

## 한국보건경제학회 임원 명단

회 장	조 재 국	한국보건사회연구원
부 회 장	변 재 환 사공 진	의료정책연구소 한양대학교
총 무	신 영 석	한국보건사회연구원
이 사 (가나다순)	권 순 원 권 순 만 김 석 철 김 진 현 노 인 철 박 재 용 서 영 준 서 창 진 양 봉 민 이 규 식 이 혜 훈 정 기 택 정 우 진	덕성여자대학교 서울대학교 경원전문대학교 인제대학교 국민연금센터 경북대학교 연세대학교 한국보건산업진흥원 서울대학교 연세대학교 연세대학교 경희대학교 연세대학교
기관이사 (가나다순)	국민건강보험공단 건강보험심사평가원 대한간호협회 대한병원협회 대한약사회 대한치과의사협회 대한한의사회 한국보건산업진흥원	
감 사	최 병 호	한국보건사회연구원
편집위원회 위 원 장 위 원	김진현 고수경, 권순만, 김삼량, 김진현, 배은영, 사공진, 양채열, 유왕근, 이충섭, 이태진, 이해훈, 정영호, 정형선, 최병호	

# 保健經濟研究

第 9 卷 第 2 號

2003年 12月

---

## 目 次

보건의료자원조달의 형평성 .....	양봉민, 권순만, 이태진, 오주환, 이수형 ...	1
보건의료이용의 형평성 .....	권순만, 양봉민, 이태진, 오주환, 이수형 ...	13
보건의료 비용 지출의 형평성 .....	이태진, 양봉민, 권순만, 오주환, 이수형 ...	25
The Effect of Consumer Health Information on Demand for Medical Care .....	Im Jae Young ...	35
건강보험 재정안정화 방안에 대한 연구 .....	사공 진 ...	53
OECD 기준에 따른 국민의료비의 추계를 통해 본 의약분업 전후 우리나라 의료비의 구조변화 .....	정형선, 이재현 ...	79
콜레스테롤혈증 약물치료대안의 비용-효과 분석 .....	고수경, 양봉민 ...	97

---

韓國保健經濟學會

## 보건의료 재원조달의 형평성

양봉민\*, 권순만\*, 이태진\*\*, 오주환\*, 이수형\*  
(\*서울대학교 보건대학원, \*\*한림대학교 보건대학원)

### < 목 차 >

I. 연구의 배경 및 목적 .....	1
II. 보건의료 재원조달의 형평성 지표 .....	2
III. 자료 및 변수 .....	3
IV. 연구결과 .....	6
IV. 맺음말 .....	9
참고문헌 .....	10
Abstract .....	11

### I. 연구의 배경 및 목적

많은 나라에서 건강할 권리가 기본권의 하나로 간주되면서 건강에 있어서의 형평성 논의가 활발하게 진행되고 있다. 하지만 우리의 경우 1980년대까지만 해도 건강권 및 건강에서의 형평성이란 매우 낮은 개념이었다. 그러나 인간의 보편적인 권리로서의 건강권에 대한 관심이 높아지면서 보건의료에 있어서의 형평성에 대한 연구는 점차 늘고 있는 추세이다.

건강과 관련된 불평등을 측정하는 방법은 여러가지가 있으나 크게 사회구성원내의 건강수준 그 자체를 보여주는 방법과 보건의료체계에 대한 형평성지표를 연구하는 방법이 있다. 그러나 기존의 대부분의 연구는 건강수준 그 자체를 나타내는 지표, 가령 사망률, 발생율, 유병율, 기대여명 등을 이용하여 사회구성원들의 소득수준별로 건강과 관련된 불평등을 보여주고 있다. 따라서 보건의료체계에 대한 형평성 연구는 드문 상태이다.

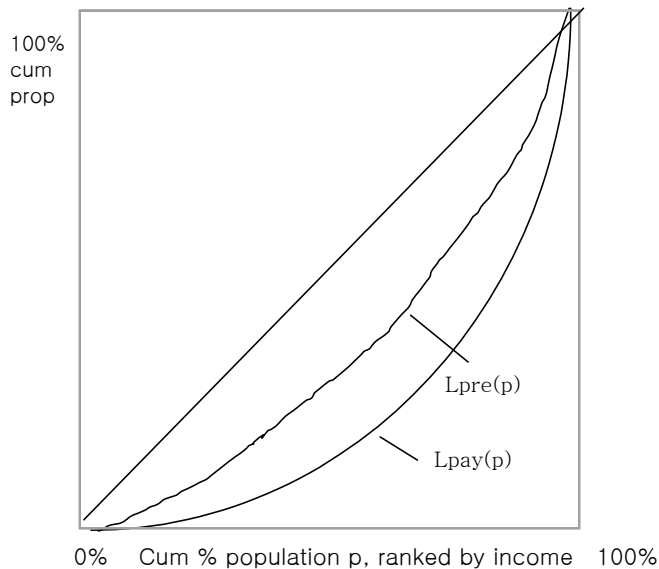
본 연구는 기존의 연구와는 달리 보건의료체계에 대한 형평성 연구로서 보건의료서비스 재

원조달에서의 형평성을 측정하고자 한다. 나아가 형평성을 측정하는 방법은 구체적으로 유럽 여러국가에서 이미 활용된 바 있는 Wagstaff and van Doorslaer, et al. (1999)가 제안한 방법을 이용할 것이다.

## II. 보건의료 자원조달의 형평성 지표

보건의료 자원조달의 형평성은 Kakwani 지수로 측정하였다. 이 지표는 소득 수준별로 보건의료에 지출된 금액의 누적분포지수(concentration index of payment)와 지니계수(Gini coefficient)로 정의되는 보건의료비 지출 이전 소득의 누적분포지수간의 차이로서, 보건의료 부문에 있어서 지불능력에 비해 얼마나 누진적으로 재원이 조달되었는지를 측정한다.

<그림 1> Concentration curve for payment & Lorenz curve for pre-payment income



자료: Wagstaff and van Doorslaer (1999)

일반적으로 소득계층별 보건의료비지출의 누적곡선은 고소득일수록 보건의료를 위해 지불한 비용이 많은 경향이 의해 그림1의  $L_{pay}(p)$ 와 같이 나타난다. 하지만 이것이 보건의료 자원조달의 형평성을 의미하지는 않는다. 소득 자체가 일반적으로 고소득층에 유리하게 분포되어 있기 때문에 이러한 소득분포의 불형평성을 고려하여 보건의료 자원조달의 형평성을 분석하여야 하기 때문이다. 따라서 소득분포의 형평성을 측정하는 대표적인 지표인 지니계수와 보건의료

비 지불의 누적 곡선을 비교하여 보건의료 자원조달의 형평성을 구할 수 있다. 예를 들어 그림1에서 소득의 누적곡선  $Lpre(p)$ 에 비해보건의료비 지출이 고소득층에 상대적으로 더 집중되어 있으므로 보건의료자원조달이 소득에 누진적이라고 즉 수직적으로 형평적이라고 할 수 있다.

구체적으로 보건의료 자원조달의 형평성을 측정하는 Kakwani 지수는 다음과 같이 계산된다.

$$\text{Kakwani 지수} = \text{Concentration index for payment} \\ - \text{Gini coefficient (prepayment income)}$$

이 값은 -2에서 1까지의 값의 가지는데, 양의 값을 가지면 지불능력을 나타내는 소득수준의 누적분포에 비해 부유층이 보건의료비를 더 많이 지불하는 즉 누진적으로(progressive) 재원이 조달되고 있음을 의미한다. 반면 음의 값을 가지면 소득수준의 누적분포에 비해 빈곤층이 보건의료비를 더 많이 지불하는 즉 보건의료 자원조달이 역진적(regressive)임을 의미한다. 이 지표는 앞에서 언급했듯이 지불능력에 비해 재원조달이 형평적인지 즉 재원조달의 수직적 형평성을 측정하는 도구이다.

Kakwani index를 구하는 구체적인 식은 다음과 같다.

$$2\sigma_r^2 [hi/\eta - yi/\mu] = \alpha + \beta R_i + u_i$$

$hi$  와  $\eta$ 는  $i$ 번째 가구의 의료비 지출 변수와 평균이며  $yi$ 와  $\mu$ 는  $i$ 번째 가구의 지불능력변수와 이들의 평균을 나타낸다.  $R_i$  은 지불능력의 분포에 있어서의 fractional rank를 의미하며  $\sigma_r^2$ 은 fractional rank의 표본분산(sample variance)을 나타낸다. 여기서  $\beta$ 의 추정치가 Kakwani index가 된다.

### III. 자료 및 변수

#### 1. 자료

##### 1) 거시지표 자료: 국민의료비 재원의 구성비

보건의료 재원 별로 계산된 개별 Kakwani지수들의 가중치 부여에 사용할 '국민의료비 재원의 거시적 구성비율' 자료는 장영식(2002)의 연구결과를 이용하였다. 각 재원 별로 우선 Kakwani 지표를 계산한 다음 이를 각 재원 구성비로 가중 평균하여 총 Kakwani 지표를 구한다.

&lt;표 1&gt; 연도별 국민의료비 재원의 구성비

Year	Direct Taxes	Indirect Taxes	General Taxes	Social Insurance	Total Public	Direct Payments
1996	8.01	7.13	15.14	27.32	42.45	57.54
1997	8.15	7.99	16.14	29.32	45.46	54.54
1998	9.50	7.68	17.18	32.39	49.58	50.43
1999	8.09	8.26	16.35	32.39	48.74	51.26
2000	8.31	7.92	16.23	33.90	50.12	49.87

자료: 장영식, 한국의료비 지출체계 개발 및 추정, 한국보건사회연구원, 2002.

## 2) 가구단위 자료

Kakwani index 산정을 위해서 통계청에서 정기적으로 실시하는 '도시가계 수입/지출' 조사 자료 중 1996년부터 2000년까지의 자료를 이용했다. '도시가계 수입/지출' 자료는 한달을 주기로 도시 근로자 가구를 대상으로 실시하는 전국적인 조사이다. 본 연구에서 이용된 표본 수는 1996년 62,799명, 1997년 61,143명, 1998년 64,435명, 그리고 1999년과 2000년에는 각각 62,946명과 62,632명이다. 도시가계 수입/지출자료는 농촌 지역의 가구를 포함하고 있지 않다는 단점이 있지만 현재로서는 가장 전국적인 규모의 표본자료이므로 이를 이용하기로 하였다.

## 2. 변수 정의

### 1) 소득과 지불능력

지불 능력을 측정하기 위해 '도시가계 수입/지출'에서 조사된 가구 단위 월 총소비 항목을 이용하였다. 각 가구별 월총소비액을 가구 크기와 연령으로 보정한 지불능력을 산출하기 위해서 각 가구의 구성원을 어른 1인으로 치환한 승수( $E_h$ )를 Wagstaff and van Doorslaer(1999)가 제안한 방법에 의해 산출하였다.

$$E_h = (A_h + 0.5 K_h)^{0.75}$$

즉 지불 능력은 소비액을  $E_h$ 로 나눈 값이다. 승수 0.75는 가계 소비(지출)에 있어서의 규모의 경제 효과를 고려한 것이며, 어른 1인의 지출 규모가 어린이 2인의 지출 규모와 동일하다고 가정하였다 ( $A_h$ 는 어른 수,  $K_h$ 는 어린이 수).

### 2) 보건의료비 지출

#### (1) 세금(General Tax)

전체 세출 중 보건의료부분의 비율은 1996년 이후 대략 3% 수준이며 세금 중 직접세, 간접

세 비중은 연도마다 조금씩 다르나 대략 5:5정도의 비중을 갖는다. 장영식 연구(2000)를 재구성하여 세원 중 보건의료부문으로의 연도별 지출비율을 구하면 <표 2>와 같다.

<표 2> 연도별 중앙정부의 보건의료세출 비중

연도	중앙정부의 보건의료세출 비중
1996	3.14
1997	3.25
1998	3.11
1999	3.36
2000	3.66

자료: 장영식 (2002)로부터 재구성.

### (2) 직접세(Direct Tax)

직접세 재원은 소득세, 법인세, 토지초과이득세, 상속 증여세, 자산재평가세, 부당이득세로 구성되어 있으나, 원자료에서 명확히 조사 항목을 얻을 수 없는 법인세, 토지초과이득세, 상속 증여세, 자산재평가세, 부당이득세는 제외하고 전체 직접세의 1/2 이상을 차지하는 '소득세'만을 직접세 재원의 대상으로 하였다. 나머지 세원은 소득세 분포와 유사한 순위별 분포를 갖는다고 가정하였다.

### (3) 간접세(Indirect Tax)

'도시가계 수입/지출'에서는 간접세를 직접 조사하여 기재한 항목이 없기 때문에 각 물품구입항목 및 금액을 바탕으로 상품별 세율을 별도로 조사해 각 상품구매시 이루어지는 납세액의 규모를 추정하였다. 간접세의 종류는 부가가치세(VAT), 특별소비세(Special Exercise Tax), 주세, 전화세, 증권거래세로 구성되어 있으며 이중에서 비중이 가장 큰 부가가치세, 특별소비세, 주세만을 간접세 재원의 대상으로 삼았다. 이 세 가지 간접세의 비중은 전체 간접세의 8/10정도이며 나머지 간접세원의 개인별 분포는 이 세 가지 간접세 재원의 통합 분포를 가정하였다. 간접세 재원에 의한 보건의료비 조달은 '도시가계 수입/지출'에서 간접세 항목에 해당하는 변수를 선정하여 각 항목에 간접세율과 중앙정부의 보건의료세출비중을 곱하여 구하였다. 1998년 1월 법개정으로 간접세율 중 특별소비세율과 주세율이 바뀌었으며 본 연구에서는 각 연도에 해당하는 세율을 적용하였다.

### (4) 사회보험(Social Insurance)

'도시가계 수입/지출'에서 조사된 건강보험료 항목을 이용하였다.

## (5) 민간의료보험(Private Insurance)

'도시가계 수입/지출'자료에서는 민간의료보험의 가계지출을 측정할 수 있는 항목이 없어 실질적으로 민간의료보험 규모를 추정할 수 없으며, 설사 민간의료보험의 가계지출을 측정할 수 있다 하더라도 순수 민간의료보험의 성격을 가진 보험이 연구 대상 기간 중에는 없는 실정이다. 대부분 부가급여 형태인 경우가 많으며, 의료보험유사상품인 경우에도 저축성부문이 포함 되어 있어 순수한 보장성보험만을 구분하기란 쉽지 않다. 따라서 본 연구에서는 민간의료보험의 Kakwani index는 계산하지 못했다.

## (6) 본인부담액(out-of-pocket)

보건의료비 본인부담금액은 '도시가계 수입/지출'자료에서 조사된 보건의료(의약품 구입, 보건의료용품 및 기구 구입, 보건의료서비스 이용)항목을 이용하였다.

## IV. 연구결과

산출된 Kakwani index를 연도별로 보면 표3과 그림2와 같다. 1996년의 직접세원에 의한 재원은 0.1719로 매우 누진적으로 나타났으며 간접세원에 의한 재원은 0.0447로 거의 비례에 가까운 약간의 누진성을 보였으며, 사회보험의 지수는 -0.2166으로 매우 소득역진적인 것으로 나타났다. 직접지불(Out-of-pocket)의 경우 -0.0166으로 거의 비례에 가까운 역진성을 나타내었다. 전체 재원조달에 대한 Kakwani index는 -0.0518로 비례적인 것에 가까운 약간의 역진성을 보이고 있다. 1997년의 경우 큰 변화는 없고, 1998년은 이전년도보다 직접세의 누진성이 더욱 증가하였는데, 간접세의 누진성이 가장 낮은 수준으로 감소하였다.

<표 3> 보건의료재원조달에 대한 Kakwani Indices, Korea(1996-2000)

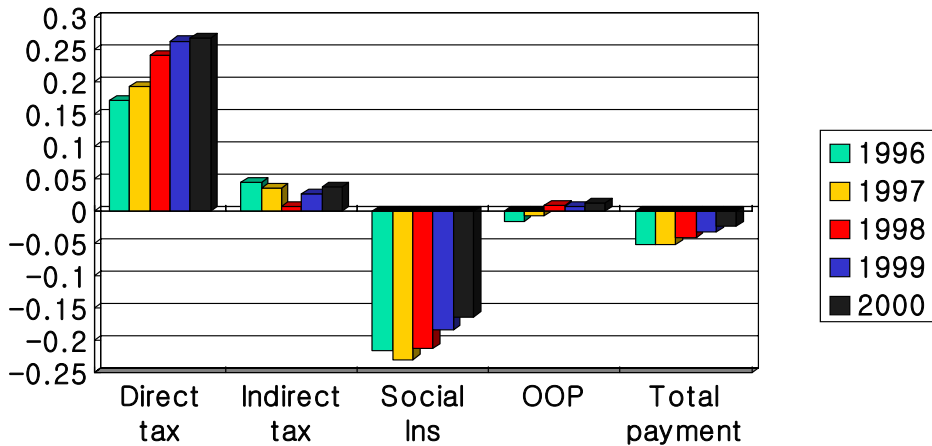
Year	Direct taxes	Indirect taxes	General taxes	Social Ins	Total Public	Private Ins	OOP	Total payments
1996	0.1719	0.0447	0.1120	-0.2166	-0.0994	n.a.	-0.0166	-0.0518
1997	0.1933	0.0358	0.1153	-0.2298	-0.1073	n.a.	-0.0067	-0.0524
1998	0.2414	0.0068	0.1365	-0.2121	-0.0913	n.a.	0.0093	-0.0406
1999	0.2635	0.0272	0.1441	-0.1840	-0.0739	n.a.	0.0070	-0.0324
2000	0.2683	0.0379	0.1559	-0.1634	-0.0600	n.a.	0.0124	-0.0239

그 외의 값들은 변화 정도가 미미하였다. 직접세에 의한 재원조달은 1998년 이전보다 이후의 누진성이 많이 증가되었으며, 간접세 재원에 의한 보건의료비 조달은 1998년에 가장 비례적인 것에 가까운 수치를 보이다가 다시 이전과 같은 수준의 누진성으로 돌아선다. 직접지불



은 음의 값에서 양의 값으로 변하기는 하였지만 그 절대값의 크기는 거의 0에 가까운 것이어서 큰 변화없이 비례적인 양상을 나타내고 있다. 전체 Kakwani index는 1996년 이후 2000까지 역진성이 점차 감소하고 있다.

<그림2> 보건의료재원조달에 대한 Kakwani Indices, Korea(1996-2000)



조세로 조달되는 재원중 직접세는 매우 누진적으로 나타나고 있는데 직접세의 이런 누진성은 다른 나라의 그것과도 일치되는 결과이다(표 4와 그림 3). 특히 직접세의 경우 연도별로 누진성이 증가하고 있는데 이는 매우 고무적인 변화라고 할 수 있다. 한편 간접세를 통해 조달되는 의료비 재원이 거의 비례적인 수준을 갖는 것은 특이한 현상이다. 부가가치세만으로는 역진적이지만, 특별소비세가 강한 누진성을 보임으로서 전반적으로 비례적인 수준의 Kakwani 지수를 보여주는 것으로 파악된다. 직접세가 다른 OECD국가들과 같이 누진성을 보여주는 것과는 달리, 간접세의 비례성은 OECD 국가들의 역진적인 결과와는 다른 것이다.

<표4> Kakwani indices의 국가간 비교

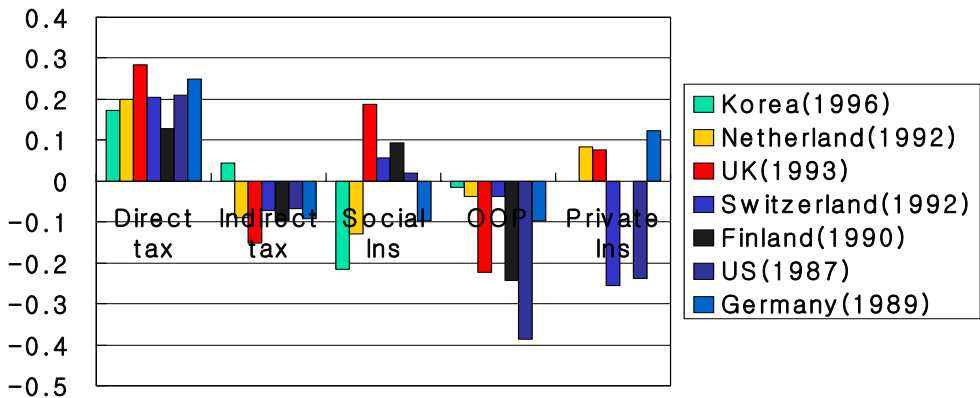
	Direct tax	Indirect tax	General taxes	Social Ins	Total public	Private Ins	OOP	Total private	Total Payments
Korea(1996)	0.1719	0.0447	0.1120	-0.2166	-0.0994	n.a.	-0.0166	-0.0166	-0.0518
Netherland(1992)	0.2003	-0.0885	0.0714	-0.1286	-0.1003	0.0833	-0.0377	0.0434	-0.0703
UK(1993)	0.2843	-0.1522	0.0456	0.1867	0.0792	0.0766	-0.2229	-0.0919	0.0510
Switzerland(1992)	0.2055	-0.0722	0.1590	0.0551	0.1389	-0.2548	-0.0369	-0.2945	-0.1402
Finland(1990)	0.1272	-0.0969	0.0555	0.0937	0.0937	0.0000	-0.2419	-0.2419	0.0181
US(1987)	0.2104	-0.0674	0.1487	0.0181	0.1060	-0.2374	-0.3874	-0.3168	-0.1303
Germany(1989)	0.2488	-0.0922	0.1100	-0.0977	-0.0533	0.1219	-0.0963	-0.0067	-0.0452

자료: Wagstaff and van Doorslaer, et al(1999)에 한국추가

보건의료재원조달에 사용되는 간접세부문의 형평성이 다른 나라와 달리 비례에 가까운 결과를 보이는 것은 특소세 적용 상품이 비교적 부유층의 구매가 많은 상품에 적절히 분포하고 있

거나 혹은 그 세율이 간접세의 누진성을 증가시키는데 충분하기 때문이라고 유추해 볼 수 있겠다. 또한 부가가치세의 면제 범위가 생활필수품목과 일치하는 정도가 다른 나라들보다 높아서, 부가가치세를 통한 재원조달이 비교적 다른 나라에 비해 덜 역진적인 결과를 낳고 있을 수도 있다. 간접세를 통한 보건의료재원조달누진성의 국가간 차이는 의료비재원조달과 조세제도에 대한 추가적인 연구를 통해서 규명될 수 있을 것이다. 한편 간접세 항목중 보건의료재원조달에 기여하지 않는 다른 목적세들의 역진적 성격이 제외되어서 전반적으로 간접세가 덜 역진적으로 나타나고 있다고 할 수도 있다. 조세를 통한 재원조달의 경우에서 또 다른 예외적 국가의 사례인 스웨덴의 경우, 소득비례적인 지방세가주요 보건의료재원이기 때문에 직접세가 누진성이 거의 없는 비례적인 수치를 보이고 있다.

<그림 3> 보건의료 재원조달에 있어서의 Kakwani indices의 국가간 비교



\* 참고: 국가의 순서는 범례의 위부터 아래로의 순서대로 그래프상에서왼쪽부터 오른쪽으로 되어 있음 (흑백출력시 정확한 구분을 위한 설명)

자료: Wagstaff and van Doorslaer et al. (1999)에 한국 추가

우리나라의 경우 공공의료보험을 통해 조달되는 재원이 비례적인 수준에도 못미쳐 다른 OECD국가의 경우와 많은 차이를 보이고 있는데, 이는 네덜란드와 독일 사회보험의 Kakwani 지수 양상과 유사하나 역진성이 더 심하다. 이런 역진성의 이유에 대해 다음과 같은 가능성을 생각해 볼 수 있다. 직장의료보험료는 소득에 비례적으로 설계되어 있음에도 불구하고 실제 보험료 적용에서는 적용 상한선을 설정하고 있으며 하한에서의 면제점은 두고 있지 않은 등 부유층에 대한 면제 혜택이 더욱 크기 때문에 재원조달의 형평성이 역진성으로 나타난다고 보여진다. 한편, 자영업자의 소득과악이 힘들다는 한계를 이유로, 영세한 자영업자와 부유한 자영업자에게 적용되는 의료보험료의차이가 소득에 대한 일정율의 보험료에 의해 얻어지는 직장 의보가입자의 보험료차이보다 적게 보험료가 산정되고 있는 것이 사회보험의 역진성에 기여한다고 볼 수도 있다. 한편 사회보험의 누진성지수에서 역진성의 정도가 1999년부터 다소 나아졌는데, 이는 의료보험통합이 결정되고 나서 기구 및 재정통합 이전에 우선적으로 의료보험료

산정기준에서 직장의보의 경우 보험료 적용 임금을 총액으로 확장한 점, 지역의보의 경우 추정소득산정을 위한 적용기준의 중복성을 줄인점 등의 주요한 몇 가지 개혁의 결과로 해석할 수 있을 것이다.

