332	169,08641	171,07696	168,12867	170,68039	178,78482
470492	0	0	0	0	202,13214	203,59105	197,93156	247,56723	213,03
470503	0	0	0	0	202,13238	203,68126	202,36806	201,91404	212,63283
474714	248,63582	248,98425	243,66474	235,62478	238,83129	241,29138	234,90607	245,08525	252,34
474725	248,75293	248,98422	240,26648	235,10209	238,42952	239,75095	241,15627	246,4384	252,34

761272	155,60006	157,3678	142,33773	144,24428	147,61508	148,60535	151,772	161,36779	166,74565
761283	155,12822	132,35896	89,50502	91,472571	119,41948	108,25438	93,08353	94,701038	97,458541
761456	0	0	0	0	0	0	264,42803	264,43	268,18061
761471	0	0	0	0	0	0	774,2182	788,04204	801,46857
761493	215,8606	217,80003	217,20993	217,82404	217,82404	217,82404	217,82404	217,82	221,25418
761515	221,8259	221,76684	221,6609	221,865	221,97714	221,60747	221,9131	221,95217	226,67569
761530	0	0	0	0	0	0	676,13111	690,28482	700,7977
761552	402,83839	472,29662	610,5774	536,99311	587,06668	611,62692	591,35679	598,92425	622,58412
761574	0	0	0	0	0	88,62263	88,310379	87,828165	89,500214
761596	0	0	0	0	0	0	0	0	0
761655	0	0	0	0	0	0	99,157381	99,159795	101,42535
761670	0	0	0	0	0	0	113,31206	113,3151	115,42002
761692	0	0	0	0	0	0	0	0,330172	0
761714	0	0	0	0	0	0	0	0	2,1
761736	0	0	0	0	0	0	0	0	0

N-Code	QUANTITY Dialyse								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
470374	0	0	0	0	0	0	0	0	6
470385	0	0	0	0	0	0	0	0	853
470400	355	357	342	357	297	239	238	275	188
470422	2731	2446	2117	2330	2685	2059	1926	2216	1475
470433	280	210	283	271	341	378	418	313	426
470444	4525	4826	5446	5282	5518	5023	5615	6301	6110
470466	20526	22956	25902	26567	29226	21943	24043	25786	23883
470470	375448	354573	478733	431134	430157	481690	502242	486407	501987
470481	42121	42588	46243	46550	47273	47898	52313	54785	56694
470492	0	0	0	0	14	57	45	101	192
470503	0	0	0	0	2017	10691	12876	14481	16160
474714	2005	835	1765	785	753	703	583	695	921
474725	239	249	293	129	105	116	126	50	136
761272	390450	336239	507056	434182	433103	482919	501644	489982	505129
761283	58408	54875	63279	62309	50782	61158	75214	80773	81045
761456	0	0	0	0	0	0	71	382	507

761471	0	0	0	0	0	0	377	1694	1740
761493	6212	5460	3547	4419	4503	2807	5496	3968	2809
761515	69986	82819	87014	89318	83417	100376	113498	131166	149378
761530	0	0	0	0	0	0	1636	10962	12864
761552	11822	13649	14895	18238	16048	14570	18690	9173	7782
761574	0	0	0	0	0	1251	2747	1717	1913
761596	0	0	0	0	0	0	0	0	0
761655	0	0	0	0	0	0	210	1606	2258
761670	0	0	0	0	0	0	34	453	625
761692	0	0	0	0	0	0	0	814	0
761714	0	0	0	0	0	0	0	0	1
761736	0	0	0	0	0	0	0	23	0

N-Code	ANNUAL BUDGET SHARES Dialyse								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
470374	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
470385	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,02%
470400	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,00%	0,01%	0,00%
470422	0,06%	0,05%	0,04%	0,04%	0,05%	0,03%	0,03%	0,03%	0,02%
470433	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%
470444	0,18%	0,21%	0,18%	0,19%	0,20%	0,16%	0,17%	0,18%	0,17%
470466	2,53%	2,98%	2,59%	2,86%	3,15%	2,14%	2,17%	2,23%	2,02%
470470	38,87%	38,68%	40,25%	38,97%	39,00%	39,59%	37,90%	35,79%	35,67%
470481	4,36%	4,65%	3,88%	4,21%	4,28%	3,94%	3,92%	4,01%	4,02%
470492	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,01%	0,00%	0,01%	0,02%
470503	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,22%	1,05%	1,16%	1,25%	1,36%
474714	0,29%	0,13%	0,21%	0,10%	0,10%	0,08%	0,06%	0,07%	0,09%
474725	0,03%	0,04%	0,03%	0,02%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%
761272	35,64%	32,69%	35,62%	33,94%	34,24%	34,48%	33,98%	33,90%	33,45%
761283	5,32%	4,49%	2,80%	3,09%	3,25%	3,18%	3,12%	3,28%	3,14%
761456	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,01%	0,04%	0,05%

761471	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,13%	0,57%	0,55%
761493	0,79%	0,73%	0,38%	0,52%	0,53%	0,29%	0,53%	0,37%	0,25%
761515	9,11%	11,35%	9,52%	10,74%	9,92%	10,69%	11,24%	12,48%	13,45%
761530	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,49%	3,24%	3,58%
761552	2,79%	3,98%	4,49%	5,31%	5,05%	4,28%	4,93%	2,36%	1,92%
761574	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,05%	0,11%	0,06%	0,07%
761655	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,01%	0,07%	0,09%
761670	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,02%	0,03%
761692	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
761714	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
761736	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
SUM	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%	100%

Bijlage 4B) PALLIATIEVE ZORGEN

PRICE = EXPENDITURES / QUANTITY					
N-Code	1999	2000	2001	2002	2003
740213	0	483,35379	483,19894	483,28471	483,45221
774056	1385,4659	1408,0993	1492,6565	1551,3158	1585,5594
774071	126,33577	128,38072	130,33334	115,09291	139,53593
774093	5066,2089	5137,021	1143,408	1168,1	131,53

QUANTITY Palliatieve Zorg					
N-Code	1999	2000	2001	2002	2003
740213	0	7903	11534	14145	14770
774056	1833	3473	3859	4258	4714
774071	248	497	856	1097	1166
774093	349	60	5	1	1

ANNUAL BUDGET SHARES Palliatieve Zorg					
N-Code	1999	2000	2001	2002	2003
774056	58,53%	53,84%	50,30%	48,68%	50,58%
774071	0,72%	0,70%	0,97%	0,93%	1,10%
774093	40,75%	3,39%	0,05%	0,01%	0,00%
740213	0,00%	42,06%	48,67%	50,38%	48,32%
TOTAL	100%	100%	100%	100%	100%

5.5. BIJLAGE 5 VERGELIJKING DECOMPOSITIEMETHODEN

Bijlage 5A PALLIATIEVE ZORGEN

C-CODE	VARIABELE	JAARTAL			
		1999	2000	2001	2002
868	D	4338997	5262355	5877444	6732928
	C	2430	4030	4720	5356
	B	10096302	10150139	10199006	10241729
	CM	1785,596	1305,795	1245,221	1257,081
	CS	0,000241	0,000397	0,000463	0,000523
912	D	0	3819945	5573217	6836062
	C	0	7903	11534	14145
	B	0	10150139	10199006	10241729
	CM	0	483,3538	483,1989	483,2847
	CS	0	0,000779	0,001131	0,001381