일반적으로 본인부담금은 소득과 무관하게 지불되므로 소득에 역진적인데 우리나라는 본인부담금이 가지는 역진성의 정도가 매우 약하고 1998년부터는 오히려 누진성을 보이고 있어 다른 나라들과 매우 다른 양상을 보이고 있다. 이는 국민의료비의 50%가 본인부담금으로 충당되고 공공의료가 취약한 우리나라 보건의료체계에서 의료서비스가 일반적인 상품의 성격이 강하기 때문에, 소득수준에 따라 의료이용의 양상이 다른 결과라고 할 수 있다. 즉 본인부담금이 매우 높은 상황에서 이용하는 의료는 소득 계층별로 달라서 고소득층이 매우 비싼 의료서비스(예를 들어 비급여)를 이용하고 저소득층은 상대적으로 저렴한 의료서비스를 이용한다면 본인부담금의 분포는 소득에 누진적인 것으로 나타날 것이다. 따라서 Kakwani 지수가 누진적인 수치를 보인다고 해서 곧 재원조달이 형평적으로 이루어지고 있다고 할 수는 없다. 즉 Kakwani 지수는 (개별적으로 구매하는 일반적인 상품이 아닌) 사회적인 차원의 재원조달에 의해 구매(이용)가 이루어지는 재화의 경우 그 해석이 더 적합하다고 할 수 있다.

보건의료 부문 총 지불에 대한 Kakwani 지수는 1996년 이래로 역진성의 정도는 감소하고 있기는 하나 전체적으로 역진성을 보인다. 이러한 결과는 전체 재원 조달중 비교적 큰 비중을 차지하고 있는 사회보험에 의한 재원조달이 역진적인 양상을 보이는데 기인한다. 우리나라 보건의료 재원조달은 역진적이기는 하지만 의료를 위한 공공재원의 기능이 취약한 미국과 스위스에 비해서는 그 역진성의 정도가 덜 한 것으로 나타났다. 누진성이 강한 직접세에 의해 보건의료 재원을 조달하는 영국의 경우 보건의료 재원조달의 누진성이 가장 높은 것으로 나타났다.

#### IV. 맺음말

우리나라 보건의료서비스의 재원조달은 전반적으로 비형평성적인 양상을 보이고 있으며 사회보험 역시 재원조달에 있어 소득 역진적 결과를 보이고 있다. 보건의료체계의 전반적인 재원 조달이 소득에 역진적이기는 하지만, 간접세원에 있어 지속적으로 누진성이 증가하고 있다는 점, 1998년을 기점으로 사회보험의 형평성 지수가 역진성이 감소하고 있다는 점, 그 외에 건강보험 통합 및 공공의료체계의 강화로 인한 보건의료체계의 변화를 감안한다면 2003년 이후 보건의료체계에서의 형평성 지수는 지금까지의 연구결과보다 다소 누진적인 양상을 보일 것으로 예상된다. 아울러 조세 부문의 누진성이 지속적으로 향상됨을 통해 1997년말 외환위기 이후 취했던 정부의 세제관련 조치들이 형평성을 해치기보다는 오히려 형평성을 높였다고 볼 수 있다. 보건의료 재원조달의 형평성을 제고하기 위해서는 사회보험 체계 내의 역진성을 해소하고 사회보험의 역할을 높이려는 노력이 필요하며 보험료 부과와 형평성 제고가 그 출발점이 될 수 있을 것이다.

## 참고문헌

보건복지부. 국민건강영양조사 총괄보고서 외 4부, 1998.

장영식, 국민의료비 지출체계 개발 및 추정, 한국보건사회연구원, 2002

통계청. 도시가계연보, 2002.

Eddy van Doorslaer et al. Equity in the delivery of health care in Europe and the US. J of Health Economics 19, 2000 553-583.

Adam Wagstaff et al. Equity in the finance of health care: some further international comparison. J of Health Economics 18, 1999, 263-290

Abstract

## Equity in Health Care Financing

Yang, BM.\* · Kwon, SM.\* · Lee, TJ.\*\* · Oh, JW.\* · Lee, SH.\*

\* School of Public Health, Seoul National University

\*\* School of Public Health, Hallym University

As a measure of vertical equity, progressivity of health care finance was measured, based on tabulations of health care payments by income group. It was estimated by Kakwani index, which is a combination of concentration index for payment and Gini coefficient of prepayment income. Urban household income/expenditure data of 1996-2000 (National Statistical Office, various years) was used for estimation of Kakwani index. The result shows that total health care payment of Koreans are regressive for all the years, but the level of regressivity gradually decreases over time. Like Netherland and Germany, and unlike other European countries, social insurance emerges as regressive in Korea, due to the upper limit of insurance contributions and the unique financing mechanism for self employed. It is interesting to note that indirect taxes are progressive for all the years. This is because a good portion of indirect taxes is in the form of special luxury taxes which are levied on items that upper income group more likely to purchase.

Key words: Progressivity, Kakwani index, Out of pocket payment, Social insurance

## 보건의료이용의 형평성

권순만\*, 양봉민\*, 이태진\*\*, 오주환\*, 이수형\*  
(\*서울대학교 보건대학원, \*\*한림대학교 보건대학원)

### < 목 차 >

I. 연구의 배경 및 목적 .....	13
II. 보건의료이용의 형평성 지표 .....	14
III. 자료 및 변수 .....	15
IV. 연구 결과 .....	17
V. 맺음말 .....	22
VI. 참고문헌 .....	22
Abstract .....	23

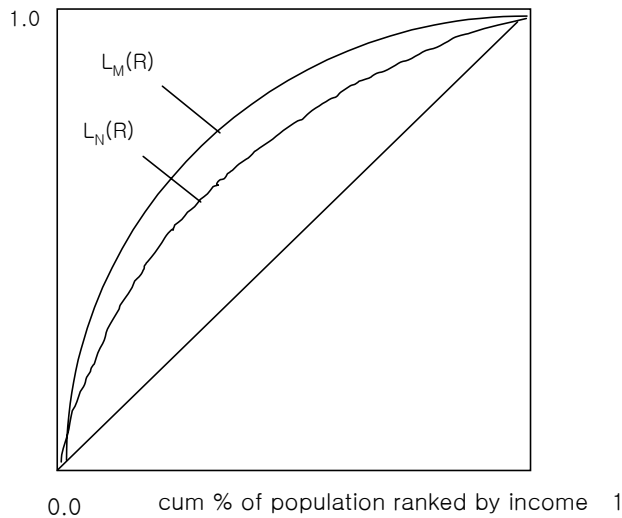
### I. 연구의 배경 및 목적

건강할 권리의 실질적 신장에 따라 의료이용과 건강에 있어서 형평성에 관한 관심이 증가되고 있다. 형평성과 관련한 기존의 연구결과중 소득분포에 따른 건강수준의 각종지표들 혹은 소득에 따른 의료이용량을 측정할 결과는 어느 정도 많이 소개되어 있다. 그러나, 개인의 건강수준(의료이용에 대한 니드)을 고려하여 실제 의료이용의 형평성을 측정할 연구 즉 건강수준에 따른 의료서비스의 기대치과 실제 의료이용량의 차이를 소득 계층별로 분석하여 형평성 정도를 측정할 연구는 그리 많지 않다. 본 연구는 동일한 건강수준을 가졌을 경우 즉 의료 이용에 대한 니드가 동일할 경우 소득분포에 따라 얼마나 의료이용이 형평적으로 이루어졌는지(수평적 형평성)를 평가하고자 한다. 이는 유럽 등 여러 국가에서 이미 활용된 바 있는 van Doorslaer and Wagstaff, et al. (2000)가 제안한 방법이며 구체적으로는HIwv index를 이용하여 측정하고자 한다.

## II. 보건의료이용의 형평성 지표

동일한 요구(equal need)에 대한 동일한 치료수준(equal treatment)의 원칙이 얼마나 잘 이루어지고 있는지, 즉 수평적 형평성(horizontal equity)이 얼마만큼 달성되고 있는지를 보여주는 HIwv 지수는 Concentration index를 이용한 것으로서, 실제의료이용의 Concentration index( $C_M$ )와 의료이용의 필요성(need)으로 표준화하여 얻은 의료이용기대치( $C_N$ )간의 차이를 수치화 한 지수이다.

<그림 1> Concentration Curves for Actual and Expected Utilization



자료: van Doorslaer and Wagstaff, et al. (2000)

일반적으로 소득계층별 의료이용의 분포는 저소득층의 의료이용이 더 많은 경향에 의해  $L_M(R)$  과 같이 나타난다. 하지만 이것이 곧 의료이용의 형평성을 의미하지는 않는다. 왜냐하면 빈곤층의 건강상태가 일반적으로 열악하므로 의료이용에 대한 니드도 높아서 실제 의료이용이 높은 것이 당연할 수도 있기 때문이다. 따라서 의료이용에 대한 니드를 고려하여 의료이용의 형평성을 분석할 필요가 있다. 예를 들어 그림1의 경우 실제 의료이용량  $L_M(R)$ 이 의료이용에 대한 니드를 고려했을 때 기대되는 의료이용량  $L_N(R)$  보다 크므로 빈곤층에게 유리한 방향(Pro-poor)으로 의료이용의 불형평성이 존재한다고 할 수 있다.

구체적으로 의료이용의 형평성은 다음과 같이 계산된다.

$$HIwv = 2 \int [L_N(R) - L_M(R)] dR = C_M - C_N$$

이 때 예상의료이용, 즉 표준화하여 얻은 의료이용의 기대치는 나이와 성별, 만성질환의 수, 주관적 건강인식척도를 반영한 표준화 방법을 이용하여 산출한다. 니드를 고려했을 때 기대되는 의료이용량과 실제의료이용량 간의 차이가 0이 되면 의료서비스 이용의 필요성에 부합되게 의료이용이 이루어지고 있다는 것을 의미한다 (수평적 형평성). 그러나 이 지표가 양의 값을 나타내면 의료이용의 필요성에 비해 부유층에서 실제 의료가 많이 이용되는 양상 즉 부유층에게 더 유리한 불형평성(pro-rich)을 보인다는 의미이다. 이 지표가 음의 값을 보이면 의료에 대한 니드에 비해 실제 의료가 빈곤층에서 상대적으로 더 많이 이용되는 양상 즉 빈곤층에게 더 유리한 불형평성(pro-poor)을 보인다는 뜻이다. 이 지표는 사람들의 유병상태 및 건강수준을 감안한 의료이용의 필요성에 기반하여 의료이용량을 추정하고 이를 실제 의료량과 비교한다는 점에서 소득수준에 따른 의료이용량만을 보는 기존의 지표에 비해 더 정확한 지수를 산출할 수 있다는 장점이 있다.

HIwv index를 구하는 구체적인 식은 다음과 같다.

$$2\sigma^2_{R_i} [h_i/n_i - y_i/\mu] = \alpha + \beta R_i + u_i$$

$h_i$  와  $n_i$ 는  $i$ 번째 가구의 실제의료이용과 이들의 평균이며  $y_i$ 와  $\mu$ 는  $i$ 번째 가구의 예상의료이용과 이들의 평균을 나타낸다.  $R_i$  은 지불능력의 분포에 있어서의 fractional rank를 의미하며  $\sigma^2_{R_i}$  는 fractional rank의 표본변이(sample variance)를 나타낸다. 여기서  $\beta$ 의 추정치가 HIwv index가 된다.

### III. 자료 및 변수

#### 1. 자료

HIwv index를 산출하기 위해서 한국보건사회연구원에서 공개한 원자료 중 가장최근의 것인 '1998년 국민건강영양조사' 자료를 원자료로 이용하였다. 분석대상은 20세 이상의 27,201명의 개인이며 주관적 건강인식에 대한 조사의 경우 원자료에서 8,823명만을 대상으로 조사가 이루어졌기 때문에 본 연구에서도 8,823명으로 한정하였다.

#### 2. 변수정의

##### 1) 지불능력

개인별 지불능력을 측정하기 위해서 가구단위 월평균소득총액이란 항목을 이용했으며 개인



별 가구원수와 가구별 연령을 보정하기 위해서 Wagstaff and van Doorslaer(2000)가 제안한 방법 즉, 각 가구 구성원을 어른 1인으로 치환한 승수( $E_h$ )를 이용하여 각 가구별 월 평균 총 소득을 나누어 개인별 지불능력을 나타내는 변수를 산출했다. 구체적인 식은 다음과 같다.

$$E_h = (A_h + 0.5 K_h)^{0.75}$$

승수 0.75는 가계 소비(지출)에 있어서의 규모의 경제 효과를 고려한 것이며, 어른 1인의 지출 규모가 어린이 2인의 지출 규모와 동일하다고 가정하였다( $A_h$ 는 어른 수,  $K_h$ 는 어린이 수).

## 2) 의료서비스 이용

의료서비스 이용량을 나타내는 변수로는 외래 이용의 경우 '의료기관방문횟수'를, 입원서비스이용의 경우 '입원재원일수'를 사용했으며 의료서비스 전체의 질이나 강도를 나타내는 변수로는 '의료서비스 이용에 따른 지불비용'을 변수로 선정했다.

### (1) 의료기관방문횟수

'1998년 국민건강영양조사'에서 조사된 의료기관-3차진료기관, 종합병원, 병원, 의원, 한방병원, 치과병원, 보건(지)소, 보건진료소, 약국-중 약국이용을 제외한 의료기관 이용자료를 이용하였다. 여기서 사용된 외래이용 관련 회상기간 (recall period)은 2주였다.

### (2) 입원재원일수

원자료에 입원일 실수(단위:일)로 기재된 것을 사용했으며 입원재원일수 회상기간은 1년이었다.

### (3) 의료서비스 이용비용

이와 관련하여서는 외래 및 입원서비스 이용시 지불한 비용의 총액(단위: 원)을 합산하여 사용하였다. 개인당 1년간 총의료비 추정액은 2주간의 외래의료이용비용에 대해 가중치를 주어 1년 추정치로 환산하였으며, 1년간의 입원의료비 총액과 합산하여 개인당 1년간의 총의료비 지출자료로 사용하였다. 여기서 합산된 의료비총액에는 원자료에서 조사된 입원시의 간병비와 교통비를 포함시키지 않았으며 의료기관에 지불한 의료비용만을 합산사용하였다.

## 3) 의료서비스 이용의 필요(need)

이를 대변하는 변수로서 '만성질환의 수'와 '주관적 건강인식'을 이용하였다.

- (1) 만성질환의 수: 암, 근골격계질환, 소화기계질환, 내분비대사성 질환, 순환기계질환, 호흡기계질환, 눈, 귀질환, 정신과 질환, 구강질환, 기타만성 질환 등 본인이 인지한 질환을 기반

으로 36개의 질환코드표에서 선택하도록 하여 기재된 질환을 원자료로부터 얻어 이중 급성 질환을 제외하고 만성질환의 갯수를 사용하였다.

- (2) 주관적건강인식: "스스로 생각하시기에 같은 연령의 다른 사람과 비교하여 자신의 건강이 어떻다고 생각하십니까?" 1) 매우 건강한 편, 2) 건강한 편, 3) 보통인 편, 4) 건강하지 못한 편, 5) 매우 건강하지 않은 편 중 선택하도록 된 설문에 답한 결과를 이용하였다.

## IV. 연구 결과

### 1. 분석자료의 국가간 특성 비교

분석에 사용한 자료의 성격은 이 지수를 이용한 외국에서의 연구에 사용된 자료와 성격이 대체로 유사하였다.

<표 1> 분석 자료 특성의 국가간 비교

Contury	Year	Survey	Age limits	Sample size	Recall period Dr visit	Recall period hosp. Days	Institutionalized pop excluded?
Korea	1996	National Health care survey	20 +	27201 (8823 ; SAH)	2 wks	12 mo	Yes
Finland	1996	National Health care survey	18 +	6937	5 mo	5 mo	Yes
UK	1989	General Household survey	18 +	12850	3 mo / 2 wks (GP)	12 mo	Yes
US	1987	National medical Expenditure survey	18 +	21924	12 mo	12 mo	Yes

자료: van Doorslaer, et al.(2000)에 한국 추가

### 2. 외래 의료서비스 이용량의 형평성

의료서비스 이용량 중 외래서비스 이용량에 관한 지표로 사용된 '의료기관 방문횟수'의 경우, 실제이용량의 Concentration Index(C<sub>M</sub>)는 -0.088로 외국에서의 사례와 마찬가지로

Pro-poor양상을 보인다. 이에 대해 연령 및 성별 그리고 만성질환의 수로 니드에 대한 표준화를 하고 난 후의 지표인  $C_N$ 은  $-0.0999$ 로 나타나서 빈곤층일수록 의료에 대한 니드 혹은 기대되는 의료이용량이 높은 것으로 나타났다. 동일한 니드 상태인 경우에서의 형평성을 측정하는 HIwv 지수는  $+0.012$ 로서 부유층의 (니드대비) 의료이용이 더 많은 약간의 불형평성이 있는 것으로 나타나고 있다. 만성질환의 수가 아닌 자가건강인식척도로 표준화했을 경우  $C_N$ 값은  $-0.096$ 이고 이때의 HIwv 지수는  $-0.011$ 로 빈곤층의 (지드 대비) 의료이용이 더 많은 불형평성이 있는 것으로 나타났다. 외래의료이용 횟수의 경우 다른 나라들에 비해 부유층에게 유리한 의료이용(Pro-rich inequity)의 정도가 약하거나 나아가 (자가건강인식척도로 표준화 한 경우) 오히려 빈곤층에게 유리한 의료이용(Pro-poor inequity)의 양상을 보이는 것은 주목할 만한 결과이다.

<표 2> 의료기관 방문회수에 대한 HIwv Indices

Country	Un-Standardized CM	HIwv standardised for age, sex, and :		
		Chr Ds	SAH	Chr&SAH
Korea(1998) 8823 individual	-0.106	-	-0.011 (CN: -0.096)	-0.002 (CN: -0.104)
Korea(1998) 27201 individual	-0.088	+0.012 (CN: -0.0999)	-	-
Finland(1996)	-0.038	+0.012	+0.035	+0.039
UK(1989)	-0.072	-0.020	+0.010	+0.011
US(1987)	-0.038	+0.018	+0.042	+0.044

자료: van Doorslaer, et al. (2000)에 한국 추가

### 3. 입원의료서비스 이용량의 형평성

입원의료서비스 이용량을 나타내는 변수인 입원재원일수의 경우 표준화 이전의 실제 이용량의 Concentration Index( $C_M$ )은  $-0.213$ 으로 빈곤층에서의 이용이 훨씬 더 많은 양상이었다. 예상 입원의료이용량의 집중정도  $C_N$ 은 나이, 연령 및 만성질환의 수로 표준화하였을 때에는  $-0.022$ 이고 나이, 연령 및 자가건강인식척도로 표준화하였을 때에는  $-0.019$ 로 나타났다. 따라서 형평성 지표인 HIwv 지표는 만성질환, 자가건강인식척도 및 2가지 모두로 표준화시 각각  $-0.191$ ,  $-0.168$ ,  $-0.162$ 로 니드 대비 실제 의료이용이 빈곤층에서 더 높은(Pro-poor inequity) 것으로 나타났다. 입원의료이용의 경우 형평성은 다른 나라들과 같은 양상을 보여주고 있다.

<표 3> 입원재원일수에 대한 HIwv Indices

Country	Unstand CM	HIwv standardised for age, sex, and ;		
		Chr Ds	SAH	Chr&SAH
Korea(1998) 8823 individual	-0.187	-	-0.168 (CN: -0.019)	-0.162 (CN: -0.025)
Korea(1998) 27201 individual	-0.213	-0.191 (CN : -0.022)	-	-
Finland(1996)	-0.282	-0.110	-0.071	-0.061
UK(1989)	-0.171	-0.102	-0.053	-0.058
US(1987)	-0.195	-0.076	-0.008	-0.008

자료: van Doorslaer, et al. (2000)에 한국 추가

#### 4. 지불된 의료비의 형평성

앞서 분석한 의료이용은 양을 나타내는 변수로서 이용된 의료의 질이나 강도를 알 수 없다는 단점이 있다. 따라서 의료의 질과 강도를 고려하기 위하여, 지불된 의료비를 분석하였으며 이때 Concentration Index( $C_M$ )는 +0.040으로 나타나서 부유층에서의 의료이용의 강도가 더 높은 것으로 나타났다. 이를 연령 및 성별과 니드를 대변하는 변수로 표준화한 후의 결과인  $C_N$ 은 만성질환의 수, 자가건강인식척도 및 2가지 모두로 표준화한 후 각각 -0.044, -0.042, -0.048로 각각 나타났으며, 최종적으로 형평성의 지수인 HIwv는 +0.083, +0.058, +0.064로서 부유층에서(니드대비) 의료비 지출이 많은 것(Pro-Rich inequity)으로 나타났다. 이는 빈곤층에서(니드대비) 의료비지출이 더 높은 핀란드와 영국의 경우와 대비되는 결과이며, 미국의 경우보다도 부유층에 유리한 (Pro-rich) 정도가 더 큰 양상을 보이는 것이다.

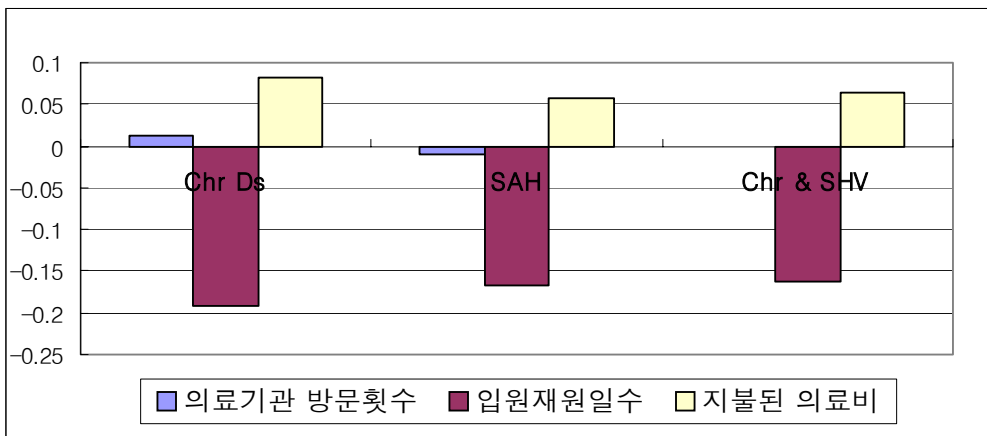
<표 4> 지불된 의료비에 대한 Hlww indices

Contury	Unstand CM	Hlww standardised for age, sex, and ;		
		Chr Ds	SAH	Chr&SAH
Korea(1998) 8823 individual	+0.016	-	+0.058 (CN: -0.042)	+0.064 (CN: -0.048)
Korea(1998) 27201 individual	+0.040	+0.083 (CN: -0.044)	-	-
Finland(1996)	-0.187	-0.062	-0.030	-0.021
UK(1989)	-0.117	-0.057	-0.019	-0.020
US(1987)	-0.145	-0.046	+0.008	+0.009

자료: van Doorslaer, et al. (2000)에 한국 추가

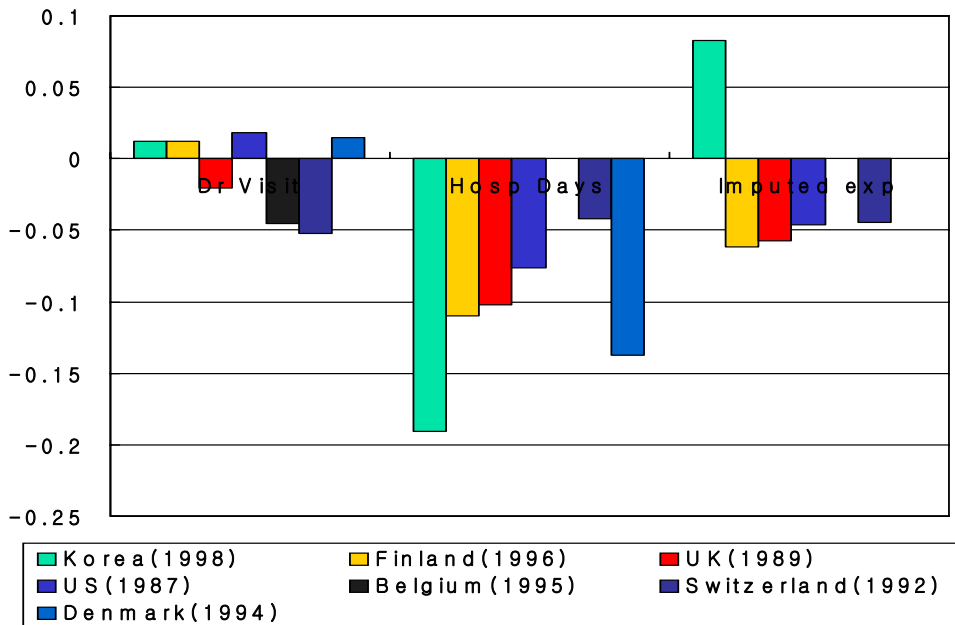
산출된 결과지표를 하나의 그래프로 나타내면 다음 그림2와 같다. 종합적으로 본다면 의료 이용의 양적 측면에 있어서는 소득수준에 따라 큰 차이가 없는 편이지만, 지출된 비용으로 본 의료이용의 질적 측면에서는 차이가 있음을 알 수 있다.

<그림 2> 보건의료이용에 있어서의 Hlww index



다른 나라의 의료이용 형평성과 비교하면, 입원의료 이용에 있어서는 빈곤층의 의료이용이 많은 정도(Pro-poor)가 더 크다는 것, 의료비용으로 본 의료이용의 질적 지표 및 강도에 있어서 외국은 빈곤층에게 유리한데(Pro-poor) 반해 우리의 경우는 부유층에 유리하다는 것(Pro-rich)을 알 수 있다 (그림 3). 이는 보건의료서비스 공급이나 재원조달의 공공성이 외국에 비해 상대적으로 매우 취약하기 때문에 의료서비스 역시 일반 상품의 성격이 매우 강한 우리나라에서는 어느 정도 예측 가능한 결과이기도 하다. 부유층에게 유리한 이러한 결과가, 실질적으로 건강 수준의 증진과는 연관되지 않는 사치성 의료를 부유층에서 과다하게 이용한 결과인지 혹은 실질적으로 필요한 의료서비스임에도 불구하고 고가인 의료를 (경제적 장벽에 의해) 고소득층이 차별적으로 이용한 결과인지 대해서는 본 연구만으로는 정확히 결론내리기 어렵다. 이 부분에 대해서 더 자세한 연구가 필요할 것으로 사료된다.

<그림 3> HIw 지수 국가간 비교 (연령, 성별, 만성질환 수에 의한 표준화 결과)



참고: 국가의 순서는 범례의 왼쪽위부터 오른쪽 아래로의 순서대로 그래프상에서 왼쪽부터 오른쪽으로 되어 있음(후백출력시 정확한 구분을 위한 설명)

자료: van Doorslaer, et al. (2000)에 한국 추가

## V. 맺음말

의료이용의 형평성 지표를 종합해 보면 외래서비스의 양적 측면은 비교적 형평성에 가까운 양상을 보였고, 입원서비스의 양적측면은 빈곤층에게 유리한 불형평성을 보였다. 그리고 의료서비스의 질적 측면을 고려하기 위해 분석한 의료비용은 부유층에 매우 치우친 불형평성을 보였다. 이런 결과는 본인부담의 과다와 같은 우리 나라 보건의료체계의 특성과 밀접한 관계가 있다고 생각된다. 나아가 의료비용 지출액의 정확성 문제 등과 같은 자료의 한계와 관련이 있을 수도 있다. 향후 의료이용에 대한 보다 미시적 자료 분석을 통해 소득 계층간 의료이용 패턴에 있어서 양적 그리고 질적 차이를 더욱 구체적으로 분석할 필요가 있을 것이다.

## VI. 참고문헌

보건복지부. 국민건강영양조사 총괄보고서 외 4부, 1998.

통계청. 도시가계연보, 2002.

van Doorslaer, E., A. Wagstaff, et al. Equity in the delivery of health care in Europe and the US. *J of Health Economics* 19, 2000, 553-583.

Wagstaff, A., E. van Doorslaer, et al. Equity in the finance of health care: some further international comparison. *J of Health Economics* 18, 1999, 263-290

Abstract

## Equity in Health Care Utilization in Korea

Soonman Kwon\* · Bongmin Yang\* · Taejin Lee\*\* · Juwhan Oh\* · Suhying Lee\*

\* School of Public Health, Seoul National University

\*\* School of Public Health, Hallym University

Equity in health care utilization is measured by the horizontal equity in terms of equal treatment for equal health care needs. Health care utilization of the poor can be higher than that of the well off because of their poor health. Therefore, equity in health care utilization should take into account the distribution of health care needs. This study follows the theoretical framework of van Doorslaer and Wagstaff (2000), where HI<sub>wv</sub> is the difference between the concentration indices of actual health care utilization and health care needs. Based on the Health and Nutrition Survey of 1998, health care utilization was measured by the number of outpatient visits, number of inpatient days and health care expenditure. Health care needs were measured by the number of chronic diseases and self assessed health with 5 scales. Utilization of outpatient care in Korea is equitable (favorable for the poor) or less inequitable compared with other OECD countries. Utilization in terms of the number of inpatient days is equitable for the poor, too. To take into account the quality or intensity of health care utilization, distribution of health expenditure is also analyzed. Despite the fact that a greater quantity of health care is utilized by the poor (after controlling for their health care needs) compared with the well off, the rich spend more on health care, meaning that the quality or intensity of health care they use is greater than that the poor use.

Key words: Health care utilization, Equity



## 보건의료 비용 지출의 형평성

이태진\*, 양봉민\*\*, 권순만\*\*, 오주환\*\*, 이수형\*\*  
(\*한림대학교 보건대학원, \*\*서울대학교 보건대학원)

### < 목 차 >

I. 연구 배경 및 목적 .....	25
II. 보건의료지출의 형평성 지표에 관한 방법론적 고찰 .....	26
III. 자료 및 변수 .....	28
IV. 연구결과 .....	29
V. 맺음말 .....	32
참고문헌 .....	32
Abstract .....	33

### I. 연구 배경 및 목적

우리 나라는 건강보험제도가 시행되고 있음에도 불구하고 이용자의 본인부담비율이 전체 진료비의 50%를 상회할 정도로 매우 높은 수준이다. 이런 높은 본인부담 수준은 건강보험의 위험 분산 및 소득보호 기능을 저하시키며, 질병 발생 시 진료비의 발생 수준에 따라 개인의 경제생활에 지대한 영향을 미칠 수 있다. 특히, 높은 본인부담금은 개인의 경제적 능력에 따라 체감하는 부담의 크기가 달라질 수 있다. 예컨대, 고소득층의 경우에 높은 본인부담은 다른 재화나 서비스에 대한 소비 감소로 인한 후생의 감소를 초래하지만 빈곤에 빠지게 하는 일은 드물다. 그러나 중산층이나 저소득층의 경우에 높은 본인부담은 소비 감소로 인한 후생의 감소 외에도 빈곤에 빠지게 할 가능성이 높다.

건강보험의 보장성은 결국 예기치 못한 의료비 지출로부터 개인이나 가정을 얼마나 보호해 줄 수 있느냐가 관건이다. 이런 점을 고려할 때, 보건의료비에 대한 가계의 직접 지출이 얼마

나 개인의 경제생활에 영향을 미치는지를 파악하는 일은 매우 의미 있는 일이다.

본 연구는 보건의료체계에 대한 형평성 연구로서 보건의료비 지출에 있어서의 형평성에 대해 측정하고자 한다. 좀더 구체적으로, 보건의료비 지출이 가구의 생활수준에서 차지하는 비중이 소득계층별로 어떤 분포를 나타내는지, 보건의료비 지출이 빈곤의 발생에 어떤 영향을 미치는지를 파악하고자 한다. 보건의료비 지출의 형평성을 측정하는 방법은 Wagstaff and van Doorslaer(2003)가 사용한 방법을 활용할 것이다.

## II. 보건의료지출의 형평성 지표에 관한 방법론적 고찰

### 1. 개념

본 연구는 두 가지 분석으로 구분되는데, 하나는 catastrophe analysis로서 보건의료비 지출로 인해 소비패턴에 영향을 주는지를 분석하는 것이며, 다른 하나는 poverty impact analysis로서 보건의료비 지출 때문에 빈곤에 이르게 되었는지를 분석하는 것이다.

catastrophe analysis를 좀더 자세히 설명하면, 한 가구의 보건의료비 지출이 생활비의 일정 비율 이상을 차지하는 것은 바람직하지 않다는 전제에 근거하여 이루어지는 분석인데, 이 비율을 초과하는 보건의료비 지출액을 catastrophic payment라고 한다. 이 때 사용되는 비율로는 흔히 5%, 10%, 15% 등이 사용된다.

Poverty impact analysis의 경우는 보건의료비 지출 때문에 개인이 빈곤수준에 처하게 되거나 기존의 빈곤상태가 더 악화되어서는 안 된다고 하는 전제에 근거한 분석인데, 분석의 목적에 따라 절대빈곤선, 상대빈곤선 등이 선택적으로 사용될 수 있다.

### 2. 측정방법

#### (1) Catastrophic impact

보건의료비 지출의 Catastrophic impact를 나타내기 위해 크게 두 종류의 지표가 사용된다. 하나는 전체 조사대상자 중 보건의료비 지출 비중( $T/x$ )이 생활비의 일정 비율( $Z_{cat}$ )을 초과하는 가구의 비율로서 단순히 해당가구의 수를 나타내는 지표(headcount measure)이며, 다른 하나는 보건의료비 지출이 미리 정한 비율보다 얼마나 더 초과하는지 그 크기를 나타내는 지표(gap measure)이다.

$$\begin{aligned}
 H_{cat} &= 1/N \sum E_i = \mu_E \\
 G_{cat} &= 1/N \sum O_i = \mu_O \\
 MPG_{cat} &= \sum O_i / \sum E_i = \mu_O / \mu_E
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{where } O_i &= T_i/x_i - z_{cat} \text{ if } T_i/x_i > z_{cat} \text{ and zero otherwise,} \\
 E_i &= 1 \text{ if } O_i > 0
 \end{aligned}$$

$H_{cat}$  및  $G_{cat}$ 은 각각 headcount measure 및 gap measure를 나타내며,  $N$ 은 표본수를 나타낸다.  $MPG_{cat}$ 은 gap measure의 하나로서 보건의료비 지출이 일정 비율을 초과하는 가구들만을 대상으로 초과하는 크기의 평균(mean positive gap)을 산출하는 지표이다. 즉,  $MPG_{cat}$ 을 통해 catastrophic payment가 일정 비율보다 얼마나 높은 수준인지를 알 수 있다.

그런데, 위의 두 지표  $H_{cat}$  및  $G_{cat}$ 은 catastrophic payment의 발생과 그 크기에 대한 정보만 제공할 뿐 계층간 분포 혹은 귀착에 대해서는 아무런 정보를 제공해주지 못한다. 실제로 catastrophic payment가 고소득층에게 발생하는 경우보다는 저소득층에 발생하는 경우에 사회적으로 더욱 문제가 될 수 있는데, 위의 지표는 이런 부분을 제대로 반영해 주지 못하고 있다. 이런 단점을 보완하기 위해 catastrophic payment가 조사대상자의 소득수준에 따라 어떻게 분포하는지를 나타내는 집중계수(concentration index)를 이용하여 조정된 headcount measure와 gap measure를 산출한다. 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 W_{cat}^E &= \mu_E (1-C_E) \\
 W_{cat}^G &= \mu_O (1-C_O)
 \end{aligned}$$

$C_E$  및  $C_O$ 는 각각 catastrophic payment의 발생 및 크기에 대한 집중계수이며,  $W_{cat}^E$  및  $W_{cat}^G$ 는 각각 집중계수에 의해 보정된 headcount measure 및 gap measure를 나타낸다. 만일 threshold를 초과하는 보건의료비 지출이 저소득층에서 발생할 경우에  $C_E$  및  $C_O$ 는 (-)값을 갖게 되며 그 결과  $W_{cat}^E$  및  $W_{cat}^G$ 은  $\mu_E$  및  $\mu_O$ 보다 큰 값을 갖게 된다. 반대로 threshold를 초과하는 보건의료비 지출이 고소득층에서 발생할 경우에  $C_E$  및  $C_O$ 는 (+)값을 갖게 되며 그 결과  $W_{cat}^E$  및  $W_{cat}^G$ 은  $\mu_E$  및  $\mu_O$ 보다 작은 값을 갖게 된다. 즉,  $W_{cat}^E$  및  $W_{cat}^G$ 은 catastrophic payment의 발생이 저소득층에서 발생할 경우에는 그 심각성을 더 부각시키고 고소득층에서 발생할 경우에는 그 심각성을 줄여주는 역할을 하게 된다.

## (2) Poverty impact

보건의료비 지출 이전의 생활비를 근거로 미리 정한 빈곤선 이하에 해당되는 대상자의 비율(headcount) 및 그 크기(gap)를 측정한다. 그리고 보건의료비 지출 이후의 생활비를 이용하여 일정한 빈곤선 이하에 해당되는 가구 비율 및 그 크기를 측정한다. 이 때, 후자와 전자의 차이를 구하면 보건의료비 지출에 의해 빈곤선 이하로 내려간 개인의 비율과 그 정도를 파악할 수 있게 된다. 여기에 사용되는 빈곤선은 다음과 같다.

- i. 절대 빈곤선 1 : 1인당 생활비가 1993년 PPP 기준 \$1.08/일
- ii. 절대 빈곤선 2 : 1인당 생활비가 1993년 PPP 기준 \$2.15/일
- iii. 상대 빈곤선 :  $\max(\$1.08, /3)$ . 이 때  $\mu$ 는 1인당 1일 생활비의 평균임.
- iv. 국가별 빈곤선 : 우리 나라의 최저생계비 적용함.

Poverty impact를 나타내는 지표는 다음과 같은 과정을 거쳐 구해진다.

$$\begin{aligned} H_{pov}^{pre} &= 1/N \sum P_i^{pre} = \mu_{p-pre} \\ G_{pov}^{pre} &= 1/N \sum g_i^{pre} = \mu_{g-pre} \\ NG_{pov}^{pre} &= G_{pov}^{pre} / Z_{pov}^{pre} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{where } g_i^{pre} &= Z_{pov}^{pre} - x_i \text{ if } x_i < Z_{pov}^{pre} \text{ and zero otherwise,} \\ P_i^{pre} &= 1 \text{ if } x_i < Z_{pov}^{pre} \end{aligned}$$

$H_{pov}^{pre}$  및  $G_{pov}^{pre}$  은 각각 개인의 생활비( $x_i$ )가 보건의료비 지출 이전의 빈곤선( $Z_{pov}^{pre}$ ) 이하에 해당되는 headcount measure 및 gap measure를 나타내며,  $NG_{pov}^{pre}$  은 빈곤선의 수준으로 보정한 gap measure이며, N은 표본수를 나타낸다.

마찬가지로, 보건의료비 지출 이후 빈곤선 이하에 해당되는 headcount measure 및 gap measure를 각각  $H_{pov}^{post}$  및  $G_{pov}^{post}$  라고 할 때, poverty impact를 나타내는 지표는 다음과 같이 보건의료비 지출 후의 지표와 지출 전의 지표간 차이로 표현된다.

$$\begin{aligned} PI^H &= H_{pov}^{post} - H_{pov}^{pre} \\ PI^G &= G_{pov}^{post} - G_{pov}^{pre} \\ PI^{NG} &= NG_{pov}^{post} - NG_{pov}^{pre} \end{aligned}$$

### Ⅲ. 자료 및 변수

#### 1. 자료

보건의료비 지출로 인한 고액의료비 발생 및 빈곤상태를 측정하기 위해서 통계청 자료인 2000년 도시가계지출조사 자료를 이용했는데, 분석단위는 catastrophe analysis의 경우 가구이며, poverty impact analysis의 경우는 개인으로 하였다.

#### 2. 변수

(1) 개인의 생활수준을 나타내는 변수 : 지불능력(Ability to pay)

가구당 지출(household expenditure) 자료를 사용하였고, 가구크기와 연령을 보정하였다.

## (2) 보건의료비 지출 변수

‘도시가계지출’ 자료에서 조사된 보건의료(의약품 구입, 보건의료용품 및 기구 구입, 보건의료서비스 이용) 항목을 이용하였다.

## IV. 연구결과

우리 나라 가구의 지출자료를 이용하여 보건의료비 지출의 catastrophic impact를 측정할 결과가 <표 1>에 나와 있다. Catastrophic payment의 발생현황을 보여주는 headcount measure를 보면, 보건의료비 지출이 총지출액의 5% 이상을 차지하는 가구비율이 20.94%인 것으로 나타났다. 이에 대한 집중계수는 (-)값으로 catastrophic payment가 주로 저소득층에서 많이 발생함을 의미하며, 이를 이용하여 보정하였을 때 보건의료비 지출이 총지출액의 5% 이상을 차지하는 가구비율은 21.16%로 약간 증가하였다. threshold 수준을 10% 및 15%로 올렸을 때는 예상대로 해당되는 가구의 비율은 감소하는 것으로 나타났다. 다만, 집중계수가 (+)의 값을 갖는데 이는 생활수준이 올라갈수록 가계의 직접의료비 지출이 증가하는 것과 관련이 있는 것으로 반드시 catastrophic payment라고 간주하기 어려운 부분이다.

Catastrophic payment의 크기를 보여주는 gap measure의 경우를 보면, 일반적으로 threshold 수준이 올라갈수록 catastrophic payment의 크기는 감소하는 것을 알 수 있다. 그러나, 실제로 일정 비율을 초과하는 가구들만을 대상으로 보건의료비 지출 초과비율을 보여주는 mean positive gap의 경우 threshold 수준이 올라갈수록 보건의료비 지출비율과 threshold 간의 차이가 더욱 커지는 것으로 나타난다. 즉, 5%의 threshold에서는 이를 초과하는 가구의 평균초과비율이 9.07% 포인트인데, 15%의 threshold에서는 이를 초과하는 가구의 평균초과비율이 12.48% 포인트로 차이가 더욱 확대된다.<sup>1)</sup> 이는 집중계수의 값이 커지는 것에도 관계가 있는데, 낮은 threshold 수준을 초과하는 가구에는 저소득층이 많이 포함되어 있다가 높은 threshold 수준으로 갈수록 저소득층은 점점 제외되고 소득수준이 높은 사람들의 비중이 높아지면서 mean positive gap도 커지는 것으로 이해된다. 즉, threshold 수준이 올라갈수록 보건의료비 지출비율이 이를 초과하는 가구의 수는 감소하지만, 이를 부담할 능력이 있는 소수의 고소득층에서는 높은 본인부담을 지불하고서도 의료를 이용하고 있음을 알 수 있다.

<표 2>는 <표 1>과 동일한 형태인데, 가구의 총지출에서 식품비를 제외하였을 때 보건의료비가 가구 지출에서 차지하는 비중을 근거로 작성한 것이다. 식품비는 생존에 필수적인 지

1) 5%의 threshold에서 평균초과비율(mean positive gap)이 9.07%라는 의미는 해당가구의 평균 보건의료비 지출비율이 14.07%라는 뜻이다. 마찬가지로, 15%의 threshold를 초과하는 가구의 평균 보건의료비 지출비율은 27.48%가 된다.

출로 간주하여 이것을 제외한 나머지 지출에서 보건의료비 지출이 차지하는 비중이 얼마나 큰 지를 보는 데 의의가 있다. <표 2>를 보면, 해당 threshold 이상으로 보건의료비를 지출하는 가구의 비율이 모두 증가한 것을 알 수 있다. 또한, <표 1>과 비교할 때, threshold가 15%일 때까지도 집중계수가 (-)인 것으로 나타나는 차이점이 발견된다. 이는 식품비를 제외한 가구 지출에서 보건의료비가 차지하는 비율이 높은 가구가 저소득층에 많이 분포하고 있음을 의미한다.

<표 1> Catastrophic impact of OOP payments

Threshold level	5%	10%	15%
Headcount measures			
Headcount (H)	20.94%	10.36%	6.11%
Concentration index of headcount (C_E)	-0.0103	0.0367	0.0785
Rank weighted headcount (W_E)	21.16%	9.98%	5.63%
Gap measures			
Mean Gap (G)	1.90%	1.16%	0.76%
Mean Positive Gap (MPG)	9.07%	11.23%	12.48%
Concentration index of gap (C_O)	0.1089	0.1730	0.2358
Rank weighted gap (W_G)	1.69%	0.96%	0.58%

<표 2> Catastrophic impact of OOP payments: with subtraction of food expenditure

Threshold level	5%	10%	15%	25%
Headcount measures				
headcount (H)	27.71%	15.45%	9.79%	4.82%
Concentration index of headcount (C_E)	-0.05156	-0.03033	-0.0072	0.061047
Rank weighted headcount (W_E)	29.14%	15.92%	9.86%	4.52%
Gap measures				
Mean Gap (G)	3.07%	2.04%	1.42%	0.73%
Mean Positive Gap (MPG)	11.07%	13.18%	14.52%	15.20%
Concentration index of gap (C_o)	0.03291	0.07161	0.11151	0.200643
Rank weighted gap (W_G)	2.97%	1.89%	1.26%	0.59%

<표 3>은 우리 나라 가구의 지출자료를 이용하여 보건의료비 지출의 poverty impact를 산출한 결과를 보여 준다. 먼저, poverty headcount 지표를 보면 세계은행에서 제시한 2개의 절대 빈곤선이 매우 낮기 때문에 우리 나라 가구 중 보건의료비 지출 전과 후 모두 절대빈곤선 이하에 해당되는 가구는 없다. 1인당 1일 생활비 평균의 1/3을 빈곤선으로 설정한 경우에는 빈곤가구비율이 보건의료비 지출 전 5.05%에서 보건의료비 지출 후에는 5.17%로 약간 증가하여 poverty impact가 그리 크지 않은 것으로 나타났다. 그러나 우리 나라의 최저생계비를 빈곤선으로 이용한 경우에는 보건의료비 지출 전 빈곤가구비율이 10.83%에서 보건의료비 지출 후에는 12.53%로 증가하여 보건의료비 지출로 빈곤층이 1.7% 포인트 증가하였으며, 빈곤층의 증가

율은 약 15.7%에 이른다.

보건의료비 지출 전후의 생활수준과 빈곤선과의 차이를 빈곤선 수준으로 나눈 normalized poverty gap을 이용한 poverty impact를 보면, 보건의료비 지출에 기인한 빈곤상태의 악화 정도는 그리 크지 않은 듯하다. 가령, 최저생계비를 기준으로 할 경우, 보건의료비 지출 전에는 생활수준과 빈곤선의 차이가 빈곤선의 2.29%였는데 보건의료비 지출 후에는 그 차이가 빈곤선의 2.75%로 증가하는 정도에 그치고 있다. 그러나, 이것은 기존의 빈곤층이 열악한 생활수준 때문에 의료 이용을 제대로 하지 못해서 빈곤의 심화가 크게 발생하지 않은 것처럼 나타날 수도 있음에 유의해야 한다.

<표 3> Poverty impact of OOP payments

	Poverty line			
	\$1.08/ day	\$2.15/ day	Relative PL	National PL
Poverty headcounts				
Pre-payment headcount (H_pre_pov)	0.00%	0.00%	5.05%	10.83%
Post-payment headcount(H_post_pov)	0.00%	0.00%	5.17%	12.53%
Poverty impact (PI_H)	0.00%	0.00%	0.12%	1.70%
Poverty gaps				
Pre-payment gap (G_pre_pov)	0.00	0.54	1779.25	5274.71
Post-payment gap (G_post_pov)	0.00	0.36	1844.89	6343.28
Poverty impact (PI_G)	0.00	-0.18	65.64	1068.57
Normalised poverty gaps				
Pre-payment normalised gap(NG_pre_pov)	0.00%	0.00%	0.96%	2.29%
Post-payment normalised gap(NG_post_pov)	0.00%	0.00%	1.04%	2.75%
Normalised poverty impact (PI_NG)	0.00%	0.00%	0.08%	0.46%

## V. 맺음말

본 연구에서 발견된 내용을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 우리 나라처럼 가구가 직접 부담해야 하는 보건의료비의 비중이 높은 경우에 catastrophe payment의 발생가능성이 높다. Threshold를 10%라고 상정할 경우 이를 초과하여 보건의료비를 지출하는 가구의 비율이 10%를 상회하는 것으로 나타났다. 둘째, 가구지출에서 식품비를 제외하였을 때 보건의료비 지출 비율이 높은 가구의 발생이 더욱 증가하는데, 특히 저소득층에서 threshold를 초과하는 가구의 발생이 많은 것으로 나타났다. 셋째, 우리 나라의 최저생계비를 기준으로 적용할 경우, 보건의료비 지출 전의 빈곤층은 10.83%에서 보건의료비 지출 후의 빈곤층은 12.53%로 증가하여 빈곤층이 약 15.7% 더 증가한 것으로 나타났다.