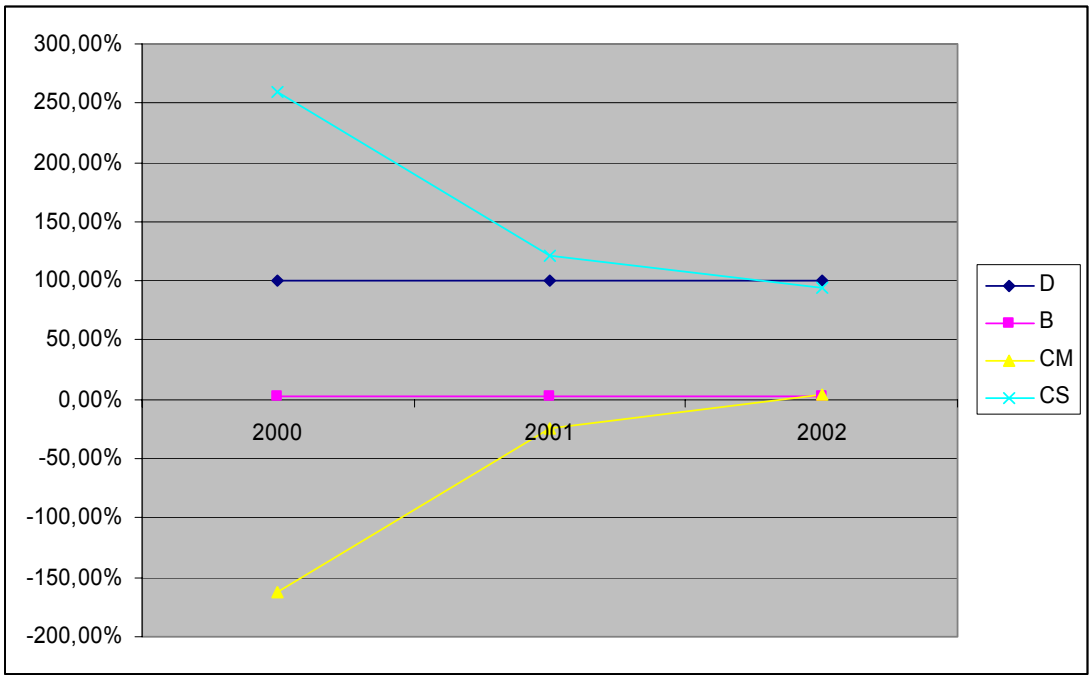
C-CODE	VARIABELE	JAARTAL			
		1999	2000	2001	2002
868	Dt/Dt-1		1,212804	1,116885	1,145554
	Ct/Ct-1		1,658436	1,171216	1,134746
	Bt/Bt-1		1,005332	1,004814	1,004189
	CMt/CMt-1		0,731294	0,953611	1,009525
	CSt/CSt-1		1,64964	1,165604	1,130012
912	Dt/Dt-1			1,458978	1,226592
	Ct/Ct-1			1,459446	1,226374
	Bt/Bt-1			1,004814	1,004189
	CMt/CMt-1			0,99968	1,000178
	CSt/CSt-1			1,452453	1,221258

C-CODE	VARIABELE	JAARTAL			
		1999	2000	2001	2002
868	LN(Dt/Dt-1)		0,192935	0,110543	0,135888
	LN(Ct/Ct-1)		0,505875	0,158042	0,126409
	LN(Bt/Bt-1)		0,005318	0,004803	0,00418
	LN(CMt/CMt-1)		-0,31294	-0,0475	0,00948
	LN(CSt/CSt-1)		0,500557	0,15324	0,122228
912	LN(Dt/Dt-1)			0,377736	0,20424
	LN(Ct/Ct-1)			0,378057	0,204062
	LN(Bt/Bt-1)			0,004803	0,00418
	LN(CMt/CMt-1)			-0,00032	0,000177
	LN(CSt/CSt-1)			0,373254	0,199882

C-CODE	REL IMPACT VAR LN(Dt/Dt-1)	JAARTAL			
		1999	2000	2001	2002
868	D		100,00%	100,00%	100,00%
	C		262,20%	142,97%	93,02%
	B		2,76%	4,34%	3,08%
	CM		-162,20%	-42,97%	6,98%
	CS		259,44%	138,62%	89,95%
912	D			100,00%	100,00%
	C			100,08%	99,91%
	B			1,27%	2,05%
	CM			-0,08%	0,09%
	CS			98,81%	97,87%

C-CODE	REL IMPACT VAR LN(Dt/Dt-1)	JAARTAL			
		1999	2000	2001	2002
868	D		100,00%	100,00%	100,00%
	C		262,20%	142,97%	93,02%
	B		2,76%	4,34%	3,08%
	CM		-162,20%	-42,97%	6,98%
	CS		259,44%	138,62%	89,95%
	% TOT D	100,00%	57,94%	51,33%	49,62%
912	D			100,00%	100,00%
	C			100,08%	99,91%
	B			1,27%	2,05%
	CM			-0,08%	0,09%
	CS			98,81%	97,87%
	% TOT D	0,00%	42,06%	48,67%	50,38%

	REL IMPACT VAR	D	B	CM	CS
COMBINED (868 AND 912)	2000	100,00%	2,76%	-162,20%	259,44%
	2001	100,00%	3,05%	-24,93%	121,88%
	2002	100,00%	2,58%	3,62%	93,80%



Bijlage 5B DIALYSE

JAAR	C-CODE	BEDRAG	GEVALLEN
1995	453	36622523,47	207766,1621
1995	740	10548,94847	48,8692638
1995	741	1413990,151	6374,323916
1995	742	133058,6567	330,3028237
1995	744[5]	28595267,48	183846,6902
1996	453	35390632,58	200615,6729
1996	740	8736,691473	40,11336123
1996	741	2084006,258	9397,28512
1996	742	256730,3271	543,5785777
1996	744	22371653,84	145403,6536
1997	453	45147451,64	264859,3086
1997	740	2929,282717	13,48595198
1997	741	1835844,918	8282,222722
1997	742	408170,8819	668,4998179
1997	744	29898651,78	219076,4033
1998	453	39720795,83	238209,922
1998	740	5021,589315	23,0534209
1998	741	2128321,026	9592,865158
1998	742	519844,4582	968,0654107
1998	744	25303283,5	183861,4172
1999	453	41280837,48	243750,9497
1999	740	5152,916511	23,65632634
1999	741	1836382,918	8272,846986
1999	742	475394,6556	809,7796636
1999	744	26241892,37	181408,878
2000	453	46035195,19	268433,2467

[5] "Gevallen" = aantal dagen

2000	740	1796,038731	8,245365075
2000	741	2377101,894	10726,63275
2000	742	391066,8539	685,7551253
2000	744	29517857,37	204886,0595
2001	453	46275689,92	272850,1081
2001	740	6597,794315	30,20713384
2001	741	2830871,193	12756,66573
2001	742	721769,6707	1344,703734
2001	744	30843479,24	214012,6837
2002	453	44322025,58	257818,0434
2002	720	0,000309713	0,000964539
2002	740	3995,527416	18,00491846
2002	741	3634051,184	16373,12732
2002	742	933760,0959	1620,157666
2002	744	32242904,05	212217,7202