본 연구는 보건의료비 중 가구의 직접 지출이 높은 우리 나라의 경우 개인이나 가구의 소비패턴에 영향을 미치고 어떤 경우에는 빈곤에 이르게 한다는 사실을 시사해 준다. 정책적인 관점에서 볼 때, 보건의료비 지출이 생활수준에 따라 미치는 영향이 다르다는 사실을 감안하여 향후 건강보험에서 본인부담금 면제 대상을 정하거나 소득수준별로 본인부담비율을 차등 적용하는 방안을 검토할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

통계청. 도시가계연보, 2002.

Van Doorslaer, E. et al. Equity in the delivery of health care in Europe and the US. *J of Health Economics* 19(2000) 553-583.

Wagstaff, A. et al. Equity in the finance of health care: some further international comparison. *J of Health Economics* 18(1999) 263-290

Wagstaff, A. and E. van Doorslaer. Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993-98. *Health Economics* (2003) forthcoming.



Abstract

## Equity in the expenditures of health care services

Taejin Lee\*, Bongmin Yang\*\*, Soonman Kwon\*\*, Juwhan Oh\*\* and Suhjung Lee\*\*

\* School of Public Health, Hallym University

\*\* School of Public Health, Seoul National University

The proportion of out-of-pocket payment among health care expenditures is very high in Korea, which has a significant distributional impact. This study aims to look at the equity issue in the consumption of health care services. Specifically, we examined the distribution of catastrophic payments for health care services among households and the impact of health care expenditures on poverty.

The methodology of this study is similar to that developed by Wagstaff and van Doorslaer. The data used for analysis is from the 2000 Urban Household Expenditure Survey. Household expenditure is a variable representing the ability to pay of households, and health expenditures include expenditures for drugs, equipment and devices, and health care services.

The main findings are as follows: 1) the incidence of catastrophic payments was as high as 10%, 2) catastrophic payments occurred disproportionately among low-income households, and 3) the below-the-poverty-line households increased by 15.7% after spending health care expenditures.

Keywords: out-of-pocket payment, catastrophic payment, poverty impact

# The Effect of Consumer Health Information on Demand for Medical Care

Im Jae Young

(Assistant Professor, Division of Economics, Hallym University)

## < 목 차 >

Abstract .....	35
I . Introduction .....	36
II . Literature review .....	38
III . Theoretical analysis .....	40
IV . Conclusion .....	48
References .....	49
국문초록 .....	51

## Abstract

The pervasiveness of the uncertainty in the field of medical care has long been recognized. According to Arrow (1963) there are two kinds of uncertainty in this field. The first one is the uncertainty of the patient's basic, pre-treatment or ex ante level of health and the second source is the uncertainty surrounding the effectiveness of the medical care. Due to this property, it has been recognized that the efficiency of patient's use of medical care can't be guaranteed. Therefore if the consumer could be the better informed one through obtaining more and better information from various sources, we should expect the unnecessary demand to be reduced in a way of enhancing the efficiency of use of medical care.

Based on the notion above, health information is valuable to the consumer because it allows him to make better decisions about purchasing medical care. In other words, the health information deserves to obtain in the sense of reducing the uncertainties of the consumption of medical care.

This paper theoretically investigates the effect of health information on consumer's demand for medical care. Concerning the uncertainty of the patient's ex ante level of health, this paper suggests the health information decreases patient's demand for medical care, which means as individual has greater confidence in his self-diagnosis on his health state with more health information, his demand for medical care might fall. However, regarding the uncertainty of the effectiveness of medical care, even if the consumer has better information on it, we can't necessarily say about the direction of the change of consumer's demand for medical care.

## I . Introduction

The pervasiveness of the uncertainty in the field of medical care has long been recognized. According to Arrow (1963) there are two kinds of uncertainty in this field. The first one is the uncertainty of the patient's basic, pre-treatment or ex ante level of health, since the patient does not have enough diagnostic information to be able to assess accurately his level of health. Hence when the patient feels sick, he decides whether to go to the physician considering the uncertainty of his health state. The second source is the uncertainty surrounding the effectiveness of the medical care. After the patient visits the physician, he receives the information about his health state and some recommendations about the treatment of illness from the physician, however the patient would have the difficulty of complying with the physician's recommended treatment due to the paucity of the patient's information on the effectiveness of the treatment which the physician recommends. Due to this property, the consumer of medical care is regarded as an uninformed one who delegates his decision-making on purchasing medical care to the physician who is the provider of this good. This property might cause the physician to induce unnecessary demand from the patient that the patient would not want to consume if he had the same information about his health as the physician. Therefore if the consumer could be the better informed one through obtaining more and better information from various sources, we should expect the unnecessary demand, which is caused by the

physician's inducement, to be reduced and the decrease of this unnecessary demand might have a role in suppressing the rapidly increasing expenditures of health care.

However in order to support this view on the role of the consumer health information, we need to study on the effect of the consumer's health information on the consumer's demand for medical care, which is what I want to research.

This study is interesting and important in that so far, the studies on the demand for medical care have ignored the role of the consumer health information on the consumer's decision-making problem, even though everybody agrees that consumers lack information in consuming the medical care. Hence even if researchers have urged for a long time that health education is important in that it can increase the amount of the consumer health information, we have not had theoretical or empirical analyses that support the idea that increased consumer health information could decrease the demand for medical care. In other words, we could not say unambiguously that there is an effect of the consumer health information on the consumer's behavior of buying medical care.

Therefore my study will contribute to evaluating the policy effect of health education on reducing the health care expenditures in that the health education can increase the amount of consumer's health information on the consumer's self-diagnosis and the effectiveness of medical treatment.

Based on the uncertainties mentioned above, health information is valuable to the consumer because it allows him to make better decisions about purchasing medical care. In other words, the health information deserves to obtain in the sense of reducing the uncertainties of the consumption of medical care.

There are two roles of the health information in the demand for medical care, considering the two uncertainties of medical care field. The first role is in the decision to visit the physician. The health information on the diagnosis on the patient's health state might allow the patient to evaluate his health state more accurately in terms of the clinical view. Therefore we can think that the health information would affect the patient's decision-making of visiting the physician.

The second role is in the consumer's decision of how much medical care to purchase. The better-informed patient in terms of the health information on the effectiveness of the treatment, which the physician recommends, will behave rationally in complying or rejecting to the physician's recommendation. The asymmetry of information between the physician and the patient has been recognized as the most distinguishing property of the medical care market. So it is possible that the physician can exploit this informational asymmetry and induce demand. Induced demand will be defined as treatments the

physician recommends even though the physician believes that the costs outweigh the medical benefits. Thus a patient with as much information as the physician would never purchase treatments which are regarded as the physician-induced demand. Therefore the health information on the effectiveness of medical treatment can affect the patient's decision making of consenting to the physician's recommends, so we can say that the health information on the effectiveness of the medical treatment can affect the patient's decision-making of how much medical care to consume.

This paper is organized as follows. Section II presents the review of previous researches associated with this study. Section III develops the theoretical model for explaining the effect of consumer health information on his demand for medical care given two different uncertainties. Section IV concludes and presents the works which should be done in the future.

## II. Literature review

The previous researches associated with this paper are the ones which deal with the effect of uncertainty on the demand for medical care, and the others which investigate the causal relationship between the consumer health information and the demand for medical care.

When it comes to the previous studies on the effect of uncertainty on the demand for medical care, Dardanoni and Wagstaff (1990) provides an analysis of the effect of uncertainty on the demand for medical care using a simplified version of Grossman's human capital model of the demand for health. In order to describe the change of uncertainty, they not only use the concept of the first-stochastic dominance which represents the change of means of the distribution of random variable, but use the concept of the second-stochastic dominance which represents both the change of means and the means-preserving spreads of the distribution of random variable.

Their comparative static results indicate the positive effect on the demand for medical care of both increases in the means and means-preserving spreads of the distribution of health state which is regarded as random variable. However their paper does not have empirical study for supporting their theoretical predictions.

Picone, Uribe and Wilson (1998) analyze the effect of the uncertainty of the incidence of illness on the demand for medical care using the dynamic Grossman household

production model to characterize the patterns of an individual's precautionary behavior. They try to overcome the limit of the static model by applying dynamic programming model. They examine the patterns for individuals with their different degrees of risk aversion, hence they conclude that elderly individuals respond to the uncertainty by smoothing their expected utility over time by purchasing additional medical care and by reducing the consumption of other goods and services.

When it comes to the previous studies on the causal relationship between consumer health information and the demand for medical care, Pauly and Satterthwaite (1981) attempt to empirically test the theory that the price of physician visit is affected by the consumer health information. They develop an empirical model based on the notion that an increase in the number of sellers of a reputation good like the physician visit may cause price of that good to increase because such an increase makes consumer search for information on the physician's quality etc. less efficient. They try to measure the difficulty of consumer search for information by using the indirect proxies. The proxy variables they use are the physician density, the percent of families that have a female head, and the percent of occupied housing units whose occupants have moved into the unit during the preceding five years. The rationale of the above proxies being the measure for the difficulty of consumer search for information is that, in the case of the percent of families that have a female head, by the U.S. Bureau of Census, the great majority of female-headed families have undergone serious disruption (death, divorce, separation) and a majority still has children present, hence the reported proportion of families headed by women does carry information about a community's social stability. So based on this rationale, the female-headed families have difficulty in obtaining the health information due to the instability. In their paper, they support the notion that as the number of physician increases, the price of physician visit tends to increase due to the difficulty of consumer search for information on the physicians. However the drawback of their study is that they use the indirect proxies for measuring the aspects associated with the consumer information, which are criticized due to the lack of the direct relationship with the original variable which should be measured.

Dranove (1988) develops a theoretical model of physician's demand inducement which tries to explain the physician-induced demand in terms of the difference in diagnostic skills of the physician and patient. The key result of his paper is that the extent of inducement is positively related to the difference in relative diagnostic skills of the physician and patient, which means that more informed consumers are less willing to consent to the induced treatment, so the returns to the physician from inducement are smaller. For example, the physician could induce the demand more easily from the patient who has

cardiovascular disease than from the patient who has just flu, since the difference in the diagnostic skills of the flu is smaller than that of cardiovascular disease. However he does not mention how to measure the difference in diagnostic skills of the physician and patient, in other words, his study does not have the empirical work which uses the direct measure of consumer health information.

Based on the Dranove (1988) and Pauly and Satterthwaite (1981), Kenkel (1990) tries to empirically investigate the role of consumer health information based on the direct measure of consumer health information. He investigates the determinants of consumer health information and the roles that consumer health information plays in the demand for medical care. Based on the results of his empirical study, he concludes that the better-informed individuals are found to use more medical care, and no evidence could be found that the difference in diagnostic skills between the consumer and the physician affects the number of physician visits purchased. The last part of his conclusions is against the theoretical prediction of Darnove's paper. However, his paper does not have the theoretical model which should predict the direction of the effect of consumer health information on the demand for medical care.

Therefore, based on the review of previous researches, we can think that in terms of theoretical point of view, we need the theoretical model which can explain the effect of consumer health information on the demand for medical care considering the consumer's decision-making under uncertainty, and in terms of empirical point of view, we need the direct measure for the consumer health information in order to avoid the econometric problems.

### III. Theoretical analysis

In this part, I will introduce the theoretical analysis of the effect of the consumer's health information on the demand for medical care. Based on the roles of the health information on the demand for medical care, if we assume that the health information could reduce the uncertainties mentioned above, we can analyze the effect of the health information on the demand for medical care in that the health information can reduce the uncertainties. For example, if the increase of the uncertainty of the patient's diagnosing his health state will cause the demand for medical care to be increased, then we can think that the more informed patient, who has the better and much information on the his

diagnosis to his health state, would decrease the demand for medical care.

The individual is assumed to derive the utility according to  $U(X, H)$  where  $X$  denotes the composite good and  $H$  denotes the individual's health, and let's assume the utility function is continuous, increasing and concave in both  $C$  and  $H$ , and three times differentiable. Health is produced by the medical care according to the health production function  $h(m, \mu)$ , where  $m$  is the medical care and  $\mu$  is the random variable which represents the uncertainties mentioned above.

As we discuss above, there are two kinds of uncertainties in the consumption of medical care. In terms of the first kind of uncertainty,  $\mu$  can be interpreted as the individual's basic pre-treatment or ex ante level of health, and in terms of the second kind of uncertainty,  $\mu$  can be interpreted as an index of medical care productivity which represents the effectiveness of medical care.

And the individual's budget constraint can be expressed by equation (1).

$$Y = P_m m + X \quad (1)$$

where  $Y$  is the income,  $P_m$  is the price of medical care, and I normalize the price of composite good to be one.

When it comes to the change of uncertainty  $\mu$ , by Dardanoni and Wagstaff (1990), I express it as the increase in risk with mean of  $\mu$  unchanged, which permits an analysis of the effects of increased uncertainty, keeping the mean of the distribution of  $\mu$  unchanged. And this way of expressing the change of uncertainty can be technically described as the Rothschild–Stiglitz (RS) increase in risk. M. Rothschild and J. Stiglitz have considered increases in risk in terms of a change in the distribution of a random variable which keeps its mean constant and represents the movement of probability density from the center to the tails of the distribution. More technically,  $\mu$  is assumed to be a random variable, with a cumulative distribution function  $F(\mu, \sigma)$  and support lying in  $[a, b]$  which is assumed that  $a > 0$ . The distribution function depends on the exogenous parameter  $\sigma$  and is assumed to be continuously differentiable with respect to  $\mu$  and  $\sigma$ . Hence based on the role of health information, I assume  $\sigma$ , which is the shift variable of the distribution function of  $\mu$ , is the function of health information ( $I$ ),  $\sigma = \sigma(I)$ . And we can say that the health information might reduce the variance of the uncertainty, which



means  $\sigma'(I) < 0$ , since the better-informed person tends to evaluate his health state more accurately.

As I mentioned earlier, in this paper, the effect of the consumer's health information on the demand for medical care will be analyzed under the two different uncertainties. In the first situation, the main uncertainty, which affect the patient's demand for medical care, is the uncertainty of the patient's pre-treatment health state. In other words, this situation is where the individual decides whether to go the physician or not. Once the patient feels some symptoms, he should decide to go to the physician based on the information on his health state that is uncertain. Hence if he thinks that his symptoms are extraordinary based on his information set, then he might go to the physician.

In the second situation, the uncertainty with which is dealt is the one surrounding the effectiveness of medical treatment. This situation represents that once the patient goes to the physician and receives the diagnosis of the patient's health state and the recommended treatment from the physician, the patient should decide how much treatment to receive based on his information set regarding on the effectiveness of treatment which is uncertain.

### 1. The situation under the uncertainty of the pre-treatment health state

In this situation,  $\mu$  is interpreted as the individual's basic, pre-treatment or ex ante level of health. I assume the two things about the health production function. The first thing is  $h_{m\mu} = 0$ , which means that the productivity of medical care is invariant with respect to the individual's basic level of health. The reason why I adopt  $h_{m\mu} = 0$  is that if so, we can be better able to isolate the effects of changes in the uncertainty of the patient's pre-treatment health, from that of changes in the uncertainty of the effectiveness of medical treatment. And the second thing is  $h_{\mu} > 0$ , which means that the individual's ex post level of health state is an increasing function of his ex ante level of health. And I assume the health production function is concave on the medical care as usual.

Based on these assumptions, the health production function takes the following form which satisfies  $h_{\mu} > 0$ ,  $h_{m\mu} = 0$ , and concavity:

$$H = h(m, \mu) = g(m) + \mu \quad (2)$$

Thus the changes in  $\mu$  result in parallel shifts in the health production function,

altering the individual's level of health but leaving the effectiveness of medical care unchanged.  $\mu$  is assumed to be a random variable, with a cumulative distribution function  $F(\mu, \sigma)$  and support lying in  $[a, b]$  which is assumed that  $a > 0$ . The distribution function depends on the exogenous parameter  $\sigma$  and is assumed to be continuously differentiable with respect to  $\mu$  and  $\sigma$ . And  $\sigma$  is the function of health information ( $I$ ).

Therefore the individual's optimization problem is as follows:

$$\begin{aligned} \max_m \int_a^b U(X, H) dF(\mu, \sigma(I)) \\ \text{subject to } X = Y - P_m m \\ H = g(m) + \mu \end{aligned} \tag{3}$$

So the first order condition will be as follows:

$$\int_a^b [U_1(-P_m) + g'(m)U_2] dF(\mu, \sigma(I)) = 0 \tag{4}$$

By the concept of the Rotchield and Stiglitz, the effect of health information on the demand for medical care can be analyzed by investigating the effect of the changes in the distribution of  $\mu$ , which is caused by the change of  $\sigma$  that originates the change of health information, on the optimal amount of medical care. Hence if we totally differentiate the above first-order condition with respect to  $I$ , then we can get as follows:

$$\frac{\partial m}{\partial I} = - \frac{\int_a^b (-P_m U_1 + g'(m)U_2) F_{\mu\sigma} \sigma'(I) d\mu}{\int_a^b (P_m^2 U_{11} - 2P_m g'(m)U_{12} + g'(m)^2 U_{22} + g''(m)U_2) dF(\mu, \sigma(I))} \tag{5}$$

In equation (5), the denominator of right hand side fraction is negative by the second order condition of the above individual's optimization problem, so the sign of equation (5) depends on the sign of numerator.

$$\text{sign of } \frac{\partial m}{\partial I} = \text{sign of } \int_a^b (-P_m U_1 + g'(m)U_2) F_{\mu\sigma} \sigma'(I) d\mu \tag{6}$$

By the concept of Rothschild and Stigliz (1970), the effect of the health information on the optimal value of  $m$  can be found by integrating the numerator of the fraction in the right hand side of equation (5) by parts twice. So if we integrate this by parts once,

we can get as follows:

$$\begin{aligned}
 & \int_a^b (-P_m U_1 + U_2) F_{\mu\sigma} \sigma'(I) d\mu = \sigma'(I) \int_a^b (-P_m U_1 + U_2) F_{\mu\sigma} d\mu \\
 & = \sigma'(I) \left[ F_{\sigma}(-P_m U_1 + g'(m)U_2) \Big|_a^b - \int_a^b (-P_m U_{12} + g'(m)U_{22}) F_{\sigma} d\mu \right] \\
 & = \sigma'(I) \int_a^b (P_m U_{12} - g'(m)U_{22}) F_{\sigma} d\mu \tag{7}
 \end{aligned}$$

During this process, I used  $F_{\sigma}(b, \sigma) = F_{\sigma}(a, \sigma) = 0$ . Based on the equation (7), if we integrate this by parts one more time, we can get as follows:

$$\begin{aligned}
 & \int_a^b (-P_m U_1 + U_2) F_{\mu\sigma} \sigma'(I) d\mu = \sigma'(I) \int_a^b (P_m U_{12} - g'(m)U_{22}) F_{\sigma} d\mu \\
 & = \sigma'(I) \left[ \int_a^b F_{\sigma} d\mu (P_m U_{12} - g'(m)U_{22}) \Big|_a^b - \int_a^b (P_m U_{122} - g'(m)U_{222}) \left( \int_a^b F_{\sigma} d\mu \right) d\mu \right] \tag{8}
 \end{aligned}$$

The equation (8) is technically called as the second-order stochastically dominating shift of the distribution of  $\mu$ . In the process of drawing the equation (8), we can say that the first term of the square bracket represents the increase in the mean of  $\mu$ , and the second term represents the change in the spread of the distribution of  $\mu$ , which is caused by the health information. Since we assume that mean of  $\mu$  is preserved, the first term of the square bracket is assumed to be zero, so the equation (8) can be as follows:

$$\begin{aligned}
 & \int_a^b (-P_m U_1 + U_2) F_{\mu\sigma} \sigma'(I) d\mu = \sigma'(I) \int_a^b (P_m U_{12} - g'(m)U_{22}) F_{\sigma} d\mu \\
 & = \sigma'(I) \left[ \int_a^b F_{\sigma} d\mu (P_m U_{12} - g'(m)U_{22}) \Big|_a^b - \int_a^b (P_m U_{122} - g'(m)U_{222}) \left( \int_a^b F_{\sigma} d\mu \right) d\mu \right] \\
 & = \sigma'(I) \int_a^b (-P_m U_{122} + g'(m)U_{222}) \left( \int_a^b F_{\sigma} d\mu \right) d\mu \tag{9}
 \end{aligned}$$

And by Diamond and Stiglitz (1974), the change of  $\sigma$  which is caused by the change of health information, will represent a mean preserving increase in uncertainty if and only if the following two conditions hold:

$$\int_a^b F_\sigma(\mu, \sigma(I))d\mu = 0,$$

$$T(\mu, \sigma(I)) = \int_a^c F_\sigma(\mu, \sigma(I))d\mu \geq 0, c \in [a, b] \quad (10)$$

And if we assume that the utility function is additively separable, we can say as follows:

$$U_{122} = 0 \quad (11)$$

and since we assume the concavity of utility function, so we can say as follows:

$$U_{222} > 0 \quad (12)$$

Hence based on the results of (10), (11), and (12), we can get the following result:

$$\int_a^b (-P_m U_{122} + g'(m)U_{222}) \left( \int_a^b F_\sigma d\mu \right) d\mu = \int_a^b g'(m)U_{222} T(\mu, \sigma(I))d\mu > 0 \quad (13)$$

Therefore, we can get the direction of the effect of health information on the demand for medical care as follows:

$$\frac{\partial m}{\partial I} = - \frac{\int_a^b (-P_m U_1 + g'(m)U_2) F_{\mu\sigma} \sigma'(I) d\mu}{\int_a^b (P_m^2 U_{11} - 2P_m g'(m)U_{12} + g'(m)^2 U_{22} + g''(m)U_2) dF(\mu, \sigma(I))} < 0 \quad (14)$$

Therefore this prediction implies that as individual becomes better informed about his health problems, and therefore has greater confidence in his self-diagnosis on his health state, and then his demand for medical care might fall.

## 2. The situation under the uncertainty of the effectiveness of medical treatment

Once the individual decides to go to the physician, he will obtain information on the treatment for curing his illness from the physician. So in this situation where the patient makes decision of how much to consume the medical care, the most concerned uncertainty is about the one of the effectiveness of medical care. Hence we can think of  $\mu$  being interpreted as an index of medical care productivity that represents the effectiveness of medical care. Hence this interpretation causes to look at the case where  $h_\mu > 0$ , and  $h_{m\mu} > 0$ , which means that the marginal productivity of the medical care increases as  $\mu$  increases. Therefore based on these assumptions, the health production function takes the

form of  $h(m, \mu) = \mu g(m)$ , which satisfies these properties. So in the health production function mentioned above  $\mu$  can be interpreted as the marginal product of medical care, which, due to the uncertainty surrounding the effectiveness of medical care, is random. And the assumption about the distribution of  $\mu$  is the same as before, so the individual's optimization problem will be as follows:

$$\begin{aligned} \max_m \int_a^b U(X, H) dF(\mu, \sigma(I)) \\ \text{subject to } X = Y - P_m m \\ H = \mu g(m) \end{aligned} \quad (15)$$

and the first order condition of this optimization problem is as follows:

$$\int_a^b [U_1(-P_m) + g'(m)\mu U_2] dF(\mu, \sigma(I)) = 0 \quad (16)$$

As before, the effect of the change in the distribution of  $\mu$ , which is caused by the change of  $\sigma$  which originates the change of health information ( $I$ ) on the demand for medical care, can be analyzed by totally differentiating the first order condition with respect to  $I$  as follows:

$$\frac{\partial m}{\partial I} = - \frac{\int_a^b (-P_m U_1 + g'(m)\mu U_2) F_{\mu\sigma} \sigma'(I) d\mu}{\int_a^b (P_m^2 U_{11} - 2P_m g'(m)\mu U_{12} + g'(m)^2 \mu^2 U_{22} + g''(m)\mu U_2) dF(\mu, \sigma(I))} \quad (17)$$

In equation (17), we can say that the sign of  $\frac{\partial m}{\partial I}$  is the same as the sign of the numerator of the fraction in the right hand side of the equation (17), since the sign of denominator is negative due to the second order condition of the individual's optimization problem.

As the first situation, the effect of health information on the optimal value of medical care can be found by integrating the numerator of the fraction in the right hand side of the equation (17) by parts twice.

So if we integrate this by parts once, we can get as follows:

$$\begin{aligned}
 & \int_a^b (-P_m U_1 + g'(m)\mu U_2) F_{\mu\sigma} \sigma'(I) d\mu = \sigma'(I) \int_a^b (-P_m U_1 + g'(m)\mu U_2) F_{\mu\sigma} d\mu \\
 & = \sigma'(I) \left[ F_{\sigma} (-P_m U_1 + g'(m)\mu U_2) \Big|_a^b - \int_a^b (-P_m g(m) U_{12} + g'(m)g(m)\mu U_{22} + g'(m)U_2) F_{\sigma} d\mu \right] \\
 & = \sigma'(I) \int_a^b (P_m U_{12} - g'(m)g(m)U_{22} - g'(m)U_2) F_{\sigma} d\mu \tag{18}
 \end{aligned}$$

During this process, I used  $F_{\sigma}(b, \sigma) = F_{\sigma}(a, \sigma) = 0$ . Based on the equation (18), if we integrate this by parts one more time, we can get as follows:

$$\begin{aligned}
 & \int_a^b (-P_m U_1 + g'(m)\mu U_2) F_{\mu\sigma} \sigma'(I) d\mu = \sigma'(I) \int_a^b (P_m U_{12} - g'(m)g(m)U_{22} - g'(m)U_2) F_{\sigma} d\mu \\
 & = \sigma'(I) \left[ \int_a^b F_{\sigma} d\mu (P_m U_{12} - g'(m)g(m)U_{22} - g'(m)U_2) \right]_a^b \\
 & \quad \left[ - \int_a^b (P_m g(m)U_{122} - g'(m)g(m)^2 U_{222} - g'(m)g(m)U_{22}) \left( \int_a^b F_{\sigma} d\mu \right) d\mu \right] \tag{19}
 \end{aligned}$$

The equation (19) is technically called as the second-order stochastically dominating shift of the distribution of  $\mu$ . In the process of drawing the equation (19), as the first situation, in the process of drawing the equation (19), we can say that the first term of the square bracket represents the increase in the mean of  $\mu$ , and the second term represents the change in the spread of the distribution of  $\mu$ , which is caused by the health information. Since we assume that mean of  $\mu$  is preserved, the first term of the square bracket is assumed to be zero, so the equation (19) can be as follows:

$$\begin{aligned}
 & \int_a^b (-P_m U_1 + g'(m)\mu U_2) F_{\mu\sigma} \sigma'(I) d\mu = \sigma'(I) \int_a^b (P_m U_{12} - g'(m)g(m)U_{22} - g'(m)U_2) F_{\sigma} d\mu \\
 & = \sigma'(I) \left[ \int_a^b (-P_m g(m)U_{122} + g'(m)g(m)^2 U_{222} + g'(m)g(m)U_{22}) \left( \int_a^b F_{\sigma} d\mu \right) d\mu \right] \tag{20}
 \end{aligned}$$

And as the first situation, by Diamond and Stiglitz (1974), the change of  $\sigma$  which is caused by the change of health information, will represent a mean preserving increase in uncertainty if and only if the following two conditions mentioned above in equation (10) hold:

$$\int_a^b F_\sigma(\mu, \sigma(I)) d\mu = 0,$$

$$T(\mu, \sigma(I)) = \int_a^c F_\sigma(\mu, \sigma(I)) d\mu > 0, c \in [a, b] \quad (10)$$

However, in determining the sign of the equation (20), even if the equation (10) holds, and we assume that the utility function is additively separable, which tells  $U_{122} = 0$ , the sign of equation (20) is ambiguous. In other words, the equation (20) can be rewritten as follows:

$$\begin{aligned} & \sigma'(I) \left[ \int_a^b \left( -P_m g(m) U_{122} + g'(m) g(m)^2 U_{222} + g'(m) g(m) U_{22} \right) \left( \int_a^b F_\sigma d\mu \right) d\mu \right] \\ & = \sigma'(I) \left[ \int_a^b \left( g'(m) g(m)^2 U_{222} + g'(m) g(m) U_{22} \right) T(\mu, \sigma(I)) d\mu \right] \end{aligned} \quad (21)$$

Even if the first term of the square bracket of equation (21) is positive, however the second term is negative if the utility function is concave on the health, which means that the individual is risk averse. Therefore the sign of equation (21) depends on the magnitudes of both terms. For example, if the individual is very much risk averse enough for the negative effect of the second term to outweigh the positive effect of the first term of the equation (21), then he will increase the demand for medical care even if he faces more health information in the effectiveness of the medical care. So it is plausible that

the sign of  $\left[ \frac{\partial m}{\partial I} \right]$  will depend on the individual's attitude towards risk.

Hence even if the consumer health information on the effectiveness of the medical care could be assumed to reduce the uncertainty on it, we can't say necessarily that the consumer's demand for the medical care would increase as the consumer faces more uncertainty about the effectiveness of medical care.

#### IV. Conclusion

In this paper, I try to investigate the effect of consumer health information on the demand for medical care. Based on the theoretical model, if we deal with the uncertainty

which is the one surrounding the basic pre-treatment health state, then the health information might reduce the demand for medical care. However, if the uncertainty dealt with is the one surrounding the effectiveness of treatment, then we can't necessarily say that the consumer health information could reduce the demand for medical care.

However, this study needs a couple of works to be done in the future. The first one is to investigate the notion that the consumer health information can reduce the variance of the basic pre-treatment health state and the effectiveness of treatment which are regarded as random variable due to the uncertainties surrounding them. Even if I assume it does, we can think the case, where the more information makes the individual be confused with his evaluating health state or the effectiveness of treatment, is plausible. By Edgman and Cleary (1996), the old people tend to want to delegate his right to decision-making of receiving treatments to the physician, which means that the old people's self decision making could be the source of disutility in them, so we can not necessarily say that the more information could be good for the old people.

Another one is on the consideration of dynamic aspects of acquisition of the consumer health information. Since the individual's health information set might be changed as the individual has experienced some diseases in the past so has purchased the medical care, the dynamic aspects of consumer health information set should be considered in the future.

## References

- Aday, L., Ronald, A., and Gretchen, F. "Health Care in the United States, Equitable for Whom." Sage Publications, Inc., 1980.
- Blomqvist, A. "The doctor as double agent: Information asymmetry, health insurance, and medical care." *Journal of Health Economics* 10 (1991), 411-432.
- Crawford, V., and Sobel, J. "Strategic Information Transmission." *Econometrica* 50 (1982), 1431-1451.
- Dardanoni, V., and Wagstaff, A. "Uncertainty and the Demand for medical care." *Journal of Health Economics* 9 (1990), 23-38.
- Deber, R. "The Patient-Physician Partnership: Changing Roles and the Desire for Information." *Canadian Medical Association Journal* 151 (1994), 171-176.
- Diamond, P., and Stiglitz, J. "Increases in Risk and in Risk Aversion." *Journal of Economic Theory* 8 (1974), 337-360.



- Edgman S., Cleary, P. "What Information Do Consumers Want And Need." *Health Affairs*, Winter 1996, 223-234.
- Grossman, M. "The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation." New York: Columbia University Press (1972).
- Kenkel, D., "Consumer Health Information and the Demand for medical care." *The Review of Economics and Statistics* (1990), 587-594.
- Kenkel, D. "The Demand for Preventive Medical Care." University of Chicago Ph. D. thesis, 1987.
- Lee, C. "Optimal medical treatment under asymmetric information." *Journal of Health Economics* 14 (1995), 419-441.
- McGuire, T. "Physician Agency." *Handbook of Health Economics* Ch.9 (2000).
- Pauly, M. "What is Unnecessary Surgery?" *Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society* 57 (1977), 95-117.
- Phelps, C. "Diffusion of Information in Medical Care." *Journal of Economic Perspectives* 6 (1992), 23-42.
- Picone, G., Uribe, M., and Wilson, R. "The effect of uncertainty on the demand for medical care, health capital and wealth." *Journal of Health Economics* 17 (1998), 171-185.
- Rochaix, L. "Information Asymmetry and Search in the Market for Physicians' Services." *Journal of Health Economics* 8 (1989), 53-84.
- Rothschild, M., and Stiglitz, J. "Increasing Risk: 1. A Definition" *Journal of Economic Theory* 2 (1970), 225-243.
- Salkeld, G., Ryan, M., and Short, L. "The Veil of Experience: Do consumers prefer what they know best?" *Health Economics* 9 (2000), 267-270.
- Smith, K., and Johnson, F. "How do risk perceptions respond to information? The Case of Radon." *The review of Economics and Statistics* LXX (1988), 1-8.
- Vick, S., and Scott, A. "Agency in health care. Examining patients' preferences for attributes of the doctor-patient relationship." *Journal of Health Economics* 17(1998), 587-605.

국문초록

## 보건의료정보가 소비자의 의료수요에 미치는 영향

임재영

(한림대학교 경제학과)

보건의료분야의 연구에 있어 가장 특징적인 사항은 소비자의 건강상태에 대한 진단에 있어서의 불확실성과 보건의료서비스의 치료효과에 대한 불확실성이 존재한다는 것이다. 이러한 특성 때문에 소비자의 보건의료서비스의 이용상의 효율성이 침해될 수 있으며, 따라서 만일 소비자가 보다 많은 양의 보건의료정보를 얻고 이에 기초하여 보건의료서비스 이용에 대한 의사결정을 한다면, 불필요한 의료서비스에 대한 수요가 감소하여 서비스 이용의 효율성이 개선될 것이라 예견할 수 있을 것이다. 환언하면, 보건의료정보의 가치는 소비자의 보건의료서비스 이용상의 불확실성을 감소할 수 있다는 사실에서 찾을 수 있을 것이다.

본 논문은 보건의료정보가 소비자의 보건의료서비스에 대한 수요에 미치는 영향을 이론적으로 고찰하였다. 전술한 두 불확실성 가운데, 소비자의 건강상태에 대한 불확실성에 있어, 본 논문은 소비자가 보건의료정보의 활용을 통해 불필요한 의료수요를 감소시킬 수 있음을 증명하였다. 이는 곧 소비자가 보건의료정보를 활용하여 자신의 건강상태에 대한 진단상의 정확성을 제고하여 불필요한 보건의료서비스에 대한 수요를 감소시킬 수 있다는 것을 의미한다.

그렇지만, 보건의료서비스의 치료효과에 대한 불확실성에 있어서는, 비록 소비자가 치료효과에 대한 많은 양의 보건의료정보를 자신의 수요결정에 활용한다 하더라도, 그러한 정보활용이 소비자의 불필요한 보건의료서비스 수요를 감소시킬 수 있다고 단정적으로 보이지는 못하였다. 이는 곧 많은 양의 보건의료정보가 되려 소비자의 의사결정과정을 혼란스럽게 할 수 있음을 의미하며 따라서 소비자의 보건의료서비스 이용상의 효율성을 증진함에 있어, 보건의료정보의 양적인 측면보다는 정보의 이해와 해석상의 개선이 더욱 필요하다는 결론을 내릴 수 있을 것이다.

Key words: consumer health information, uncertainties in health field, the Rothschild-Stiglitz increase in risk, demand for medical care

## 건강보험 재정안정화 방안에 대한 연구

사공 진

(한양대학교 디지털경제학부 교수)

### < 목 차 >

I. 서론	53
II. 건강보험 재정의 추이 및 현황분석	54
III. 현 건강보험 체제하의 재정안정화 방안	67
IV. 장기적인 재정안정을 위한 제도개혁	72
V. 결론	75
참고문헌	77
Abstract	78

### I. 서론

올해로 27주년을 맞이하는 우리나라 건강(의료)보험제도는 1998년 이래 엄청난 격변의 시기를 경험하고 있다. 1998년 지역조합과 공·교 공단의 통합으로 시작된 의료보험의 통합은 2000년 7월 1일 직장조합까지 통합됨으로써 조직통합을 완료하였고 2003년 7월 1일 재정통합을 달성함으로써 5년여에 걸친 건강보험 완전통합에 종지부를 찍은 바 있다.

또한 2000년 7월 1일부터 의약분업이 시행되고 이의 여파로 건강보험의 재정과탄이 불거졌고 이러한 건강보험의 재정불안은 아직까지 계속되고 있다.

건강보험제도의 존립 자체를 뒤흔드는 재정불안의 가장 직접적인 요인이 의약분업의 실시라는 데는 누구나 공감하고 있다. 즉 의약분업을 전후한 5차례에 걸친 의보수가 인상과 환자본인부담의 감소, 고가약 사용 증가, 처방일수의 증가 및 임의조제비용의 보험제도권으로의 편입

등 의약분업과 관련된 요인들로 인해 의약분업 시행 다음해인 2001년에는 급기야 누적적립금마저 탕진하는 지경에 이르렀다.

그러나 건강보험 재정과탄의 징조는 의약분업 실시 전인 1996년부터 나타나고 있었다. 1998년 의료보험 통합을 앞두고 보험료 수입 증대 노력을 해태하면서 누적적립금을 탕진하였고, 1997년 외환위기 이후 소득 감소에 따라 보험료 적기 인상도 여의치 않아 우리나라 의료보험은 1997년에 당기수지 적자를 기록하게 되었고 이러한 당기수지 적자는 계속 증가하다가 의약분업과 맞물려 2001년에 와서는 2조원이 넘는 당기수지 적자를 시현하게 된 것이다.

급기야 정부의 재정안정을 위한 각종대책, 즉 국고지원 확대, 수가 인하 등 혼신의 노력으로 급한 불은 껐고 2003년에는 1조원의 당기수지 흑자를 기록하리라는 추정도 나오고 있다.

그러나 고령사회를 향해 치달고 있는 인구구조상의 문제와 소득증가에 따른 보험급여 확대 요구 및 고급화 된 의료서비스에 대한 수요 증대 등으로 인해 진료비가 증가할 소지가 많아 향후의 재정전망이 장미빛은 아니라고 사료되는바 만시지탄이 있지만 장단기적으로 건강보험 재정을 안정화할 수 있는 방안을 마련해야 할 때가 아닌가 생각된다.

이에 먼저 다음 2절에서는 의약분업을 전후한 그간의 건강보험 재정현황을 분석해 보고, 재정불안 요인들을 추출해 보고자 한다. 그리고 이를 기반으로 3, 4 절에서는 건강보험 재정안정을 위해 취할 수 있는 제 방안들을 논의하고 결론을 내보고자 한다.

## II. 건강보험 재정의 추이 및 현황분석

먼저 건강보험 통합 및 의약분업을 전후한 건강보험의 전반적인 재정현황을 살펴보면 다음 <표 1> 및 [그림 1] 과 같다.

<표 1> 건강보험의 재정 현황

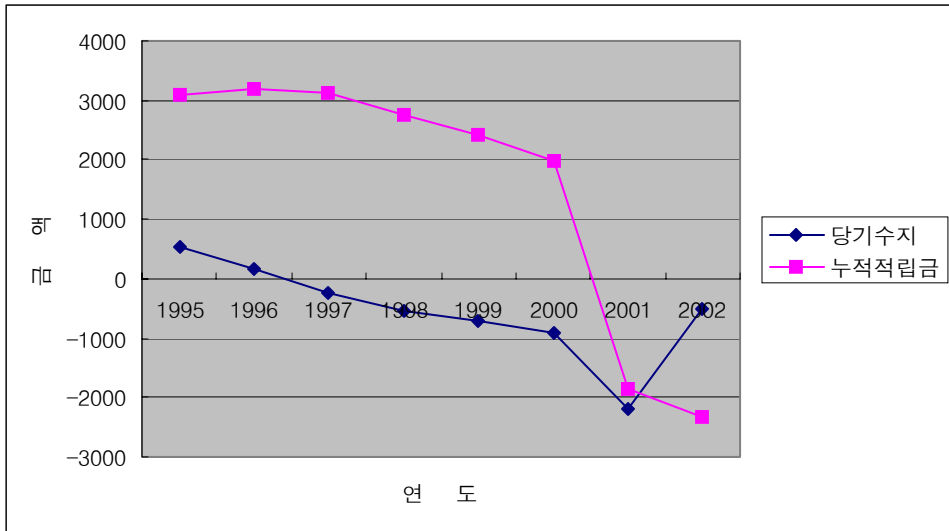
(단위 : 10억원)

구 분		1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
직장	당기수지	405	201	-370	-684	-541	-831	-1,884	-398
	누적적립금	2,164	2,402	2,319	1,940	1,615	1,160	-1,119	-1,903
지역	당기수지	133	-34	129	126	-177	-85	-293	-95
	누적적립금	937	786	815	812	812	835	-744	-412
총계	당기수지	538	167	-241	-558	-718	-916	-2,177	-493
	누적적립금	3,101	3,188	3,134	2,752	2,427	1,995	-1,863	-2,315

주 : 위 재정은 결산 기준임.

자료 : 2002 건강보험 통계연보, 국민건강보험공단

[그림1] 건강보험의 재정 추세



위에서 볼 수 있듯이 계속 하락하던 건강보험 당기수지 흑자는 1997년부터 적자행진을 계속하고 있고, 특히 2000년 7월부터 건강보험 조직의 완전통합과 의약분업이 함께 시행된 이후 그 다음 해인 2001년에는 당기수지 적자가 2조원이 넘게 급격히 확대된 것을 알 수 있다.

또한 이러한 당기수지 적자행진에 발맞추어 3조원이 넘던 누적적립금은 점차 다 탕진되어 드디어 2001년에 와서는 1조 8,630억원의 누적적자를 시현하여 대출을 받아야 할 지경에 이르렀다.

흥미로운 점은 그 동안 비교적 건실하던 직장외보에서 당기수지 적자가 먼저 시작된 것이다. 즉 1998년에 통합된 지역외보에서는 그 다음해부터 적자가 시작되었으나, 2000년에 통합된 직장외보에서는 그 훨씬 전인 1997년부터 당기적자가 시작되고 있는 바, 이는 곧 통합을 앞두고 재정에 책임없이 보험료 인상보다 적립금 탕진에 몰두한 보험자들의 도덕적 해이가 주요인이 아닐까 사료된다.

따라서 건강보험 재정과탄의 원인으로는 건강보험통합과 의약분업의 실시가 가장 큰 요인으로 판단되어 진다.

다음으로 건강보험의 주요 재정지표인 수입과 지출의 연도별 내역을 살펴 보면 다음 <표 2> 및 [그림 2] 와 같다.

<표 2> 연도별 건강보험 주요 재정지표

(단위: 10억원)

구 분		1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
수 입	보험료 주③	4,163	4,831	5,639	6,107	7,291	8,610	11,323	13,812
	정부지원금 (국고지원 + 담배부담금) 주①	755	872	995	1,076	1,166	1,553	2,625	3,014
지 출	급여비 주②	4,068	5,167	5,911	6,897	7,948	9,286	13,156	13,824
	관리운영비	385	559	664	663	597	696	629	598

주 : 본 재정자료는 결산 기준임.

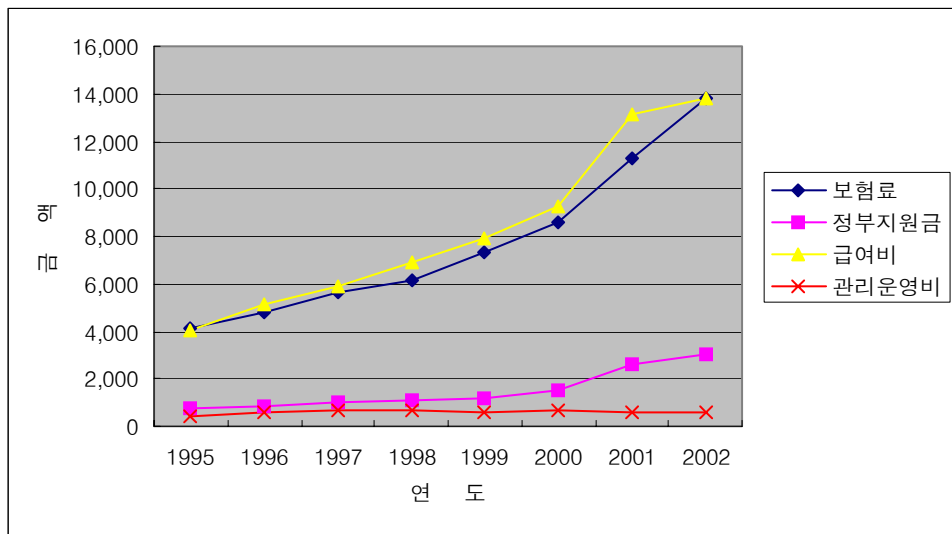
주① : 담배부담금은 2002년도에 신설됨

주② : 급여비는 현금급여가 포함된 액수임

주③ : 보험료 수입에는 보험재정 국고지원금이 포함되어 있음

자료 : 2002 건강보험 통계연보, 국민건강보험공단

[그림 2] 건강보험 주요 재정지표 추세



1996년 이래 지출의 주요 항목인 급여비는 보험급여일수의 확대와 급여 범위의 확대에 따라 1) 수입의 가장 큰 항목인 보험료 수입을 계속 상회하며 증가해 왔고 특히 의약분업으로 인한 수가인상, 환자본인부담 감소 등으로 의약분업의 효과가 나타난 2001년에는 급여비의 폭증 (전년대비 42%) 이 두드러지고 있다. 물론 보험료 수입도 전년대비 32%나 증가했고, 관리운영비와 보험료 수입을 지원하는 정부지원금 (국고보조) 역시 전년대비 69%나 상승했지만 급여비의 상승을 따라 가기에는 역부족이어서 2조원이 넘는 당기수지 적자를 시현하였다.

따라서 의약분업 이전의 당기수지 적자는 보험급여 확대에 따른 급여비 증가를 보험료 수입 상승으로 상쇄하지 못한 건강보험 통합이 주요 원인이 될 수 있겠고<sup>2)</sup> 의약분업 이후의 재정

1) 보험급여일수는 2000년 365일로 확대되었고, 1996년에 CT가 보험급여에 포함됨.

2) 특히 1998년의 경우 보험료 수입은 8% 증가에 그친 반면 급여비는 17%나 상승하고 있음.

파탄은 수가인상 등으로 인한 급여비 폭등을 가져온 의약분업에 화살을 돌릴 수밖에 없다 하겠다.

이상의 내용을 직역별로 살펴보면 다음 <표 2-1> 및 [그림 2-1] 과 같다.