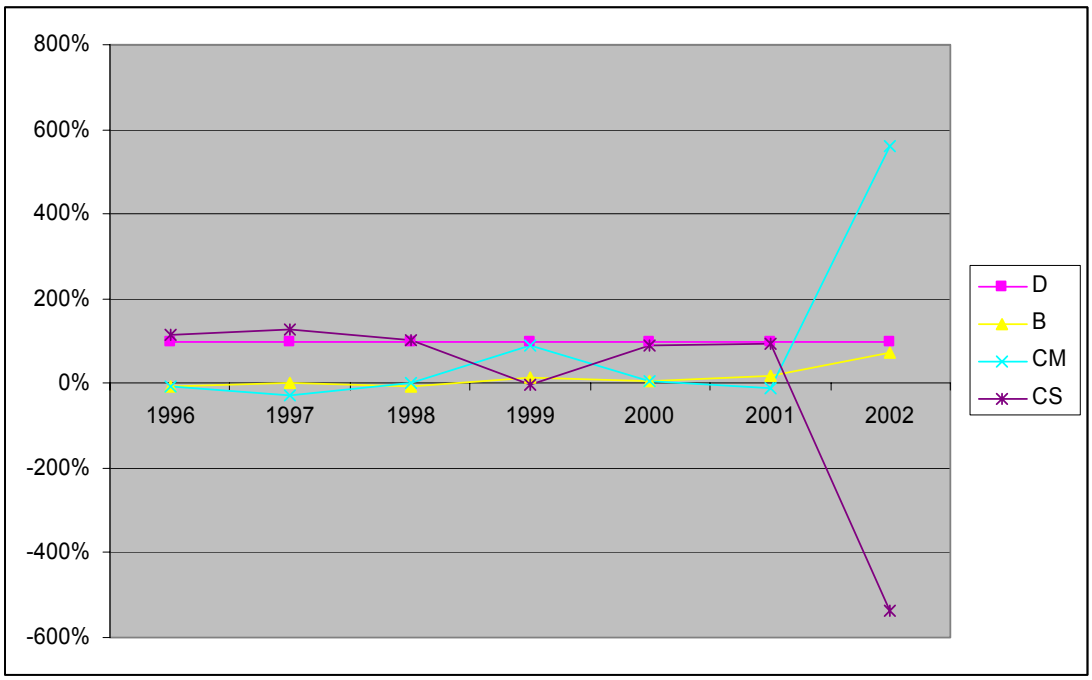
JAAR	D	C	B[6]	CM = D/C	CS = C/B
1995	66775388,71	398366,3484	9837152	167,6231	0,040496
1996	60111759,7	356000,3036	9897615	168,8531	0,035968
1997	77293048,5	492899,9204	9970707	156,8129	0,049435
1998	67677266,41	432655,3231	10046781	156,4231	0,043064
1999	69839660,34	434266,1107	10096302	160,8223	0,043012
2000	78323017,34	484739,9394	10150139	161,5774	0,047757
2001	80678407,82	500994,3685	10199006	161,0366	0,049122
2002	81136736,44	488047,0544	10241729	166,2478	0,047653

[6] Aantal begunstigden is afkomstig van gegevens IMA

JAAR	Dt/Dt-1	Ct/Ct-1	Bt/Bt-1	CMt/CMt-1	CSt/CSt-1
1996	0,900208308	0,893650543	1,006146393	1,007338176	0,88819137
1997	1,285822423	1,384549158	1,007384809	0,928693948	1,374399479
1998	0,875593184	0,877775194	1,00762975	0,997514158	0,8711287
1999	1,031951555	1,003723027	1,004929041	1,028123822	0,998799901
2000	1,121469047	1,116227878	1,005332348	1,004695429	1,110307333
2001	1,030072775	1,033532267	1,004814417	0,996652749	1,028580253
2002	1,005680933	0,974156767	1,004188938	1,032360465	0,970093108

JAAR	Ln(Dt/Dt-1)	LN(Ct/Ct-1)	LN(Bt/Bt-1)	LN(CM t/CMt-1)	LN(CSt/CSt-1)
1996	-0,105129089	-0,112440472	0,006127581	0,007311383	-0,118568052
1997	0,251398531	0,325374569	0,007357675	-0,073976037	0,318016893
1998	-0,132853698	-0,130364762	0,00760079	-0,002488936	-0,137965552
1999	0,031451724	0,003716114	0,004916933	0,02773561	-0,00120082
2000	0,114639475	0,109955035	0,005318182	0,00468444	0,104636854
2001	0,029629455	0,032982321	0,004802865	-0,003352866	0,028179456
2002	0,005664857	-0,026183036	0,004180188	0,031847893	-0,030363225

JAAR	D	B	CM	CS
1996	100%	-6%	-7%	113%
1997	100%	3%	-29%	126%
1998	100%	-6%	2%	104%
1999	100%	16%	88%	-4%
2000	100%	5%	4%	91%
2001	100%	16%	-11%	95%
2002	100%	74%	562%	-536%


800%
600%
400%
200%
0%
-200%
-400%
-600%
1996
1997
1998
1999
2000
2001
2002
D
B
CM
CS

5.6. BIJLAGE 6: VALIDERING GEBRUIKTE CIJFERGEGEVENS

Inleiding

Een verkennende (vergelijkende) validering van de gehanteerde gegevens werd uitgevoerd door de onderzoekers. Deze sluit aan bij het eerdere valideringswerk van het RIZIV en het IMA. Bedoeling hierbij is de opportuniteit van een meer grondige en systematische validering voor toekomstig gebruik van het cijfermateriaal na te gaan.

De onderstaande tabel biedt een overzicht van de gebruikte cijfergegevens naar bron en met vermelding van het hoofdstuk in het rapport waarin de vermelde gegevens aangewend werden.

Tabel 1: Verband gegevensbronnen en hoofdstukken

BRON		HOOFDSTUK
RIZIV	N-CODES	Hoofdstuk III (berekening van indices)
RIZIV	C-CODES	Hoofdstuk II (groeivoeten en institutionele analyse)
IMA	C-CODES	Hoofdstuk IV (econometrische simulaties)
IMA	Effectifs	Hoofdstuk IV (ledenaantallen bij analyse C100)

Methodologie

Drie verschillende bronnen hebben betrekking op budgettaire gegevens: "N-CODES" en de twee bestanden inzake "C-CODES". Door onderlinge vergelijking van deze bestanden wordt gepeild naar mogelijke onvolkomenheden in de gegevensopbouw. Deze gegevensbronnen hebben betrekking op diverse periodes, die onderling deels overlappen. Het spreekt vanzelf dat de vergelijkbaarheid van de gegevens enkel voor gezamenlijke jaartallen geldt. Daarnaast dient aangestipt te worden dat de gebruikte N-Codes slaan op gegevens naar boekingsjaar en niet prestatiejaar. Bij deze gegevensbronnen zijn de variabelen "bedrag, gevallen, dagen" onderling vergelijkbaar. Daarnaast kunnen de variabelen "KG1" en "KG2" (C-CODES, IMA) indirect vergeleken worden met variabelen "Régime" en "BIM" (C-CODES RIZIV). Deze bijkomende validering werd hier evenwel niet uitgevoerd. Omwille van de mogelijke tijdsspanne tussen prestatie en boeking van een geneeskundige verstrekking wordt verwacht dat de uitgaven voor gegevens naar prestatiejaar (nominaal) hoger liggen dan gegevens naar boekingsjaar. Daarnaast wordt verwacht dat de uitgaven "C-CODES IMA" lager liggen dan de uitgaven "C-CODES RIZIV" aangezien deze laatste rekening houden met codes die later dan 6 maanden na prestaties geboekt worden terwijl dit niet het geval is voor de gegevens afkomstig uit het IMA.