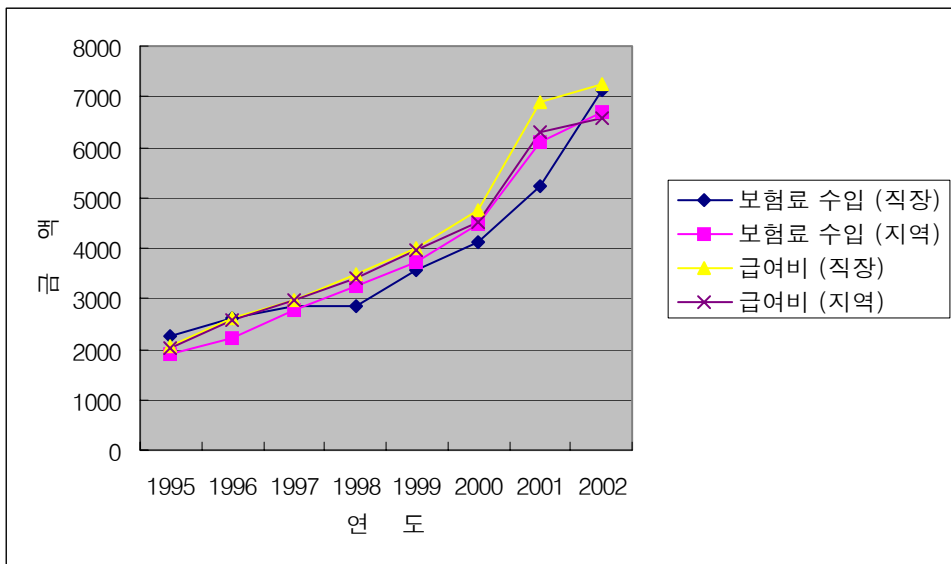
<표 2-1> 직역별 주요 재정지표

(단위 : 10억원)

구 분		1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
보험료 수입	직장	2,277	2,599	2,855	2,852	3,579	4,129	5,241	7,113
	지역	1,886	2,232	2,784	3,256	3,712	4,481	6,082	6,698
급여비	직장	2,043	2,602	2,952	3,481	3,994	4,760	6,872	7,233
	지역	2,025	2,565	2,958	3,416	3,954	4,526	6,284	6,591

주: 본 재정자료는 결산 기준임

[그림 2-1] 직역별 주요 재정지표 추이



위 표에서 우리는 과거에는 비교적 건설했던 직장의보의 재정이 지역에 비해 더 빨리 붕괴된 원인을 알 수 있다. 즉 1995년부터 2002년까지 8년간 1999년과 2002년을 제외하고는 직장의보의 보험료 수입 증가율이 지역의 증가율을 밑돌고 있다. 특히 1998년에는 지역의 보험료 증가율이 17% 인데 반해 직장은 오히려 -0.1%를 기록하고 있고 1996년 (14% : 18%), 1997년 (10% : 25%), 2000년 (15% : 21%), 2001년 (27% : 36%) 로서 직장의보의 보험료 수입 증가율이 지역보다 저조하게 나타나고 있는바 특히 2000년 건강보험 조직의 완전 통합을 앞두고 보험료 인상 노력을 지역에 비해 덜 한 것으로 판단된다.

또한 직장외보의 급여비 증가율도 2000년 이후에는 계속 지역보다 높은 바<sup>3)</sup> 재정구조상 2000년 이전에는 보험료 수입의 불충분한 확보, 2000년 이후에는 급여비의 지역외보에 비한 상대적 증가 등으로 직장외보의 재정이 더욱 악화되어 왔다고 할 수 있다.

다음으로는 진료비 및 급여비의 폭등을 살펴보기 위해 의약분업을 전후한 진료비 및 현물급여비의 추이를 다음의 <표 3> 및 [그림 3]에서 보기로 한다.

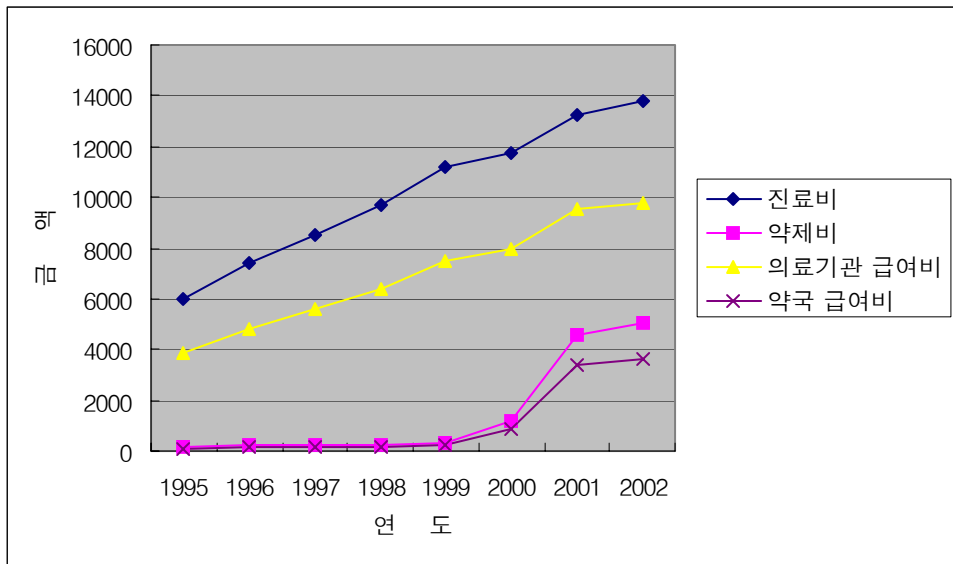
<표 3> 연도별 진료비 (약제비) 및 현물급여비

(단위: 10억원)

구 분	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	
의료기관 진료비	5,999	7,441	8,501	9,712	11,201	11,722	13,236	13,807	
약국 약제비	167	201	226	259	320	1,191	4,607	5,025	
현물 급여비	의료기관	3,851	4,837	5,565	6,422	7,452	7,941	9,532	9,796
	약국	104	128	144	162	201	848	3,409	3,629

주 : 진료실적 관련 자료는 지급 기준임.  
 자료 : 2002 건강보험 통계연보, 국민건강보험공단

[그림 3] 진료비 (약제비) 및 현물급여비 추세



먼저 의료기관 진료비 대비 현물급여비의 비율인 급여율은 1995년의 64%에서 매년 상승하다가 2001년에 와서는 72%로 급상승하였다. 의약분업 이후 수가인상으로 인해 환자의 본인부담이 커짐에 따라 이를 상쇄하기 위해 본인부담율을 정책적으로 인하하였는 바 이러한 환자분

3) 직장 대 지역의 급여비 증가율은 2000년 (19% : 14%), 2001년 (44% : 39%), 2002년 (5% : 4.9%) 임



인부담의 감소(급여율 증가)도 2001년에 전개된 건강보험 재정위기의 한 축을 이루고 있음을 알 수 있다.

또한 진찰료 및 처방료(의약분업 이후 처방료가 평균 180원에서 2,827원으로 증가) 등의 수가인상에 따라 의료기관 현물급여비는 2001년도에 전년 대비 20%로 급상승하여 의약분업에 따른 수가인상이 최근의 건강보험 재정위기의 또 다른 원인이라고 사료된다.

그러나 더욱 충격적인 것은 예견되긴 했지만 약국 현물급여의 폭등이라 할 수 있다. 약국 현물급여비는 조제료의 대폭 인상(동일 투약에 대한 조제료가 평균 150원에서 4,325원으로 증가), 고가약 처방 증가, 처방일수 증가, 임의 조제비용의 보험제도권으로의 편입 등으로 2000년 322%, 2001년 302%의 가파른 상승세를 보여 주면서 건강보험 재정과탄의 가장 중요한 원인의 하나로 등장하고 있다.

물론 이러한 의료기관 및 약국의 현물급여비의 상승은, 2001년에 시행된 수가인하와 급여비 절감정책 덕분에 2002년에 와서는 크게 진정되고 있다.<sup>4)</sup>

이상의 논의를 직역별로 다시 살펴보면 다음 <표 3-1> 및 [그림 3-1]과 같다.

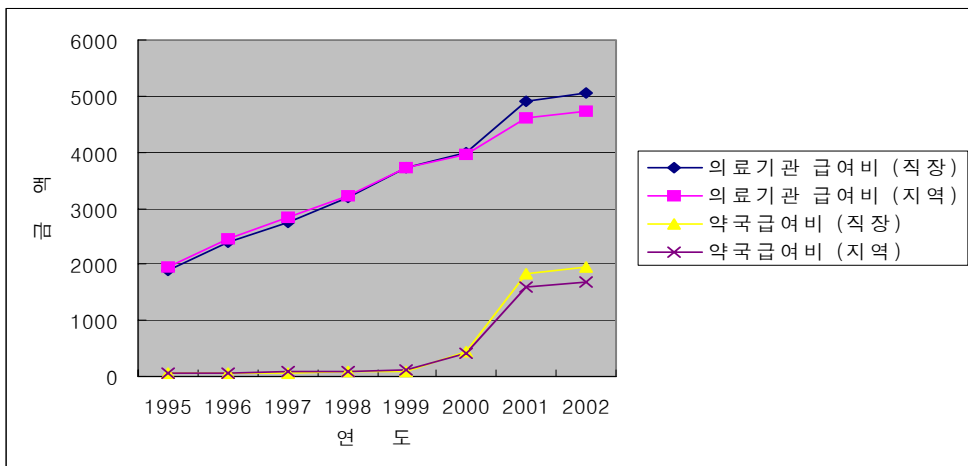
<표 3-1> 직역별 현물급여비

(단위 : 10억원)

구 분		1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
의료기관 현물급여비	직장	1,904	2,389	2,740	3,205	3,730	3,976	4,908	5,044
	지역	1,947	2,448	2,826	3,218	3,723	3,966	4,624	4,725
약국 현물급여비	직장	52	64	70	79	97	442	1,825	1,940
	지역	52	64	74	83	104	406	1,584	1,689

주 : 본 자료는 지급 기준임.

[그림 3-1] 직역별 현물급여비 추이



4) 2002년도 의료기관 현물급여비는 전년 대비 2.8%, 약국 현물급여비는 6.5% 증가하고 있음.

지역별로도 의료기관의 경우 2001년도에 직장의보의 현물급여비는 23%, 지역의보는 17%의 상승을 보여주고 있고, 약국은 직장의 경우 313%, 지역은 290%의 급상승을 시현하고 있는바 직장의보의 현물급여비 증가율이 더 큰 것을 알 수 있다.

현물급여비(진료비)의 주요구성요소는 건당 급여비(건당 진료비)와 수진율이라 할 수 있다.

따라서 의약분업을 통한 현물급여비의 폭등을 분석하기 위해서는 먼저 건당 급여비 및 건당 진료비에 대한 분석이 필요한 바 이는 다음 <표 4>, [그림 4] 및 <표 5>, [그림 5]에 나와 있다.

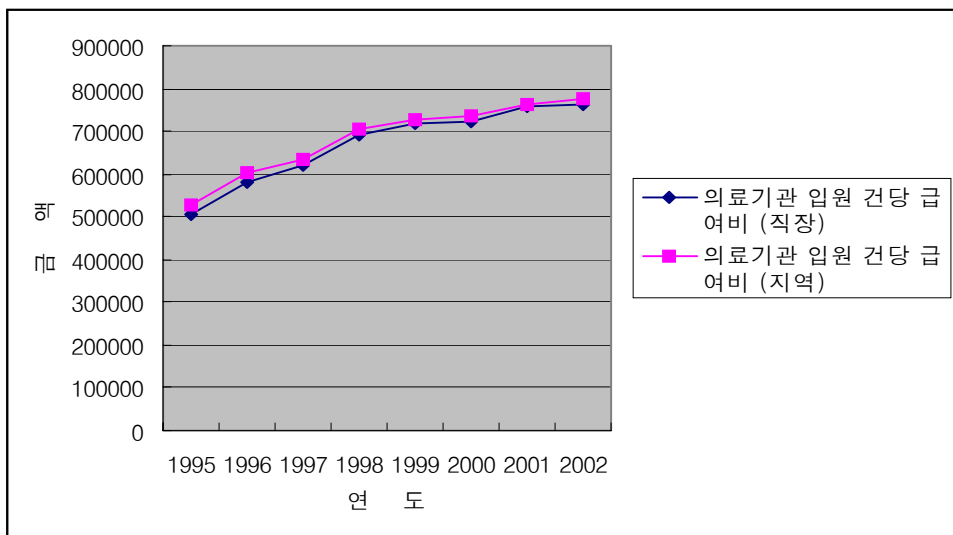
<표 4> 지역별 건당 급여비

(단위: 원)

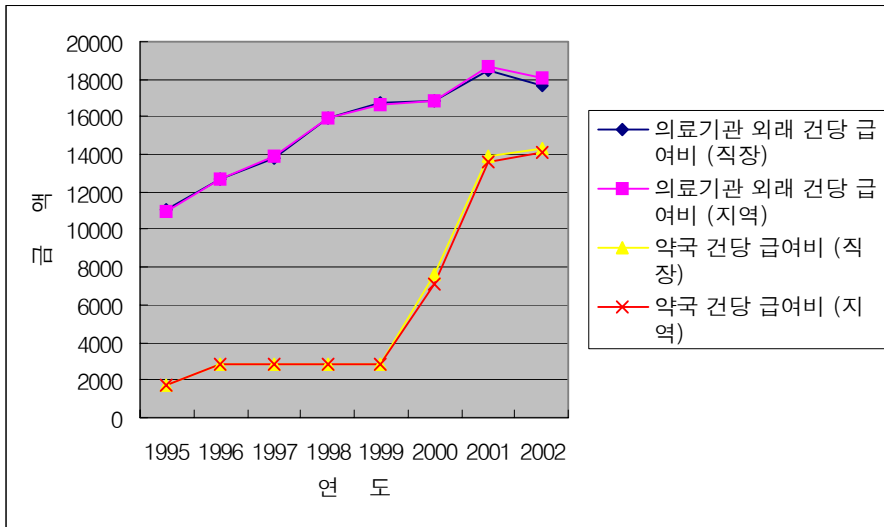
구 분			1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
의료기관 건당 급여비	입원	직장	507,111	579,291	620,412	692,120	719,114	723,810	756,370	762,569
		지역	525,824	602,777	636,153	706,331	728,387	733,835	762,206	774,693
	외래	직장	11,072	12,703	13,800	15,988	16,708	16,868	18,474	17,705
		지역	10,985	12,702	13,889	15,925	16,658	16,814	18,713	18,090
약국 건당급여비	직장	1,750	2,863	2,833	2,828	2,822	7,649	13,948	14,276	
	지역	1,737	2,886	2,884	2,876	2,877	7,077	13,616	14,091	

주 : 위 자료는 지급 기준임.

[그림 4] 지역별 건당 급여비 추이 (입원)



[그림 4-1] 지역별 건당 급여비 추이 (외래, 약국)



<표 5> 의료기관 평균 진료비 비교

(단위: 원)

구 분		1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
건당 진료비	입원	646,597	742,917	792,349	880,366	909,451	915,389	952,736	966,712
	외래	19,965	22,367	23,931	27,056	27,944	27,278	27,277 주①	26,824
내원일당 진료비	입원	65,656	75,176	81,979	92,839	97,695	98,132	102,952	102,373
	외래	10,013	11,755	12,835	14,615	15,399	15,732	15,622	15,271
적용인구 1인당 진료비	입원	49,768	60,308	67,208	75,886	85,879	85,950	96,186	98,805
	외래	87,514	107,369	122,365	141,584	164,418	169,226	190,994	198,091

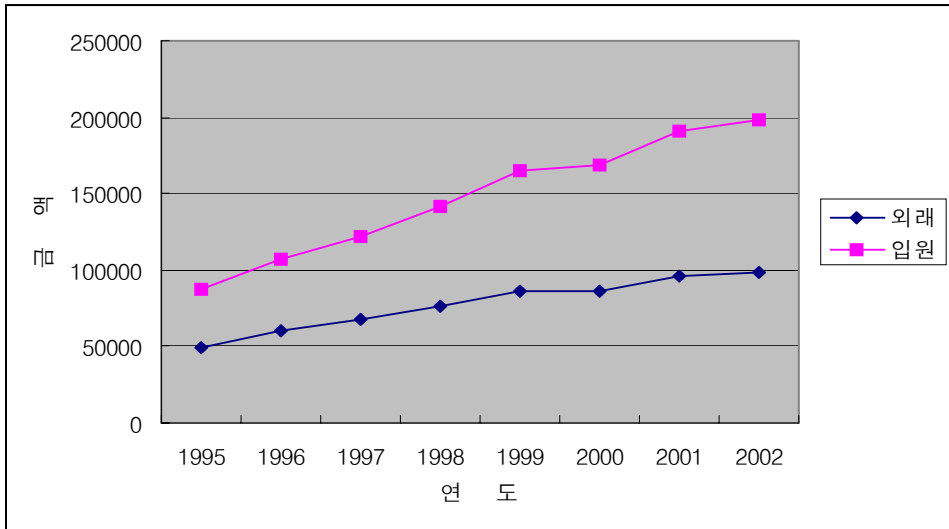
주: 위 자료는 지급 기준임.

주①: 2000년과 2001년을 비교하면 총외래진료비는 2001년에 와서 상승하였으나 외래지급건수 역시 2억 8,500만 건에서 3억 2,800만 건으로 증가하였기에 건당외래진료비는 오히려 1원 하락하였음.

이에 반해 건당외래급여비는 본인부담의 감소(정액제 적용 상한액 상향조정) 로 인해 2000년에 16,834원에서 2001년 18,587원으로 상승하였음.

자료: 2002 건강보험 통계연보, 국민건강보험공단

[그림 5] 적용인구 1인당 진료비 추이



위 표에서 알 수 있듯이 의료기관의 경우 건당 급여비는 2001년도에 입원은 직장 4%, 지역은 3.9% 증가에 그치고 있으나, 외래의 경우, 직장 10%, 지역 11%의 상승을 시현하고 있는 바, 의료기관의 급여비 증가를 외래가 주도하고 있는 것으로 나타났다. 또한 수가인하 등 정부의 적극적인 정책에 힘입어 2002년에 와서는 외래 건당 급여비가 직장의 경우 4% 인하, 지역의 경우 3% 인하로 진정되고 있음을 알 수 있다.

약국의 건당 급여비는 2000년에 직장은 171%, 지역은 146%의 증가를 나타내었고, 2001년에 와서는 각각 82%, 92%의 상승률을 기록하고 있는데 이는 조제료 등 수가인상, 고가약 사용 증가, 장기처방일수록 처방료가 높아지는 구조에 따른 처방일수 증가 등의 이유들에 기인하며 약국의 건당 급여비 폭등의 파괴력이 지대함을 여실히 보여주고 있다.

현물급여비 상승의 또 다른 요소인 수진율 및 1인당 조제건수는 다음 <표 6> 및 [그림 6]에 나와 있다.

<표 6> 수진율 및 1인당 조제건수

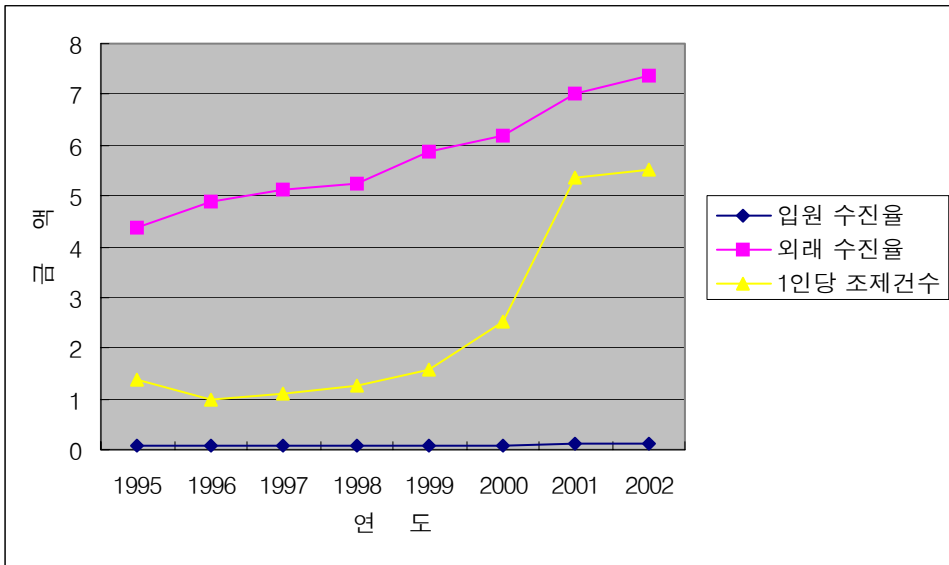
(단위 : 건/명)

구분	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	
수진율 (의료기관)	평균	4.46	4.882	5.198	5.319	5.978	6.298	7.103	7.487
	입원	0.077	0.081	0.085	0.086	0.094	0.094	0.101	0.102
	외래	4.383	4.88	5.113	5.233	5.884	6.204	7.002	7.385
1인당 조제건수 (약국)	1.365	1.002	1.123	1.273	1.574	2.506	5.363	5.5	

주: 위 자료는 지급 기준임.

자료 : 2002 건강보험 통계연보, 국민건강보험공단

[그림 6] 수진율 및 1인당 조제건수 추이



의약분업 시행에 따라 전문의약품 처방을 받기 위해 의료기관 외래의 이용이 증가하면서 외래 수진율은 2001년에 와서 13%로 상승하고 있으며, 의료기관 조제 환자의 약국 이용으로 말미암아 약국의 1인당 조제건수도 2000년도 59%, 2001년도 114%로 폭등하고 있다.

지역별로 입원 및 외래의 수진율과 1인당 조제건수를 살펴보면 다음 <표 6-1> 및 <표 6-2>와 같다.

<표 6-1> 지역별 수진율 현황

(단위 : 건/명)

구분		1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
직장	평균	4.65	5.09	5.38	5.78	6.48	6.62	7.54	7.88
	입원	0.08	0.08	0.08	0.09	0.10	0.09	0.10	0.10
	외래	4.58	5.01	5.30	5.69	6.38	6.53	7.44	7.78
지역	평균	4.23	4.69	5.02	4.91	5.53	5.99	6.67	7.09
	입원	0.08	0.08	0.09	0.09	0.09	0.09	0.10	0.10
	외래	4.20	4.60	4.93	4.82	5.44	5.90	6.57	6.99

주 : 위 자료는 지급 기준임.

자료 : 2002 건강보험 통계연보, 국민건강보험공단

&lt;표 6-2&gt; 직역별 1인당 조제건수 현황

(단위 : 건/명)

구 분	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
직장	1.39	1.03	1.12	1.32	1.62	2.58	5.72	5.80
지역	1.34	0.98	1.12	1.23	1.53	2.44	5.01	5.20

위 표에서 알 수 있듯이 수진율은 외래의 경우 2001년에 직장(14%), 지역(11%) 공히 크게 상승하고 있으며, 1인당 조제건수 역시 2001년에 와서 가파르게 상승(직장 122%, 지역 105%) 하고 있다. 따라서 의약분업 시행 이후 의료기관 외래 이용과 약국 방문이 두드러졌고 이것이 급여비의 양등을 부추겨 건강보험의 재정을 뒤흔든 중요한 요인이 됨을 알 수 있겠다.

여기서 직장의보의 재정이 지역의보보다 더욱 열악해진 원인을 상기 표들에서 찾아볼 수 있는 바, 1995년 이래 외래 수진율 및 1인당 조제건수에서 직장의보의 그것은 지역보다 더 큰 수치를 계속 시현하고 있다. 즉 직장의보에서의 피부양자<sup>5)</sup>가 지역에 비해 더 많은 것으로 수진율 및 1인당 조제건수의 차이를 설명할 수 있겠고, 이것이 지출 측면에서 파악할 수 있는 직장의보 재정불안의 한 요인으로 판단된다.

한편 1995년 이후 의료보험 수가인상 추이를 살펴보면 다음 <표 7>과 같다.

&lt;표 7&gt; 1995년 이후 의료보험 수가인상 현황

(단위 : %)

인 상 연 월	의료보험수가증가율	누 적 지 수 <sup>주①</sup>
1995. 4.	5.80	388.59
1995. 12.	11.82	434.53
1996.	0.00	434.53
1997. 1.	5.00	456.25
1997. 9.	9.00	497.32
1998. 7.	3.50	514.72
1999. 11.	9.00	561.05
2000. 4.	6.00	594.71
2000. 7. 1.	9.20	649.42
2000. 9.	6.50	691.63
2001. 1.	7.08	740.60
2002. 4. 1.	-2.9 (인하)	719.12

주① : 누적지수는 1977. 7.을 100으로 한 수치임  
자료 : 국민건강보험공단

5) 피부양자와 가입자의 비율인 피부양율은 직장과 공교의보가 통합된 1998년 이래 계속 직장이 지역보다 높은 바 구체적으로 다음과 같음. 즉 1998(2.18 : 2.0), 1999(2.19 : 1.93), 2000(2.08 : 1.86), 2001(1.94 : 1.71), 2002(1.85 : 1.62)

의약분업을 전후하여 1999년 11월부터 2001년 1월까지 5차례에 걸쳐 처방료와 조제료의 인상을 비롯한 의보수가가 인상되었고, 이것이 누적적으로 보험급여비의 증가를 초래하여 의약분업 이후 전개된 건강보험 재정위기의 가장 큰 원인으로서 지적되고 있다.

의약분업과 건강보험 통합 이외에 건강보험 재정을 위협하는 요인으로는 인구구조상의 문제를 지적할 수 있다. 즉 인구 고령화의 급진전과 이에 따른 노인 진료비의 급증이 또 다른 요인으로 노정되고 있는 바 이에 대한 통계 지표는 다음 <표 8>과 <표 9>에 나와 있다.

<표 8> 건강보험 적용인구 및 65세 이상 노인인구 추이

(단위 : 천명, %)

구 분	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
연도말 적용인구	44,016	44,603	44,925	44,472	45,184	45,896	46,379	46,659
65세 이상 노인인구	2,483	2,589	2,696	2,809	2,860	3,019	3,216	3,345
노인인구 비율	5.64	5.8	6.0	6.32	6.33	6.58	6.93	7.17

자료 : 2002 건강보험 통계연보, 국민건강보험공단

<표 9> 2002년도 노인인구 진료실적 (전체에서 차지하는 비중)

(단위 : %)

구 분	지 급 건 수	내 원 일 수	진 료 일 수	총 진 료 비
계	12	13	20	18
입 원	17	22	22	24
외 래	12	14	18	14
약 국	12	12	21	19

자료 : 2002 건강보험 통계연보, 국민건강보험공단

2002년 현재 우리나라 건강보험 적용인구는 4,666만명이고 이 중 65세 이상 노인인구의 비중은 7.17%로서 우리나라도 이미 고령화 사회에 진입하고 있음을 알 수 있다. 문제는 <표 9>에서 보다시피 2002년 기준 전체 인구의 7%의 노인 인구가 전체 입원 내원일수 및 입원 진료일수의 22%를 점하고 있고, 총 진료비의 24%를 차지하고 있다는 것이다.

향후 고령화의 진전속도가 더욱 빨라지고, 노인인구가 지금과 같이 인구구성에 비해 3배가 넘는 진료비를 사용할 경우 특단의 조치가 없는 한 앞으로의 건강보험 재정을 위협할 최대의 요인이 노인보건의문제라 할 것이다.

마지막으로 보험재정을 위협하는 요인으로 행위별수가제 하에서 공급자의 유인수요를 분석해 보기 위해 의과 의사 1인당 진료 현황을 살펴보면 다음 <표 10>과 같다.

&lt;표 10&gt; 의과 의사 1인당 진료 현황

구 분	1999	2000	2001	2002
의과 의사수 (명)	50,424	49,220	57,233	57,857
의원수 (개)	18,519	19,690	21,340	22,278
총내원일수 (천일)	517,322	534,236	606,558	648,252
총진료비(백만원)	11,201,157	11,721,636	13,236,426	13,806,702
의사 1인당 내원일수 (천일)	10.3	10.9	10.6	11.2
의사 1인당 진료비(백만원)	222.1	238.1	231.3	238.6

자료 : 건강보험 심사통계지표 및 심사통계연보 각년도, 건강보험 심사평가원  
2002 건강보험 통계연보, 건강보험관리공단

의약분업의 영향으로 의과 의사의 수는 2001년에 와서 전년 대비 16%나 상승하였고, 총내원일수는 14%, 총진료비는 13%씩 급상승하였다. 이러한 내원일수 및 진료비의 급상승에는 의사의 수의 급증도 일조를 하고 있다고 보여지며, 일응 의료공급자의 유발수요 창출로도 내원일수 및 진료비 급증의 일부분을 설명할 수 있다 하겠다.

그러나 2001년에 16%나 의사 수가 급상승한 여파로 의사 1인당 내원일수나 의사 1인당 진료비는 오히려 2% 및 3%가 감소하고 있다.<sup>6)</sup>

한편, 의원의 숫자는 2000년부터 3년간 6%, 8%, 7%의 고른 상승률을 시현하고 있다.

결론적으로 건강보험 재정위기를 불러온 가장 큰 원인은 의약분업에 따르는 급여비의 폭등이라 하겠고, 건강보험의 통합, 노인인구의 상승에 의한 노인진료비의 상승 및 의사의 유발수요도 일조를 했다고 하겠다.

의약분업에 따르는 급여비 상승은 이를 가격효과와 수량효과로 나눌 수 있는 바, 가격효과는 조제료를 포함한 수가인상과 고가약 처방 등이 그 원인이라 하겠고, 수량효과는 의료기관 조제환자의 약국이용 증가와 전문의약품 처방을 위한 외래방문 증가에 따라 외래수진율 및 약국조제건수와 처방일수가 증가한 것을 그 요인으로 들 수 있다.

또한 직장의보의 재정이 지역에 비해 더 빨리 붕괴된 이유로는, 2000년 이전까지는 직장의보험료 수입 증가율이 지역에 비해 작았던 것을 들 수 있고, 2000년 이후에는 직장급여비 증가율이 지역에 비해 계속 더 크게 증가한 것을 들 수 있는데 이는 피부양율이 직장이 더 높아서 외래수진율과 1인당 조제건수가 더 큰 것이 그 원인으로 사료되는 바이다.

6) 2000년의 경우 의과 의사의 수는 전년 대비 2%가 감소하고 있고, 의사 1인당 내원일수 및 진료비는 각각 6%, 7%의 성장률을 보이고 있다.



### Ⅲ. 현 건강보험 체제하의 재정안정화 방안

전술한 건강보험 재정위기의 여러 요인들을 감안하면서 현재의 건강보험체제 하에서 고려해 볼 수 있는 재정 안정화 방안을 다음과 같이 재정수입 증대와 재정지출 절감방안으로 나누어 고찰해 보기로 한다.

#### 1. 재정수입의 확보 방안

##### 1) 적정 보험료 수입의 확보 및 징수를 제고

건강보험의 재정불안을 해소하고 향후 예상되는 보험급여의 증대에 대비하기 위해서는 무엇보다도 적정 보험료를 안정적으로 부과 징수할 수 있어야 하겠다.

사실 2002년도의 3.94%의 보험요율이 선진국에 비해서는 턱없이 낮은 수준인 것은 분명하고, 4.4%의 GDP 대비 사회보장 부담율 역시 OECD 평균 9.5% 보다 낮은 수준이므로 보험요율을 올릴 여지는 많으나, 현재와 같이 과도한 본인부담률과 의료서비스의 질적 수준에 대한 불만이 누적되어 있는 상황에서 보험요율의 대폭인상은 극심한 조세저항을 불러 올 것이 명확하다. 따라서 보험급여비의 지나친 상승을 억제하는 한편 이에 따른 최적 보험요율이 산정되어야 하고 부족분은 국고보조로 보완하는 것이 현재의 체제하에서는 최선이라 하겠다.

한편, 직역간 보험료 부과방법을 소득에 단일화 할 가능성은 앞으로 상당기간 없어 보인다.

따라서 보험료 부과기준의 이원화에 따르는 형평성의 논란이 앞으로도 끊이지 않을 것으로 사료된다.

한 예로 직장과 지역의 보험료 인상율을 2006년까지 9%로 똑같이 한다 하더라도 장기적으로 직장근로자의 부담이 훨씬 더 크게 증가할 우려가 있다. 왜냐하면 직장근로자의 임금상승율이 지역보험료 부과기준의 하나인 재산(부동산) 상승률 보다 더 크기 때문에 보험료 인상율을 직역간에 똑같이 한다 하더라도 실제 부담은 직장근로자에게 더 크게 작용할 가능성이 크고, 이는 국민통합에도 역행하는 것이다.

문제는 이것을 해결하기 위해 직역간에 보험요율의 인상율을 차등화하면 또 다른 형평성 논쟁을 불러일으킨다는 것이고, 지난한 자연자 소득과약 때문에 지역의 자연자 보험료 부과 기준을 소득에만 일원화하는 것이 10여년 내에는 불가능하다는 전문가의 견해도 있다는데 있다.

따라서 이러한 보험료 부과기준의 이원화에 따르는 형평성 논쟁과 조세저항을 잠재울 수 있는 차선책을 다음 절에서 논의해 보기로 한다.

##### 2) 국고지원방식의 개선

1998년 외환위기 때 1조원을 넘은 국고지원금(국고보조)은 2001년 건강보험 재정위기 때는

2조 6,000억원이 넘게 지원됨으로써 전년 대비 69% 증액되어 재정위기 타개에 큰 힘이 된 바 있다. 또한 2002년에는 4,392억원의 담배부담금이 국고보조에 추가되어 정부지원금이 사상 처음 3조원이 넘었고, 건강보험 총수입의 20%를 상회하게 되었다.

앞으로도 당분간 국고보조는 건강보험 재정을 안정시키는데 일익을 담당하게 될 것이나, 장기적으로 과연 국고보조를 지금과 같이 운용할 수 있을 것인가의 문제와 함께 현행 국고지원 방식이 문제점으로 노정되고 있다.

즉 공적자금 상환에만 매년 5, 6조원씩 정부재정이 들어가야 하는 상황에서, 매년 보건복지부 예산의 1/3을 건강보험 국고지원으로 언제까지 쏟아 부을 수 있을지가 의문이다. 따라서 이러한 3조원이 넘는 국고보조를 보건복지부의 다른 용도로 전용할 수 있게끔, 국고보조가 필요 없는 조세방식으로서의 제도의 개혁도 고려해 볼 필요가 있다 하겠다.

또한 현행 국고보조를 계속 한다고 하더라도 부담능력이 취약한 피보험자의 보험료 부담을 덜어주는 국고지원은 당연하다고 하겠으나, 지금과 같이 부담능력에 관계없이 모든 세대를 대상으로 정부가 지원을 하는 것은 형평에도 맞지 않고 사회연대성 원리에도 어긋난다 하겠다.

또한 5인 미만 사업장 근로자의 직장의보로의 편입으로 말미암아 직장의보의 부담이 대폭 증가되므로 지역 위주로 시행되어 온 국고보조의 대상범위도 새로이 정립해야 하겠다.

따라서 직장, 지역을 떠나 건강보험 전체 피보험자를 대상으로 부담능력(소득 등)을 기준으로 부담능력 취약계층(예를 들어 차상위계층 까지)을 대상으로 가입자당 정액을 국고에서 지원하도록 하는 것이 형평에도 맞고 효율적이라 사료된다.

또한 이 경우에도 보험료 납부고지서에 국고지원액수를 명기함으로써 보험료 보조혜택을 알 수 있도록 한다면 보험료 자진납부 동기도 높일 수 있고 징수율도 제고될 것으로 예상된다.

### 3) 새로운 자원 개발 및 확대

2002년에 신설된 담배부담금의 유지, 확대와 함께 새로운 건강보험 재정의 재원을 찾아볼 필요가 있다.

따라서 주류 및 화석연료 사용 등에 부과되고 있는 주세 및 교통세에 건강부담금을 부과하는 방안을 모색해 볼 수 있다.

2002년 현재 2조 6,000억원의 주세와 9조 5,000억원인 교통세를 징수한 바 있는데 여기에 일정율(예를 들어 10%)을 건강부담금으로 부과하면 1조원 이상의 건강보험 재정 확대를 기할 수 있을 것이다.

또한 이러한 건강부담금의 부과로 인한 주류 및 휘발유 가격 상승으로 주류 및 휘발유 소비가 하락할 경우 이는 국민의 건강증진에 이바지할 수 있고 이로 인한 진료비 절감이라는 부수적 효과도 얻을 수 있을 것으로 사료된다.

## 2. 재정지출 절감 방안

### 1) 수가 및 약가 제도의 재검토

2001년 건강보험 재정위기의 원인으로 가장 많이 지적되는 것이 의약분업 전후 1년여 간 5차례에 걸쳐 시행된 의보수가 인상이다.

따라서 미래의 재정안정을 위해서도 가장 먼저 해야 할 것은 수가수준의 적정성 여부를 판단하는 작업이라 사료된다. 수가수준의 적정성 여부의 평가에는 보험자와 의료공급자가 함께 참여하여 신뢰성 있는 자료를 구득하여 분석하고 이를 토대로 하여 의료서비스 이용자와 공급자가 공히 수용할 수 있는 적정수가가 도출되어야 할 것이다.

또한 현행 상대가치행위수가제는 상대가치의 조정체계만 도입되었고 진료량을 통제하는 체계는 도입되지 못하였기 때문에 상대가치 점수를 가격으로 전환하는 환산지수의 조정체계를 개선하기 위해 미국의 진료비 목표제를 참고하여 총진료비 목표를 설정하고 총진료비 목표와 실제 발생 진료비 간의 차이에 따라 수가수준을 조정하는 방안도 고려해 볼 수 있겠다(최병호 외, 2002).

한편, 약제비가 건강보험재정에서 차지하는 비중이 30% 이상일 뿐 아니라 의약분업 이후 전개된 건강보험 재정위기의 또 다른 한 축을 이루고 있으므로 약제비 절감을 위한 대책마련이 시급하다.

의약분업과 더불어 의약품에 대한 지불보상방식으로써 실거래가 제도가 시행되고 있는데 약국에서의 약가마진 대신에 조제료를 지불하고 있기에 실거래가의 파악이 관건이라 하겠다.

그러나 실거래가의 조사가 현실적으로 어렵고 진실된 실거래가의 Reporting에 대한 유인을 찾지 못하고 있는 실정이므로 과거의 약가고시제와 별 차이가 없다 하겠다.

따라서 20,000여개가 넘는 약의 실거래가를 조사해서 이의 평균치를 고시하여 상환하게 하는 현행의 Negative List System 대신 Positive List System으로 전환하여 이 과정에서 비용효과분석 및 국제비교를 통해 약가를 인하하거나 List에서 제외시키는 방안을 고려해 볼 필요가 있다 하겠다.

아울러 약제비 절감을 위해서 의약분업 시행과정에서 과다책정 되었을 수도 있는 조제료의 적정수준에 대한 검토도 필요한 바 대부분의 국가에서는 약가에 조제료가 포함되어 있다는 것을 참조할 필요가 있다.

또한 OTC 약품의 수퍼판매를 허용해야 하는 바 보험진료권에서의 과잉처방을 억제하고 국민들의 편의제고를 위해서 긴급하다고 하겠다.

### 2) 불필요한 급여비 지출 절감 방안

건강보험 급여비 지출 중에서 과잉진료나 부당허위청구에 의한 불필요한 지출은 비단 재정누수 방지를 위해서 뿐만 아니라 환자의 건강을 위해서도 반드시 근절되어야 한다.

따라서 이를 위해서는 진료비 부당허위청구나 과잉진료에 대해 보다 철저한 심사가 이뤄져야 하겠다.

그러나 이것만으로는 부족하고 의사들이 과잉진료를 하지 말고 의료기관이 부당허위청구를 하지 않도록 유도할 수 있는 어떤 Guide Line이 필요하다고 여겨진다. 즉 질환별로 표준진료 지침을 개발하여 이를 의료공급자에 주지하고, 급여 심사의 기준으로 활용하는 한편, 이러한 진료지침에서 이탈한 진료행위에 의한 청구는 삭감하거나, 경우에 따라서는 해당 의사에 대한 처벌을 고려할 필요가 있다.

표준진료지침 뿐 아니라 의사의 처방을 위한 표준처방지침이나 약사를 위한 표준조제지침도 개발할 경우 의약품의 오남용을 방지하는 효과를 가져 올 수 있겠다.

또한 진료비의 허위부당청구를 방지하고, 피보험자의 자격관리의 효율성을 높이면서 처방전의 위조 등을 방지하기 위해 건강보험증의 전자(IC)카드화가 반드시 실현되어야 한다. 개인정보 누설에 의한 사생활 침해의 가능성에 대한 비판에도 불구하고 이는 보험자가 피보험자의 평생건강관리를 위한 건강정보를 제공하는 서비스 기능을 확충하는 데도 필요하다. 즉 피보험자 개인과 가족단위별로 관리시스템을 구축하여 가입자의 보험료 부담과 질환 및 보험급여를 연결하는 정보관리가 중요하며 이를 통해 피보험자에 대한 정보가 의사와 약사에 제공되고, 과잉처방을 하는 의사에 대한 통제가 이루어질 수 있는바 이러한 건강관리정보체계의 중심에 전자카드가 위치하고 있다 하겠다.

### 3) 건강보험공단의 효율적인 관리운영

현재 건강보험 재정은 전국적으로 일원화된 기준으로 부과 징수되는 보험료와 일원화된 기준에 의한 보험급여 및 진료비 심사지불에 의해 관리 운용되고 있다.

병원급 진료비는 공단본부에서 지급하고 있고, 의원급은 6개 지역본부에서 지급하고 있지만 각 지역본부의 보험료 부담과는 연계되어 있지 않다. 또한 지사의 기능은 가입자 자격관리와 보험료 부과 징수가 주를 이룬다.

여기서 중앙집권적으로 통합 운영되는 우리나라 건강보험 관리운영 시스템의 효율화를 위해 두 가지를 제안하고자 한다.

첫째, 공단의 관리운영에 세계적인 조류인 분권화를 도입하여 지역본부 및 지사에 재정과 인사의 자율성을 보장함으로써 책임경영을 시도하게 하는 것이다.

둘째는, 보험료 부과 징수와 보험급여 및 진료비 심사 지불을 연계하는 방안을 마련하여 경쟁의 원리를 적용하고 효율성을 높여 보자는 것이다. 즉 지역본부 또는 16개 시도 등으로 광역화된 지사 별로 보험료를 징수하여 그 기금을 관리하고, 그 기금의 한도 내에서 지역별로 진료비를 지급하는 방안을 구상해 볼 수 있다. 또한 재정의 운영성과에 따라 지역 및 지사에 승진이나 경제적 인센티브 및 페널티를 부과한다.

진료비 심사도 지역별로 하되 전문종합병원은 중앙에서 심사할 수도 있겠다.

국고지원액은 위험요소 및 전년도 실적에 비례하여 지역별로 배분하고, 발생가능한 지역의

적자 발생은 지역 간 재정조정으로 해결한다.

이러한 메커니즘이 원활하기 위해서는 지역 및 지사에 재정 및 인사의 자율권이 주어져야 하고, 해당지역의 책임 하에 보험료 징수, 기금 관리 및 보험급여의 사후관리 등이 이루어져야 하겠다.

따라서 차제에 건강보험공단과 심평원의 기능과 역할에 대한 정립이 새로이 되어야 하겠는데, 특히 양기관 간의 정보교류 및 협조가 필수적이라 하겠다.

#### 4) 소액외래진료비 본인부담의 강화

건강보험 급여비를 절감하고 환자의 도덕적 해이(Moral Hazard)를 방지하기 위해 소액의 외래 진료비 본인부담을 강화하는 방안을 검토해야 할 필요가 있다. 즉 외래정액본인부담의 기준이 되는 진료비를 하향조정하고 약국의 정액본인부담의 기준액을 하향하거나, 정액부담액을 대폭 상향조정하는 방안을 고려해 볼 수 있다.

또한 종합병원 이상에서 소액 외래 진료시에는 일정액까지 본인이 부담하도록 하는 방안도 의원 등 일차 진료로의 유도를 위해 필요할 것 같다.

문제는 이 경우 저소득 취약계층의 의료이용을 억제할 수 있다는데 있는데 이들 계층에 대해서는 정액부담액을 하향하거나 정액부담의 기준액을 상향조정해 주면 해결할 수 있지 않을까 한다.

#### 5) 노인의료비 절감 대책

현재의 고령화 진전속도와 노인인구 진료비의 총진료비에서의 비율로 보아 향후의 건강보험 재정 안정의 열쇠는 노인의료비를 어떻게 관리하는가에 달려 있다 하겠다. 이에 정부에서 장기요양보험의 창설을 계획하고 있는 것은 다행이라 사료된다.

이와 아울러 노인을 위한 전문의료시설의 부족으로 종합병원이 노인들의 장기요양서비스를 위해 이용됨으로써 불필요한 장기입원을 초래하여 진료비의 증대를 야기하고 있다.

따라서 노인전문병원의 설립을 촉진하고 노인들의 장기보호서비스를 제공할 수 있는 요양병원이나 간호양로원들의 시설을 확대해 나갈 필요가 있다고 사료된다. 또한 가정간호, 주간보호, 단기보호 등의 복지서비스와도 연계하여 간병이나 도움을 받음으로써 건강보험재정 지출을 절감할 수 있을 것으로 판단된다.

#### 6) 질병 예방의 강화

건강보험 재정안정을 위한 진료비 내지 급여비를 절감할 수 있는 비용효과적인 방안은 질병의 예방을 강화하는 것이다. 즉 생활환경을 개선하고 교육 및 홍보를 통해 흡연, 음주 등 생활습관을 질병예방적인 방향으로 바꾸는 것이야말로 비용효과적이고 장기적으로 건강증진을 통해 진료비를 절감시키는 길이 아닐까 한다.

### 7) 의약분업제도의 개선

시행된 지 4년이 되어 가는 의약분업제도도 그간의 경험을 참고하여 개선을 할 필요가 있다. 먼저 진료비 절감을 위해서는 상품명 처방보다 성분명 처방으로 전환하고 대체조제를 허용하는 것이 좋을 것 같다. 이 때 생동성 시험을 거치기 불가능하거나 생동성 시험의 의미가 없는 전문의약품에 대해서는 대체조제의 범위를 정하는 것이 바람직하겠다.

또한 의약분업의 예외환자를 현재의 장애인이나 정신질환자에서 노인이나 영유아에게도 허용하고, 의약분업 예외 처방약의 범위도 약화사고의 우려가 크지 않은 의약품에 대해서는 예외를 허용하는 방안도 고려할 필요가 있겠다.

마지막으로 병의원 외래에서의 의약품 판매를 환자의 편의를 위해서 허용해야 함이 타당하다고 사료된다. 단 병의원에서 의약품을 구매 시에는 약국에 비해 건강보험 적용을 차등화 함으로써(예를 들어 약국에 비해 50% 정도만 적용) 환자에게 의약품 구매의 결정권을 부여하여 병의원에서의 약품구매에 따르는 편리성과 보험의 차등적용에 따라 약국에서의 약품 구매에 비해 높은 구입비용 중에서 선택하게 하는 것이 합리적이라고 여겨지며, 아직까지 계속되고 있는 환자들로부터의 불만을 완화시킬 수 있을 것으로 사료된다.

### 8) 의료인력 및 의료자원에 대한 정책

의사인력의 지역간 분포를 개선하고 의사인력구조를 현재의 전문의 중심 구조에서 일차의료인력 중심으로 전환하는 구조조정에 대해 심도있는 검토를 해야 하겠다.

또한 경쟁적으로 이뤄지고 있는 고가장비의 도입을 지양하고 지역단위 고가장비의 공동 이용방안을 고안하여 이를 지원하는 정책을 고려하는 것이 어떨까 한다.

### 9) 개방형 병원으로의 전환

미국의 경우와 같이 병원으로부터 독립된 개업 전문의가 병원과 계약을 맺어 의료장비와 병상을 사용해 진료를 하는 개방형 병원제를 도입할 경우 개업의의 고가 의료장비에 대한 투자비용을 절감할 수 있고 고가장비에 대한 투자비용을 회수하기 위한 과잉진료를 막을 수도 있는 바 이러한 개방형 병원제의 도입을 적극 고려할 필요가 있다 하겠다.

## IV. 장기적인 재정안정을 위한 제도개혁

앞 절에서는 건강보험의 재정안정을 위해 그간 논의되어 왔던 정책제안들을 재정수입과 지출의 양면으로 살펴보았다. 본 절에서는 보다 장기적인 재정안정을 위한 근본적인 제도개혁을 지출 통제와 재정부호의 측면에서 각각 고찰해 보기로 한다.

## 1. 진료비 지불제도의 개혁 (총액예산제의 도입)

현재 시행되고 있는 행위별 수가제가 비용의식적인 제도가 아니라는 것은 의료공급자들도 인정하는 사실인 바 독일을 비롯한 선진제국에서 기 시행되어 그 효과성이 입증된 진료비 지불제도인 진료비 총액계약제 또는 총액예산제를 점진적으로 도입하는 것이 장기적인 건강보험 재정안정을 가져오는 최상의 방책이라 사료된다.

즉 독일과 같이 보험자와 의료공급자 단체가 연간 진료비 총액을 계약해 지불하고, 의료공급자들은 진료실적을 자신들이 심사하여 그 결과에 따라 진료비를 배분받을 경우 의료공급자들 간의 견제가 가능하고 부당허위청구나 과잉진료가 억제되어 공급자의 자율성이 제고되면서 진료비도 절감할 수 있게 된다.

우리나라에도 국공립병원부터 도입될 것으로 예상되고 있는 총액예산제는 보험자와 공급자간에 총액에 대한 합의가 성립되면 현행 행위당 수가제 방식에 의해서도 진료비를 배분하는 것이 가능하기에 (현행의 환산지수에 대한 계약을 진료비 총액에 대한 계약으로 전환) 현행 제도를 상당 부분 유지하면서도 도입이 가능하다. (김진현, 2002)

그러나 이러한 총액예산제에 대한 의사들의 반응은 그리 호의적이지 않기에, 의료공급자들이 수용할 수 있는 구체적인 방안을 고안하기까지 많은 연구와 설득작업이 따라야 하며 국공립 의료기관부터 먼저 시범적용한 후 점진적으로 확대해야 할 것으로 사료된다.