De aanvullende gegevensbron "Effectifs - Leden" betreft een ledenbestand voor de beschouwde periode, geaggregeerd naar diverse profielen. Deze bron wordt afgetoetst aan het bestand "C-CODES IMA". De exhaustiviteit van de ledenprofielen kan nagegaan worden aan de hand van de reëel gepresteerde uitgaven naar ledenprofiel. Verwacht wordt dat het aantal mogelijke theoretische profielen (ie het aantal aparte cellen) in de ledenlijst "effectifs" hoger ligt dan het aantal ledenprofielen waarvoor een werkelijke uitgave geboekt wordt in de overeenkomstige periode.

Tot slot komen enkele bevindingen aan bod die naar voren traden bij de gegevens die bij de econometrische proefprojecten gehanteerd werden: artsenhonoraria en ouderenzorg.

De onderstaande tabel vat de vergelijkbaarheid van diverse gegevensbronnen overzichtelijk samen. De indicator "Y/N" duidt hierbij op de aan- dan wel afwezigheid van de respectieve variabele.

Tabel 2: vergelijkbaarheid gegevensbronnen

BRON		PERIODE									DATUM	VARIABELEN						
		95	96	97	98	99	0	1	2	3		AMB/HOSP	STATUUT	SEXE	LEEFTIJD	BEDRAG	GEVALLEN	DAGEN
RIZIV	N-CODES	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	BOEKHOUD	N	N	N	N	Y	Y	Y
RIZIV	C-CODES	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	N	PRESTATIE	N	BIM, REGIME	N	N	Y	Y	Y
IMA	C-CODES	N	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	PRESTATIE	Y	KG1, KG2	Y	Y	Y	Y	Y
IMA	Effectifs	N	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	PERIODIEKE OPNAME	N	KG1, KG2	Y	Y	N	N	N

5.7. RESULTATEN VERGELIJKING GEGEVENS TUSSEN DATA BRON

5.7.1. Vergelijking Budgettaire gegevens (Bijlage 6):

Uitgaven

Tabel 3: Algemene Uitgaven (€)

BRON	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
RIZIV_C-CODES	10.178.895.681	10.865.165.387	10.665.332.818	11.449.231.668	12.278.397.702	12.928.370.441	13.600.630.059	14.386.563.041	
RIZIV_N_CODES	9.928.576.784	10.947.346.941	10.644.410.163	11.289.932.474	12.002.331.945	12.803.320.896	13.747.792.630	14.134.053.857	15.213.818.359
IMA_C_CODES		11.337.433.795	10.977.002.524	11.871.264.581	12.711.814.418	13.380.574.433	13.997.867.886	14.866.425.163	16.011.689.617
AVERAGE	10.053.736.233	11.049.982.041	10.762.248.502	11.536.809.574	12.330.848.022	13.037.421.923	13.782.096.858	14.462.347.354	15.612.753.988

Tabel 4: algemene uitgaven tov gemiddelde uitgaven

BRON	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
RIZIV_C-CODES	101	98	99	99	100	99	99	99	
RIZIV_N_CODES	99	99	99	98	97	98	100	98	97
IMA_C_CODES		103	102	103	103	103	102	103	103

Tabel 5: algemene uitgaven: groeivoeten

BRON	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
RIZIV_C-CODES	7%	-2%	7%	7%	5%	5%	6%	
RIZIV_N_CODES	10%	-3%	6%	6%	7%	7%	3%	8%
IMA_C_CODES		-3%	8%	7%	5%	5%	6%	8%
AVERAGE	9%	-3%	7%	7%	6%	6%	5%	8%

De verwachting dat gegevens naar prestatiejaar hogere nominale uitgaven laten optekenen, lijkt te kloppen (zie tabel 3 en 4). Wat evenwel opvalt is de afwijking van "C-CODES IMA" ten opzichte van "C-CODES RIZIV" die ongeveer jaarlijks 300 Mio € hoger liggen. De groeivoeten zijn echter vergelijkbaar.

Gevallen

Tabel 6: aantal gevallen

BRON	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
RIZIV_C-CODES	658316715	693090613	703073648	743368670	766580304	776174444	795798717	815470480	
RIZIV_N_CODES	647922752	700382851	694857417	732928590	753666906	772911383	795478043	805340589	839341894
IMA_C_CODES		992306001	860915275	857889298	880651555	896431815	919808571	1013664423	996386356
AVERAGE	653.119.734	795.259.822	752.948.780	778.062.186	800.299.588	815.172.547	837.028.444	878.158.497	917.864.125

Tabel 7: aantal "gevallen" tov gemiddelde

BRON	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
RIZIV_C-CODES	101	87	93	96	96	95	95	93	
RIZIV_N_CODES	99	88	92	94	94	95	95	92	91
IMA_C_CODES		125	114	110	110	110	110	115	109

Tabel 8: aantal "gevallen": groeivoeten

BRON	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
RIZIV_C-CODES	5%	1%	6%	3%	1%	3%	2%	
RIZIV_N_CODES	8%	-1%	5%	3%	3%	3%	1%	4%
IMA_C_CODES		-13%	0%	3%	2%	3%	10%	-2%
AVERAGE	7%	-4%	4%	3%	2%	3%	5%	1%

Ook wat betreft het aantal "gevallen" blijkt dat de gegevensbron "C-Codes IMA" afwijkt van de overige bronnen: het aantal "gevallen" ligt stelselmatig hoger in de IMA data vooral in het jaar 1997 en 2002. Ook de bijhorende groeivoeten blijken sterker te schommelen in deze jaren. Dit kan te maken hebben met verschillende definities van "gevallen" in beide bronnen.

Dagen

Tabel 9: aantal gevallen

BRON	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
RIZIV_C-CODES	59211177	60571403	60552558	62059780	62721923	63154010	76064611	96153262	
RIZIV_N_CODES	59623744	60640505	60662131	62437128	62012682	63410267	70551395	92774817	99328679
IMA_C_CODES		80459139	78929068	83527438	84335045	81027546	91397540	112708242	117138163
AVERAGE	59.417.461	67.223.682	66.714.586	69.341.449	69.689.883	69.197.274	79.337.849	100.545.440	108.233.421

Tabel 10: aantal gevallen tov gemiddelde

BRON	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
RIZIV_C-CODES	100	90	91	89	90	91	96	96	
RIZIV_N_CODES	100	90	91	90	89	92	89	92	92
IMA_C_CODES		120	118	120	121	117	115	112	108

Tabel 11: aantal dagen: groeivoeten

BRON	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
RIZIV_C-CODES	2%	0%	2%	1%	1%	20%	26%	
RIZIV_N_CODES	2%	0%	3%	-1%	2%	11%	31%	7%
IMA_C_CODES		-2%	6%	1%	-4%	13%	23%	4%
AVERAGE	2%	-1%	4%	0%	0%	15%	27%	5%

Wat betreft het aantal dagen, blijkt dat de gegevensbron "C-Codes IMA" afwijkt van de overige bronnen: het aantal opgesomde dagen ligt stelselmatig hoger en de jaarlijkse groeivoeten verschillen ook stelselmatig.. Deze marcante afwijking vergt verder onderzoek in de toekomst.

5.7.2. Analyse aantal ledenprofielen

Onder "ledenprofielen" verstaan we het aantal verschillende unieke combinaties (unieke cellen) van de variabelen leeftijdxgeslachtx(KG1-KG2) waarvoor aangesloten verzekerden gerapporteerd worden ("effectifs") of uitgaven gepresteerd werden ("C-Codes IMA").

Tabel 12: analyse ledenprofielen

	AANTAL LEDENPROFIELEN		% Corresponderende UITGAVEN
Jaar	EFFECTIFS-LEDEN CELLEN	IMA_C_CODES CELLEN	
1996	8194	10032	88%
1997	8942	10505	88%
1998	8326	10255	87%
1999	8787	9892	87%
2000	8581	9959	87%
2001	8557	9836	99%
2002	8336	9637	87%
2003	8341	9618	76%

Uit de bovenstaande tabel blijkt dat het aantal ledenprofielen in het bestand "effectifs" lager ligt dan het aantal verschillende profielen per jaar waarvoor uitgaven geboekt werden in "C-CODES IMA". Dit betekent dat uitgaven gerapporteerd werden voor bepaalde leden ("C-Codes IMA") , waarvan het ledenprofiel niet terug te vinden valt in de ledenlijsten van de Vis voor de betrokken jaren ("Effectifs").

Gezien de exhaustiviteit die een ledenbestand normaliter typeert, is dit bevreemdend. Dit houdt wellicht verband met de wijze waarop de ledenprofielen bedocumenteerd worden door de VIs[7]. Het is immers niet uitgesloten dat eenzelfde persoon in de loop van een gegeven jaar wijzigingen in zijn verzekeringsstatuut ondergaat en bijgevolg prestaties voor eenzelfde persoon geboekt worden in een gegeven jaar onder een verschillend ledenprofiel. Daarnaast kunnen ook algemene, beleidsmatige ingrepen met betrekking tot het terugbetalingsstatuut een invloed uitoefenen.

Bij tabel 12 valt verder op dat het percentage in de uitgaven "C-CODES IMA" dat de met "effectifs" gemeenschappelijke ledenprofielen vertegenwoordigen, terugvalt tot 76% in 2003.

[7] Voor de Christelijke Mutualiteiten en Socialistische Mutualiteiten betreft het hier respectievelijk 30 juni en 31 december van het overeenkomstige jaar. Deze afwijking in de gegevensopmaak doet afbreuk aan de homogeniteit van de gezamenlijke ledenlijst.

5.7.3. Ad hoc bevindingen bij econometrische analyses (hoofdstukken IV en V)

Ouderenzorg

Bij de analyse van de gegevens voor ouderenzorg (zie econometrische pilootstudie in hoofdstuk IV), bleken de uitgaven voor mannelijke verzekerenden geboren in 1900 (?) markant hoger te liggen dan de gemiddelde uitgaven voor 95-plussers. De onderstaande tabel illustreert dit gegeven. Het aantal "leden" werd hierbij gekoppeld via het bestand "effectifs".

Tabel 13: analyse ouderenzorg

Jaar	Sexe	Leeftijd	Uitgaven (€)	Leden	Uitgave/Lid (€)	Gemiddelde (€, >95)	Uitgave/Gem
1996	1	95	11.331.668	705	16.073	7.890	204
1996	1	96	12.595.273	439	28.691	7.890	364
1997	1	97	19.490.341	277	70.362	11.125	632
2000	1	100	1.683.039	69	24.392	7.021	347
2001	1	101	1.132.529	46	24.620	8.206	300
2002	1	102	12.287.936	24	511.997	44.196	1158

Honoraria Artsen

Bij de analyse van de honoraria voor artsen bleek een afwijking tussen het aantal gevallen en uitgaven tussen de gegevens "C-Codes IMA" en "C-Codes RIZIV". Deze afwijking strookt met de eerdere observaties omtrent de vergelijkbaarheid van beide gegevensbronnen.

Tabel 14: gevallen, leden, uitgaven code C-101, C-102 voor bestand "Codes-C IMA"

C-Code	Jaartal	gevallen	leden	uitgaven
101	1996	26.514.530	9.987.224	277.594.542,86
	1997	26.579.420	10.003.716	280.358.666,70
	1998	27.190.165	10.036.094	293.415.791,64
	1999	28.153.261	10.050.911	312.882.051,16
	2000	28.381.357	10.110.549	322.453.441,13
	2001	28.677.922	10.155.101	332.139.513,28
	2002	28.815.032	10.223.674	348.122.805,94
	2003	28.726.401	10.296.571	385.696.855,26
102	1996	17.224.409	9.987.224	215.492.920,41
	1997	16.456.603	10.003.716	207.136.464,05
	1998	16.093.789	10.036.094	214.479.248,11
	1999	15.756.521	10.050.911	218.827.508,75
	2000	15.144.221	10.110.549	214.910.506,22
	2001	14.247.330	10.155.101	217.752.805,05
	2002	13.640.367	10.223.674	212.932.994,18
	2003	12.934.231	10.296.571	222.014.200,20

Tabel 15: gevallen, leden, uitgaven code C-101, C-102 voor bestand "Codes-C RIZIV"

C-Code	Jaartal	gevallen	leden	uitgaven
101	1996	25.680.224	9.897.615	269.240.409,42
	1997	26.090.401	9.970.707	274.833.894,51
	1998	26.798.536	10.046.781	289.700.328,35
	1999	27.472.355	10.096.302	305.926.690,60
	2000	27.672.815	10.150.139	314.914.734,48
	2001	27.980.412	10.199.006	324.545.800,73
	2002	28.227.451	10.241.729	341.606.988,30
	2003			
102	1996	16.703.548	9.897.615	209.794.060,38
	1997	16.346.880	9.970.707	203.690.777,90
	1998	15.913.374	10.046.781	212.717.420,36
	1999	15.445.209	10.096.302	215.275.843,09
	2000	14.823.204	10.150.139	211.045.538,56
	2001	13.971.147	10.199.006	214.178.266,01
	2002	13.442.407	10.241.729	210.535.422,11
	2003			

Tabel 16: gevallen, leden, uitgaven code C-101, C-102 voor bestanden "Codes-C RIZIV" en "Codes-C IMA": afwijking (%) IMA vs RIZIV.

C-Code	Jaartal	gevallen	leden	uitgaven
101	1996	3,25%	0,91%	3,10%
	1997	1,87%	0,33%	2,01%
	1998	1,46%	-0,11%	1,28%
	1999	2,48%	-0,45%	2,27%
	2000	2,56%	-0,39%	2,39%
	2001	2,49%	-0,43%	2,34%
	2002	2,08%	-0,18%	1,91%
	2003			
102	1996	3,12%	0,91%	2,72%
	1997	0,67%	0,33%	1,69%
	1998	1,13%	-0,11%	0,83%
	1999	2,02%	-0,45%	1,65%
	2000	2,17%	-0,39%	1,83%
	2001	1,98%	-0,43%	1,67%
	2002	1,47%	-0,18%	1,14%
	2003			

5.7.4. Conclusies

De verkennende analyse resulteert in een aantal kernpunten:

Een systematische validering van het gegevensbestand "C-Codes IMA" dient uitgevoerd worden indien de beschikbare gegevens aangewend zullen worden voor toekomstig gebruik. Hiertoe dient een functionele analyse opgesteld te worden. Bestaande expertise bij het RIZIV en het IMA moet hierbij benut worden.

Idealiter wordt de validering van de gehanteerde gegevens op het niveau van de diverse C-codes uitgevoerd, die in de betrokken gegevensbron "Codes-C IMA" het meest elementaire niveau uitmaken[8].

De koppeling van naar ledenprofiel opgedeelde budgettaire gegevens aan reële ledenaantallen kan enkel sluitend zijn indien het gehanteerde ledenbestand "effectifs" een exhaustief bestand wordt waarbij daarenboven de periodiciteit van gegevensopname homogeen verloopt voor de diverse Vis en idealiter opgevoerd wordt (meerdere observatiepunten in een gegeven jaar). Hierbij dient de expertise van het IMA aangesproken te worden.

[8] Verkennende analyses, naar C-Code opgedeeld, duiden op aanzienlijke afwijkingen tussen het bestand "C-Codes IMA" en "C-codes RIZIV" / "N-codes RIZIV", met name de afwijkingen in uitgaven die vooral bij de codes C-00 en C-700 lijken te spelen.

5.8. BIJLAGE 7: TABELLEN HOOFDSTUK III

Tabel 9.: N-Codes Dialyse

RUBRIEK	N-CODE	OMSCHRIJVING N-CODE
29	470374	Peritoneale dialyse in een verplegingsinrichting ten gevolge van een chronische nierinsufficientie tijdens de hospitalisatie wegens een intercurrente aandoening van een patiënt die met peritoneale autodialyse wordt behandeld per dag
	470385	Peritoneale dialyse in een verplegingsinrichting ten gevolge van een chronische nierinsufficientie tijdens de hospitalisatie wegens een intercurrente aandoening van een patiënt die met peritoneale autodialyse wordt behandeld per dag
	470400	Installatie van en toezicht op een peritoneale dialyse, inclusief het plaatsen van de catheters, met uitsluiting van de peritoneale dialyses verricht voor de behandeling van chronische nierinsufficiëntie tijdens de opleiding van een patiënt voor chronisch
	470422	Installatie van en toezicht op een peritoneale dialyse, inclusief het plaatsen van de catheters, met uitsluiting van de peritoneale dialyses verricht voor de behandeling van chronische nierinsufficiëntie tijdens de opleiding van een patiënt voor chronisch
	470433	Peritoneale dialyse in een verplegingsinrichting tijdens de opleiding van een patiënt voor chronische autodialyse langs peritoneale weg (gedurende maximum drie opeenvolgende weken) : per dag
	470444	Peritoneale dialyse in een verplegingsinrichting tijdens de opleiding van een patiënt voor chronische autodialyse langs peritoneale weg (gedurende maximum drie opeenvolgende weken) : per dag
	470466	Extrarenale zuivering, verricht wegens acute nierinsufficiëntie volgens de techniek van de hemodialyse of van intermitterende hemofiltratie, of verricht voor de behandeling van een intoxicatie volgens de techniek van de hemodialyse of hemoinfusie, of verr
	470470	Extrarenale zuivering, verricht voor de behandeling van een chronische nierinsufficiëntie in een ziekenhuis volgens de techniek van de hemodialyse of de intermitterende hemofiltratie inclusief het hemofiltratiemateriaal
	470481	Extrarenale zuivering, verricht voor de behandeling van een chronische nierinsufficiëntie in een ziekenhuis volgens de techniek van de hemodialyse of de intermitterende hemofiltratie inclusief het hemofiltratiemateriaal

	470492	Extrarenale zuivering, verricht volgens de techniek van de continue hemodialyse/filtratie, verricht in een dienst voor intensieve verzorging voor de behandeling van een acute nierinsufficiëntie, een intoxicatie, een toestand van ernstige volume-overbelast
	470503	Extrarenale zuivering, verricht volgens de techniek van de continue hemodialyse/filtratie, verricht in een dienst voor intensieve verzorging voor de behandeling van een acute nierinsufficiëntie, een intoxicatie, een toestand van ernstige volume-overbelast
	474714	Extrarenale dialyse ter behandeling van een chronische nierinsufficiëntie volgens de techniek van de hemodialyse of de intermitterende hemofiltratie bij een kind jonger dan 14 jaar in een ziekenhuis dat beschikt over een erkend centrum voor pediatrische d
	474725	Extrarenale dialyse ter behandeling van een chronische nierinsufficiëntie volgens de techniek van de hemodialyse of de intermitterende hemofiltratie bij een kind jonger dan 14 jaar in een ziekenhuis dat beschikt over een erkend centrum voor pediatrische d
30	761272	Vast bedrag voor verpleegdag, forfaitaire verpleegdag nierdialyse
	761283	Dialyse thuis of in een centrum, peritoneale dialyse thuis
31	761456	hemodialyse thuis - hemodialyse thuis met verpleegkundige assistentie aan huis
	761471	peritoneale dialyse thuis - peritoneale dialyse thuis met verpleegkundige assistentie aan huis
	761493	Dialyse thuis of in een centrum, hemodialyse thuis
	761515	Dialyse thuis of in een centrum, dialyse in een collectief auto-dialysecentrum
	761530	peritoneale dialyse thuis - peritoneale dialyse thuis met continue uitwisseling van dialysaat via een pompsysteem (CCPD)
	761552	Dialyse thuis of in een centrum, peritoneale dialyse thuis
	761574	Ziekenhuisverpleging en verblijf in rust- en verzorgingstehuis, nierdialyse, gefractionneerde peritoneale dialyse.
	761596	Dialyse thuis of in een centrum, reiskosten dialyse
	761655	peritoneale dialyse thuis - gefractioneerde peritoneale dialyse thuis met continue uitwisseling van dialysaat via een pompsysteem (CCPD)
	761670	peritoneale dialyse thuis - gefractioneerde peritoneale dialyse thuis met verpleegkundige assistentie aan huis

	761692	Facturatie verstrekkingen uit art.7§1 & art.22,II,a:art.7,3de lid a)1
	761714	Facturatie verstrekkingen uit art.7§1 & art.22,II,a:art.7,3de lid a)2
	761736	Facturatie verstrekkingen uit art.7§1 & art.22,II,a:art.7,3de lid a)3

Tabel 36: Basisjaren keuze

RUBRIEK	# Mog. Basisjaren	Basisjaar	BASISJAAR					
			# N-Codes OK	€ (N-Codes OK)	# N-Codes Totaal	€ (N-Codes Totaal)	% codes	% bedrag
1	1	1995	2.507	606.371.744	2.507	606.371.744	100%	100%
2	1	1999	524	656.967.068	524	656.967.068	100%	100%
3	1	2002	236	1.006.822.511	236	1.006.822.511	100%	100%
4	1	2001	990	901.013.597	992	885.065.592	100%	102%
5	1	2003	2.955	740.290.719	2.960	740.294.774	100%	100%
6	1	1999	197	53.797.544	197	53.797.544	100%	100%
7	1	2003	84	211.902.634	85	211.902.299	99%	100%
8	1	1996	210	352.483.612	210	352.483.612	100%	100%
9	1	2003	112	646.920.133	113	646.919.509	99%	100%
10	3	2003	10	2.056.104.369	12	2.011.348.811	83%	102%
11	1	2003	7	87.440.311	24	326.602.303	29%	27%
12	5	2003	12	4.319.545	36	474.591.514	33%	1%
13	3	2003	9	46.187.018	9	46.187.018	100%	100%
14	1	2003	2	4.732.907	3	4.732.907	67%	100%
15	1	1995	5	3.148	39	42.570.123	13%	0%
16	1	2003	31	2.590.003	281	8.266.826	11%	31%
17	1	2003	10	4.371.854	16	4.476.312	63%	98%
18	1	2003	53	22.629.157	53	22.629.157	100%	100%
19	1	2003	232	367.208.529	240	367.205.743	97%	100%
20	1	1995	252	34.249.121	252	34.249.121	100%	100%
21	2	2003	543	82.500.655	544	82.500.657	100%	100%

22	1	2003	598	350.150.978	600	350.150.978	100%	100%
23	1	2001	235	8.644.569	245	8.634.085	96%	100%
24	1	2003	15	16.758.807	15	16.758.807	100%	100%
25	2	2002	52	6.357.588	52	6.357.588	100%	100%
26	1	2003	33	580.926.019	381	3.452.167.193	9%	17%
27	3	2003	2	4.429.527	16	4.409.447	13%	100%
28	1	2000	28	149.248.811	29	149.235.175	97%	100%
29	1	2003	13	109.358.534	13	109.358.534	100%	100%
30	9	2003	2	92.126.589	2	92.126.589	100%	100%
31	2	2003	10	50.344.771	11	54.486.402	91%	92%
32	1	2003	17	822.396.770	17	822.396.770	100%	100%
33	2	2003	8	384.728.861	8	384.728.861	100%	100%
34	3	2003	1	3.825.951	1	3.825.951	100%	100%
35	4	2002	3	64.933.141	3	64.933.141	100%	100%
36	9	2003	1	21.622.484	1	21.622.484	100%	100%
37	9	2003	3	634.567	4	658.419	75%	96%
38	1	2003	242	290.284.014	347	287.522.010	70%	101%
39	9	2003	2	14.430.593	2	14.430.593	100%	100%
40	1	2003	98	41.704.034	98	41.704.034	100%	100%
41	1	2002	6	11.505.767	14	11.469.345	43%	100%
42	1	2000	3	6.470	5	6.859.984	60%	0%
44	0		0					
45	3	2003	11	60.803.685	11	60.803.685	100%	100%
46	4	2003	1	7.140.589	1	7.140.589	100%	100%
47	1	2003	93	4.067.342	93	4.067.342	100%	100%
48	2	2001	1	38.678	68	-56.816.931	1%	0%
49	5	2003	3	7.637.158	3	7.637.158	100%	100%
51	1	2003	3	6860	3	6.860	100%	100%
52	2	1996	1	4.181	1	4.181	100%	100%

Tabel 37: Basisjaren en representativiteit korven

RUBRIEK	# Mog. Basisjaren	Basisjaar	BASISJAAR	PERIODE	%
			# N-Codes OK	# Distinct N-Codes per rubriek	
1	1	1995	2.507	2894	86,63%
2	1	1999	524	649	80,74%
3	1	2002	236	240	98,33%
4	1	2001	990	1122	88,24%
5	1	2003	2.955	3247	91,01%
6	1	1999	197	205	96,10%
7	1	2003	84	91	92,31%
8	1	1996	210	265	79,25%
9	1	2003	112	145	77,24%
10	3	2003	10	15	66,67%
11	1	2003	7	27	25,93%
12	5	2003	12	39	30,77%
13	3	2003	9	9	100,00%
14	1	2003	2	4	50,00%
15	1	1995	5	49	10,20%
16	1	2003	31	339	9,14%
17	1	2003	10	16	62,50%
18	1	2003	53	65	81,54%
19	1	2003	232	373	62,20%
20	1	1995	252	342	73,68%
21	2	2003	543	622	87,30%
22	1	2003	598	752	79,52%
23	1	2001	235	289	81,31%
24	1	2003	15	15	100,00%

25	2	2002	52	68	76,47%
26	1	2003	33	125	26,40%
27	3	2003	2	17	11,76%
28	1	2000	28	29	96,55%
29	1	2003	13	13	100,00%
30	9	2003	2	2	100,00%
31	2	2003	10	13	76,92%
32	1	2003	17	16	106,25%
33	2	2003	8	8	100,00%
34	3	2003	1	1	100,00%
35	4	2002	3	12	25,00%
36	9	2003	1	1	100,00%
37	9	2003	3	5	60,00%
38	1	2003	242	386	62,69%
39	9	2003	2	2	100,00%
40	1	2003	98	99	98,99%
41	1	2002	6	29	20,69%
42	1	2000	3	6	50,00%
44	0		0	7	0,00%
45	3	2003	11	11	100,00%
46	4	2003	1	1	100,00%
47	1	2003	93	125	74,40%
48	2	2001	1	78	1,28%
49	5	2003	3	3	100,00%
51	3	2003	3	3	100,00%
52	2	1996	1	1	100,00%
Gem.					71,96%

Tabel 38: Vergelijking uitgaven op Prestatiejaar/Boekjaar per jaar en rubriek

Rubriek	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	TOTAAL
1	101,55%	98,75%	100,57%	102,04%	101,76%	101,33%	95,67%	102,23%	100,43%
2	102,41%	98,35%	100,53%	101,89%	102,43%	101,25%	95,15%	103,54%	100,61%
3	101,15%	100,12%	100,31%	100,69%	101,54%	100,85%	100,29%	101,02%	100,75%
4	102,85%	98,09%	100,16%	102,42%	102,48%	101,34%	97,55%	101,10%	100,68%
5	103,15%	98,10%	101,16%	101,85%	101,75%	100,81%	97,71%	101,92%	100,74%
6	103,00%	98,60%	100,49%	102,07%	102,01%	100,60%	98,21%	100,99%	100,67%
7	104,04%	98,11%	101,08%	102,16%	102,96%	101,19%	99,15%	101,90%	101,25%
8	100,23%	100,13%	100,20%	100,55%	101,09%	100,79%	100,26%	100,76%	100,51%
9	99,41%	100,33%	102,27%	99,99%	101,43%	99,43%	101,72%	100,78%	100,69%
10	103,10%	100,05%	99,69%	101,11%	100,61%	99,13%	100,80%	100,89%	100,61%
11	106,59%	102,71%	100,81%	102,67%	106,83%	105,51%	100,31%	104,87%	103,69%
12	104,13%	98,25%	101,46%	101,93%	102,30%	100,51%	98,95%	102,28%	101,16%
13	101,97%	99,29%	90,17%	100,81%	99,89%	99,73%	99,35%	99,74%	98,99%
14	105,40%	96,69%	99,77%	100,38%	100,27%	98,20%	98,62%	100,83%	99,98%
15	106,36%	97,63%	103,57%	103,87%	99,45%	101,62%	95,22%	101,77%	100,92%
16	99,95%	97,69%	100,05%	100,28%	100,56%	103,52%	95,19%	107,05%	100,41%
17	93,60%	138,75%	120,09%	102,90%	101,77%	108,13%	105,84%	100,90%	105,91%
18	101,41%	97,55%	100,80%	101,58%	103,34%	101,59%	95,82%	102,51%	100,51%
19	101,58%	99,92%	100,69%	100,57%	101,58%	100,39%	100,79%	97,84%	100,41%
20	100,93%	98,58%	101,00%	101,28%	102,11%	99,86%	101,33%	101,25%	100,84%
21	100,40%	100,02%	100,44%	101,27%	101,89%	100,21%	100,48%	101,16%	100,76%
22	102,00%	102,18%	103,21%	100,44%	103,25%	105,46%	98,52%	107,96%	103,01%
23	99,21%	99,45%	100,64%	100,81%	100,38%	100,06%	102,60%	100,76%	100,56%
24	100,29%	99,65%	99,04%	100,57%	102,09%	100,82%	100,30%	100,34%	100,43%
25	509,47%	314,39%	97,90%	98,53%	101,26%	101,00%	99,36%	102,35%	172,02%
26	103,66%	97,86%	100,36%	101,78%	102,02%	101,53%	97,53%	99,59	99,57%
27	115,37%	108,03%	99,21%	86,83%	157,02%	114,01%	78,93%	87,88%	100,34%

28	104,18%	99,82%	101,90%	104,93%	102,18%	99,50%	97,34%	95,85%	100,39%
29	104,84%	113,24%	87,54%	101,31%	106,28%	100,22%	93,69%	104,55%	100,96%
30	105,72%	110,93%	83,29%	101,66%	106,20%	100,02%	95,51%	103,84%	100,45%
31	105,73%	102,48%	98,48%	98,82%	110,49%	101,85%	99,16%	101,51%	102,04%
32	99,59%	100,83%	99,57%	106,68%	106,06%	102,87%	105,46%	104,59%	103,75%
33	101,00%	102,43%	100,68%	99,38%	101,92%	98,37%	102,45%	98,56%	100,57%
34							97,29%	102,55%	121,73%
35	103,00%	124,98%	110,17%	78,75%	101,18%	101,16%	100,41%	101,48%	101,28%
36	102,66%	113,69%	95,55%	99,21%	102,28%	106,24%	95,97%	103,17%	101,91%
37	113,18%	97,92%	108,64%	95,35%	102,40%	97,79%	102,78%	112,74%	103,69%
38	126,00%	113,78%	110,11%	119,04%	111,65%	102,80%	95,05%	107,77%	109,41%
39	192,82%	130,01%	136,93%	91,92%	86,16%	171,62%	60,11%	194,16%	121,36%
40	101,17%	100,10%	101,31%	102,54%	101,94%	100,63%	102,48%	102,15%	101,65%
41	125,52%	87,60%	123,64%	78,08%	123,41%	86,76%	99,05%	100,51%	100,06%
42	101,17%	100,27%	101,21%	105,72%	104,17%	101,01%	100,60%	103,55%	102,30%
44	77,39%	111,42%	66,06%	103,97%	99,99%	95,91%	178,40%	237,46%	135,15%
45				139,66%	101,86%	122,34%	93,64%	126,57%	112,98%
46						107,57%	100,09%	100,28%	101,93%
47	96,31%	101,88%	102,03%	98,97%	119,24%	83,18%	261,76%	67,78%	106,30%
48	112,04%	135,03%	90,85%	112,57%	74,66%	108,10%	109,30%	100,95%	103,69%
49					129,50%	88,12%	102,98%	105,69%	105,46%
51									
52	89,40%	0,00%							89,16%

This page is left intentionaly blank.

Wettelijk depot : D/2005/10.273/13

KCE reports

1. Effectiviteit en kosten-effectiviteit van behandelingen voor rookstop. D/2004/10.273/1.
2. Studie naar de mogelijke kosten van een eventuele wijziging van de rechtsregels inzake medische aansprakelijkheid (fase 1). D/2004/10.273/2.
3. Antibioticagebruik in ziekenhuizen bij acute pyelonefritis. D/2004/10.273/5.
4. Leukoreductie. Een mogelijke maatregel in het kader van een nationaal beleid voor bloedtransfusieveiligheid. D/2004/10.273/7.
5. Het preoperatief onderzoek. D/2004/10.273/9.
6. Validatie van het rapport van de Onderzoekscommissie over de onderfinanciering van de ziekenhuizen. D/2004/10.273/11.
7. Nationale richtlijn prenatale zorg. Een basis voor een klinisch pad voor de opvolging van zwangerschappen. D/2004/10.273/13.
8. Financieringssystemen van ziekenhuisgeneesmiddelen: een beschrijvende studie van een aantal Europese landen en Canada. D/2004/10.273/15.
9. Feedback: onderzoek naar de impact en barrières bij implementatie – Onderzoeksrapport: deel 1. D/2005/10.273/01.
10. De kost van tandprothesen. D/2005/10.273/03.
11. Borstkankerscreening. D/2005/10.273/05.
12. Studie naar een alternatieve financiering van bloed en labiele bloedderivaten in de ziekenhuizen. D/2005/10.273/07.
13. Endovasculaire behandeling van Carotisstenose. D/2005/10.273/09.
14. Variaties in de ziekenhuispraktijk bij acuut myocardinfarct in België. D/2005/10.273/11.
15. Evolutie van de uitgaven voor gezondheidszorg. D/2005/10.273/13.
16. Studie naar de mogelijke kosten van een eventuele wijziging van de rechtsregels inzake medische aansprakelijkheid. Fase II : ontwikkeling van een actuarieel model en eerste schattingen. D/2005/10.273/15.
17. Evaluatie van de referentiebedragen. D/2005/10.273/17.
18. Prospectief bepalen van de honoraria van ziekenhuisartsen op basis van klinische paden en guidelines: makkelijker gezegd dan gedaan.. D/2005/10.273/19.
19. Evaluatie van forfaitaire persoonlijk bijdrage op het gebruik van spoedgevallendienst. D/2005/10.273/21.

Inlichtingen

Federaal Kenniscentrum voor de Gezondheidszorg - Centre Fédéral d'Expertise des Soins de Santé.
Résidence Palace (10de verdieping-10ème étage)
Wetstraat 155 Rue de la Loi
B-1040 Brussel-Bruxelles
Belgium
Tel: +32 [0]2 287 33 88
Fax: +32 [0]2 287 33 85
Email : info@kenniscentrum.fgov.be , info@centredexpertise.fgov.be
Web : http://www.kenniscentrum.fgov.be , http://www.centredexpertise.fgov.be