또한 총액예산제가 도입되면 의료공급자가 비급여 서비스를 증가시킬 경제적 유인을 갖게 되므로 총액예산제도 도입에 앞서 건강보험의 급여를 확충하는 것이 필요하다. 아울러 총액예산제도에 의해 비용절감의 압박이 너무 클 때에는 의료공급자의 행태에 왜곡이 발생할 가능성이 있으므로 의료의 질 관리에도 만전을 기해야 하겠다. (최병호 외, 2002)

## 2. 재정운영방식 (보험료 징수) 의 획기적 개혁

재정수입확보 측면에서 고려할 수 있는 제도 개혁은 건강보험료 징수에 관해서 생각할 수 있는 바, 기존의 직장 및 지역 가입자에 대한 이원적 기준의 보험료 징수를 탈피하여 보험제정의 상당 부분(예를 들어 70%)을 소비세의 일정 부분으로 조달하고, 재정의 나머지 부분은 상중하 세 단계의 정액보험료를 징수함으로써 조달하는 방안을 제안하는 바이다.

소비야 말로 실질소득(Real Income)을 현시할 수 있는 가장 타당한 수단이다. 즉 소득이 많을수록 더 많이 소비할 것이라는 가정 하에 더 소비지출을 늘릴수록 그 만큼 세금을 더 냈다고 할 수 있다(특소세, 부가가치세). 따라서 소득과약에 어려움이 지난하고 이에 향후 많은 시간이 소요될 경우, 자영자 보험료 징수를 더 이상 소득, 재산, 자동차에 기준하여 추정해서 부과하는 추정평가소득에다 근거하지 말고 보험제정의 대부분을 소비세를 통하여 조달하고 국제청에서 이를 징수, 공단에 이기하는 것이 타당하다고 사료된다.

이 경우 장점은 보험제정을 안정적으로 운영할 수 있고 재원조달의 형평성이 제고될 수 있

으며 따라서 직장근로자와 자영자 간의 소득과약에 따르는 보험료 부담의 형평성 논란은 사라지게 된다는 것이다.

또한 자영자 소득과약과 징수에 들어가는 노력을 줄일 수 있고 국세청의 보험료 징수에 따라 관리비용도 크게 줄일 수 있게 된다.

또 정부의 입장에서는 3조원이 넘는 막대한 국고보조의 부담을 덜게 될 뿐 아니라, 기업의 입장에서도 그간 직장보험료의 반을 담당하던 부담이 사라지고 보험관리 인력도 불필요해져서 기업의 경쟁력은 제고될 수 있게 될 것이다. (이규식, 2003)

참고로 연도별 간접세 징수추이는 다음 <표 11> 과 같다.

<표 11> 연도별 간접세 징수 추이

(단위: 10억원)

세 목	1998	1999	2000	2001	2002
(간접세)	20,897	27,705	32,353	35,081	40,606
· 부가가치세	15,707	20,369	23,212	25,835	31,609
· 특별소비세	2,211	2,713	2,985	3,634	4,288
· 주세	1,814	2,078	1,962	2,468	2,655
· 전화세	922	1,191	1,458	1,346	18
· 증권거래세	242	1,354	2,736	1,798	2,036

자료: 국세청

2002년 현재 부가가치세액은 32조원 정도이며 전체 간접세액은 41조원이므로 2002년을 기준으로 보험재정의 70%를 소비세로 징수할 때 이는 10조원 정도가 된다. (2002년 총지출 14조 8,000억원)

따라서 소비세로 보험재정을 대부분 조달하자면 부가가치세나 특별소비세의 세율을 인상해야 하는 문제와 이에 대한 조세저항 문제가 따른다. 즉 소비세를 기준으로 하는 경우 세율인상에 따라 조세저항과 함께 일시에 물가가 상승할 수 있고 경제가 나쁠 경우 재원조달에 어려움이 있을 수 있으므로 세정 당국이 이 방안에 대해 반대할 가능성이 크다.

또한 소비세의 역진성을 들어 이 방안에 대해 문제를 제기할 수도 있으나 이에 대해서는 소비세가 우리나라에서 오히려 역진적이지 않고 비례적이라는 반론도 있다 (성명재, 2002). 즉 특별소비세는 고소득자의 부담이 많고, 생활필수품에 대해서는 부가가치세가 면제되고 있다는 점에서 소비세가 크게 역진적이지 아닐 수도 있는 것이다 (김병익, 2002). 또 불경기가 도래할 때 소비세 기준 보험료는 소비를 더욱 위축시키는 문제점도 지적될 수 있다.

이상의 논의를 정리하면, 간접세율 인상을 반대할 재정부만 설득할 수 있다면, 소비세로 대부분의 보험재정을 조달하는 방안은 실질소득의 한 지표인 소비에 보험료 부과를 시도함으로써 보험료 부담의 형평성 논란도 벗어날 수 있고 자영자 소득과약의 어려움에 따르는 보험료 징수의 노력 및 인원을 절감할 수 있을 뿐 아니라 기업의 보험료 부담을 덜어 기업 경영에도



유리해 질 수 있는 장점들을 구비하고 있다.

또한 정부의 국고지원도 불필요하게 되어 그 재원을 보건복지부의 긴요한 다른 용도로 전용할 수 있게 되는 등 많은 장점을 가지는 방안이라 사료되어 적극적으로 제안하는 바이다.

한편 피보험자의 도덕적 해이를 방지하고 사회연대성 원리를 실현하는 한편 세정당국의 반대를 무마하기 위해 보험재정의 나머지 30%는 직장 및 지역 공히 3단계 정도의 정액으로 보험료를 공단에서 징수하도록 한다. 특히 이러한 소비세에 근거한 보험재정 운용이 전술한 진료비 총액예산제와 연계될 경우 건강보험 재정은 장기적으로 안정화 될 것으로 사료된다.

물론 이러한 방안이 시행되기 위해서는 소비세의 역진성 여부에 대한 더욱 심도있는 연구가 따라야 하겠고, 그 전에 이를 현 체제에 대해 보완적으로 시행해 볼 수도 있겠다.

### 3. 의료저축계정제도의 도입 검토

싱가포르의 의료저축계정제도(Medical Savings Account, MSA)는 의료보험료를 가족이나 본인 명의의 의료저축계정에 적립하고 이 계좌의 적립금에서 의료비를 충당하는 지극히 자본주의적인 제도이다.

싱가포르의 MSA는 통상적인 입원 및 외래진료비용의 조달을 위한 Medisave, 장기입원을 요하는 중증질환에 대비한 Medishield, 취약계층에 대한 진료비 보조를 위한 Medifund, 그리고 2002년에 도입된 노인요양을 위한 Eldershield의 네 부분으로 구성되어 있다.

이 제도하에서는 자신이 쓰는 의료비와 내는 보험료가 연계가 됨으로써 매우 비용의식적이고 효율적인 제도이나 소득재분배 기능이 미약하고 건강에 대해 개인이 책임지게 함으로써 한계계층의 건강이 악화될 우려가 있다.

이러한 MSA는 우리나라에 전면적으로 도입하기는 불가능하다고 여겨지며, 단지 소액진료비 본인부담이나 입원본인부담, 비급여에 대한 본인부담이나 노후의 요양비용 등의 부문에 보충적으로 도입하여 보는 것이 어떨까 사료된다.

## V. 결론

본 논문에서는 의약분업 시행 후 불어닥친, 의료보험제도의 근간을 뒤흔들었던 재정위기의 요인들을 자료분석을 통해 고찰해 보았고, 이러한 요인들로부터 가능한 건강보험의 안정화 방안들을 구상해 보았다.

건강보험 재정위기의 원인들을 열거해보면 의약분업 이전에는 보험급여의 지속적 확대에 따른 급여비 증가를 보험료 수입이 따라가지 못했고, 이에는 건강보험 통합에 따르는 보험자들의 도덕적 해이도 일익을 담당했다고 보여진다.

의약분업 이후의 재정과탄은 의약분업을 전후한 수차례의 수가인상, 환자본인부담의 감소 그리고 조제료 인상, 고가약 처방 증가, 처방일수 증가에 따른 약국 현물급여비의 폭발적 증가, 수진율 증가 등이 주요 원인으로 판단된다.

아울러 고령화 사회의 문턱을 막 넘어선 우리나라는 노인인구의 증가속도도 문제이거니와 노인인구가 소비하는 진료비의 양적 증가가 매우 빠르기 때문에 이러한 인구구조상의 문제도 재정위기의 한 원인이 되며 향후의 재정불안에도 중요한 몫을 차지할 것으로 예상되고 있다.

이러한 재정불안의 요인을 기초로 하여 이를 해결할 수 있는 재정안정화 방안으로는 먼저 수입측면에서 적정보험료를 책정, 징수하고 국고지원방식을 취약계층의 부담을 덜어주는 방식으로 전환할 것을 제안하였다. 아울러 새로운 재원의 개발도 필요한 바 이에선 담배, 주류, 휘발유 등의 건강위해요소에 대한 세금에 건강부담금을 징수하는 것이 바람직하다 하겠다.

한편 재정지출을 절감하는 방안으로는 수가 및 약가수준 및 정책에 대한 재검토가 필요하고, 불필요한 급여비 지출을 줄일 방안을 제안하고 있다.

이에선 진료비 심사를 강화하고 진료지침을 개발하여 이를 진료비 심사 기준으로 활용하며, 건강보험증을 전자카드화 하는 것 등이 있다.

아울러 건강보험관리공단의 효율적인 관리운영을 위해 책임경영제를 도입하며 소액외래진료비 본인부담을 강화하는 방안도 고려하여야 하겠다.

또한 노인요양보험, 노인전문병원의 설립 등 급증하는 노인의료비에 대한 대책 마련도 시급하며, 진료도 중요하지만 무엇보다 질병을 예방하는 것이야말로 진료비 절감의 지름길이라 하겠다.

기타 의약분업제도에 대한 개선, 의료인력 및 장비에 대한 통제, 개방형 병원으로의 전환 등의 재정지출 절감대책을 제안해 보았다.

그러나 무엇보다도 재정안정에 가장 효과적인 방안은 총액예산을 미리 정하고 거기에 맞추어 안정적으로 보험료를 징수하는 것이라 하겠기에 총액예산제로 진료비 지불제도를 개혁하고 아울러 재정운영방식을 기존의 이원화된 보험료 부과 기준에 의한 보험료 징수방법에서 탈피하여 소비세로 대부분의 건강보험 재정수입을 확보하고 나머지를 단계별 정액보험료로 징수하는 방안을 제안해 보았다.

아무튼 힘들었던 지난 건강보험 재정위기 상황을 건강보험 발전의 전기로 삼아 전술한 제도 개혁 방안들을 가지고 지혜를 모아야 할 때라고 사료되며, 국민 모두가 동참할 수 있는, 신속한 건강보험제도가 완성되기를 기대해 본다.

## 참고문헌

- 건강보험심사평가원, 『건강보험 심사통계연보』, 각년도.
- \_\_\_\_\_, 『건강보험 심사통계지표』, 각년도.
- 국민건강보험공단, 『2002 국민건강통계연보』, 2003.
- 권순원·이준영, “건강보험 재정확충 방안”, 국민건강보험발전위원회 용역과제 발표 논문, 2004. 1. 8.
- 김병익, “건강보험 재정과탄 : 원인과 대책”, 『보건경제연구』, 한국보건경제학회, 2002. 6.
- 김진수, “건강보험 재정부문의 발전과제”, 『건강보험포럼 (2003 가을)』, 국민건강보험공단, 2003. 11.
- 김진현, “국민건강보험의 재정평가와 정책개선방안”, 『공공경제』 제 7권, 한국공공경제학회, 2002.
- 사공진, “건강보험 관리운영의 효율화 방안”, 『보건경제연구』, 한국보건경제학회, 2002. 6.
- 성명재, 『조세정책의 소득재분배 효과 분석에 관한 연구』, 한국조세연구원, 2002. 6.
- 양봉민, “건강보험제도와 재정안정”, 한국사회복지학회 춘계학술대회, 2002.
- 이규식, “건강보험 재정통합의 문제점”, 「건강사회를 여는 모임」 정례 세미나 발표 논문, 2003.
- 최병호 외, 『국민건강보험 재정건실화 방안』, 한국보건사회연구원, 2002.
- NERA, 『Financing Health Care with Particular Reference to Medicines』, 1993.
- OECD, 『Review of the Korean Health Care System』, Paris, OECD, 2002.
- Sharp A. et al. , 『Economics of Social Issues』, 11th Edition, Irwin, 1994.

Abstract

## A Study on the Financial Stabilization of the National Health Insurance System in Korea

Jin Sakong  
(Hanyang University.)

This study analyzes the recent financial crisis in the National Health Insurance System in Korea. Main reason of the crisis is the skyrocketing increase in the medical and drug expenses due to the separating policy of prescribing and dispensing.

The causes of the rise in the medical and drug expenses are rise in the medical prices, prescribing the expensive drugs, increase in the frequency of the outpatient utilization and the rise in the visit of the drug stores.

This paper searches for the ways to stabilize and reform the National Health Insurance System in the future.

In the short run, various ways are studied in the form of expanding the revenues and reducing the expenditure of the system.

In the long run, the global budgeting system and collecting revenue through the consumption tax and the lump-sum premium are proposed.

*Keywords: Separating policy of prescribing and dispensing, National Health Insurance System, Financial crisis, Financial stabilization*

# OECD 기준에 따른 국민의료비의 추계를 통해 본 의약분업 전후 우리나라 의료비의 구조변화

정형선 · 이재현

(연세대학교 보건행정학과 교수 · 연세대학교 보건행정학과 조교)

## < 목 차 >

I. 머리말 .....	79
II. 국민의료비 및 구성항목의 개념 및 선행연구 .....	80
III. 추계 데이터 및 방법 .....	83
IV. 결과 및 고찰 .....	85
VI. 맺는 말 .....	94
참고문헌 .....	95
Abstract .....	96

## I. 머리말

2000년 의약분업제도는 우리의 의료제도에 많은 변화를 가져왔다. 원래 의약분업제도라고 하는 것은 의와 약의 역할 구분을 의미한다. 하지만 의와 약의 기능이 그렇게 명쾌하게 구분되지 않는 부분도 있고, 특히 한의학의 전통이 강하고 의료제도에 있어서 큰 비중을 차지하고 있는 우리나라의 경우 그 구분이 어려운 경우도 많다. 이렇게 불확실성이 내재되어 있는 제도의 시행은 제도의 추진시 의도하지 않았거나 예상치 못했던 제반 결과를 가져오기 쉽다. 그 대표적인 예가 국민의료비의 규모와 구조의 급격한 변화일 것이다.

의약분업은 약제비의 규모와 구조의 변화를 통해, 그리고 일정 부분은 의약품과 대체제나

\* 이 논문은 2003년도 연세대학교 학술연구비의 부분적인 지원에 의하여 이루어진 것임.

보완재의 관계를 가지는 의사의 진료행위에 대한 영향을 통해, 국민의료비의 규모와 구조에 큰 변화를 가져왔다. 의약분업으로 이전에 가계의 부담으로 소비되던 의약품이 상당부분 건강보험이라는 보장제도의 틀 안에서 이루어지게 되었다. 외래의약품의 규모가 국민의료비의 20%를 넘고 있는 우리나라의 경우 이러한 의약품의 규모와 재원분담구조의 변화는 전체 국민의료비의 규모와 재원분담구조의 변화를 의미한다<sup>1)</sup>.

국내에서는 그동안 여러 가지 개념의 국민의료비가 다양한 자료를 기반으로 추계되어왔다. 1980년대 중반부터 OECD를 중심으로 구축되고 제공되기 시작한 국민의료비의 국가별 데이터는 1990년대 이후에는 국제비교에 있어서 표준의 위치를 확고히 하고 있다. 특히 OECD 회원국들은 OECD(2000)가 제시한 보건계정체계(SHA: System of Health Accounts)에 따라 공통의 척도를 가진 국민의료비와 그 하위항목을 구축하기 위한 작업에 매진하고 있으며, 그 결과 국가별 의료제도의 성과 평가 작업을 위한 증거(evidence)의 제공이라는 동 작업의 목표가 조금씩 이루어져가고 있는 것으로 보인다<sup>2)</sup>.

의약분업은 이러한 국민의료비의 하위항목인 경상의료비와 개인의료비의 규모와 재원구조의 변화를 통해 전체 국민의료비의 변화를 가져왔다. 의약분업은 또한 이러한 항목들의 기능별 지출구조와 의료기관별 지출구조의 변화도 가져왔다. 본고는 우선 OECD(2000)가 제시하고 있는 보건계정 구축 방식에 따라 국민의료비를 재원별, 기능별, 공급자별로 구축하고, 이를 바탕으로 의약분업을 전후해서 국민의료비와 그 하위항목의 규모 뿐 아니라 재원, 기능, 공급자 구조에 어떠한 변화가 발생했는지를 살펴보는데 목적이 있다.

## II. 국민의료비 및 구성항목의 개념 및 선행연구

### 1. 개념

국민의료비는, 특히 그 하위 개념인 경상의료비는, 보건의료(health care)의 재원(finance) 측면 즉, 돈이 어디서 오는지, 기능(function) 측면 즉, 그러한 재원이 어떠한 서비스와 재화의 구매에 쓰이는지, 그리고 공급자(provider) 측면 즉, 그러한 재원이 어느 공급자에게 흘러가는지의 세 가지 측면으로 파악할 수 있다<sup>3)</sup>.

1) 정형선(2003a)은 본인부담의료비의 추계에 있어서 국민건강조사 의료이용조사 결과를 사용하여 OECD Health Data에서 pharmaceutical expenditure가 실제로 의미하고 있는 외래의약품 지출을 OECD(2000)에서 제시하고 있는 방식으로 산출한 결과 2001년 외래의약품 지출이 국민의료비의 20.3%임을 확인한 바 있으나, 본인부담 총액에 가계조사 결과를 활용한 본 연구에서는 우리의 외래의약품 지출이 국민의료비의 24.0%에 달하고 있음이 확인되었다.

2) 우리나라를 포함한 OECD의 13개국은 SHA에 따른 보건계정의 구축 Project에 참여하고 있으며 2004년5월 개최되는 OECD 보건장관회의시 동 연구 결과가 보고될 예정이다.

OECD(2000)는 의료비 총량규모로 Total Current Health Expenditure (TCHE)와 Total Health Expenditure(THE)의 두 가지 개념을 제시하고 있다. 흔히 국제 비교의 단위가 되고 있고 우리말로 '국민의료비'라고 명명되고 있는 것은 후자인 THE이다. TCHE는 '경상의료비' 또는 '경상국민의료비'로 번역된다. 경상의료비(TCHE)는 기능별 분류에 따른 치료서비스(HC.1), 재활서비스(HC.2), 장기간호케어서비스(HC.3), 보조의료서비스(HC.4), 외래용의료재화(HC.5)등의 소위 '개인보건서비스/재화(personal health services and goods)'에 예방/공중보건(HC.6)과 보건행정/건강보험관리(HC.7)등의 '집단보건서비스(collective health services)'를 합한 것이다. 여기에 고정자본형성(HCR.1)을 합치면 국민의료비(THE)가 되기 때문에, 결국 경상의료비란 국민의료비 중에서 고정자본형성 즉, 의료기관 등에 대한 시설 및 설비 투자를 제외한 부분이 된다. 또한, '개인의료비(Personal Health Expenditure)'는 '경상의료비' 중에서 건강증진, 예방사업, 행정관리 등과 같은 '집단보건서비스에 대한 지출'을 제외한 부분이 된다.

'공공의료비'는 이러한 국민의료비 중에서 광의의 일반정부(general government) 즉, 협의의 정부와 사회보장에 의해 조달되는 재원의 규모를 지칭한다(health expenditure incurred by public funds, which are state, regional and local government bodies and social security schemes). 자동차보험은 비록 민간재원으로 분류되어 있기는 하지만 사회보험으로서의 기능을 하고 있기 때문에 자동차보험을 재원으로 하는 의료비도 의료보장성을 나타내는 부분으로 간주할 수 있다. 따라서 국민의료비 중에서 광의의 의료보장성을 나타내는 부분은 공공재원과 민간사회보험재원을 합친 부분으로 볼 수 있다. 본고에서는 이를 '의료보장 실효급여율'이라고 지칭한다.

## 2. 선행연구

OECD에서 국민의료비에 관한 개념이 구체적으로 논의되기 시작하고 각국의 자료가 발표되기 시작한 것은 80년대 중반부터이다(OECD, 1985). 국내에서도 그동안 여러 가지 개념의 국민의료비가 다양한 자료를 기반으로 추계되어왔다.(박중기, 1976, 1979; 권순원, 1986, 1988, 1993; 양봉민, 1989; 이성규, 1988; 이태진, 1990; 명재일, 1994, 1997, 1998; 홍정기, 1995; 신종각, 1997; 정영호, 1998, 2000; 장영식, 2002, 2003) 우리나라가 1996년 말 OECD에 가입한 이후, 신종각(1997)은 OECD의 국민의료비 논의를 주목하기 시작했고, 정영호(2000)에서는 OECD의 논의 내용을 상당히 반영한 추계 결과를 보여주었다. 그 이전의 대부분의 추계는 국민의료비에 포함되어야 하리라는 나름대로 항목을 정하고 이를 추계한 것이기 때문에 공통의 외연과 내포를 가지고 국제비교를 하는 것을 주목적으로 하는 국민의료비의 규모로서는 한계가 있었다. 하지만 이러한 추계작업들이 제약된 여건 하에서 다양한 방식을 시도했다는 점, 그리고 이런 과정을 통해서 의료비와 관련된 자료들이 망라될 수 있었다는 점은 큰 성과였다. 특히 명재일(1994)은 이런 점에서 우리나라 국민의료비 추계에 있어 분수령을 이루는 성과를 거둔 것으로

3) 국민의료비에 관한 보다 자세한 논의는 정형선(2003a) 및 정형선 외(2003) 참조

평가된다.

그 동안 OECD Health Data에 수록되었던 우리나라의 국민의료비 관련 데이터는 보건사회 연구원의 추계(정영호, 1998, 2000; 장영식, 2002)를 근거로 한 것이다. 민간부담 의료비 부분은 가계조사의 발표치에 근거하고, 정부부담은 한국은행의 국민계정에서 ‘정부의 최종소비지출 보건의료항목’<sup>4)</sup>을 인용하고 있다. 하지만 이러한 두 자료는 모두 의료 이외의 목적으로, 그것도 ‘의료분야 밖’의 전문가들에 의해 산출된 것이고, 따라서 이러한 자료를 근거로 추계된 국민의료비는 총액이나 하위항목 모두에 있어서 그만큼 우리 의료제도에서 일어나고 있는 변화의 양상을 제대로 반영하기에는 한계가 있다. 즉, OECD Health Data 2003에 제시되어 있는 우리나라 국민의료비 관련 각종 수치는 하위 구성항목이 국가간 비교를 위한 개념적 정확성은 물론이고 제도의 변화를 시계열적으로 반영하는 정도에 있어 개선의 여지가 크다. 90년대 후반 의료급여(보호)가 급증했음에도 불구하고 동 자료의 정부부담 경상의료비가 그러한 변화를 전혀 반영하지 못하고 있는 것이 대표적인 예일 것이다.

국민의료비를 재원(finance)별로 추계하거나 논의함에 있어서 ‘최초 재원(final sources of funding)’과 ‘지불대리자(financing agents)’는 구분되어야 한다. 최초재원은 재원의 초기 출처를 지칭하는 것이고 ‘지불대리자’는 공급기관에 지불하는 시점에서의 재원을 지칭하는 것이다. 국민보건계정 상의 재원은 후자인 지불대리자 별 구분이고 공공재원의 구분 또한 이러한 지불대리자의 특성에 따른 구분이다. 이와 같이 국민의료비 흐름상의 다양한 지불단계 중에서 공급기관에 대한 지불 단계를 단면으로 해서 자금의 흐름을 잡아내야 하나, 이를 구분하지 못하고 추계하는데서 국민의료비 규모의 중복계상이 생기게 된다. 보건사회연구원의 추계(정영호, 1998, 2000; 장영식, 2002)에서는 민영보험과 관련하여 지불단계에서 의료비가 계상되어 있음에도 불구하고 최초재원인 민영보험 지급금을 다시 중복 계상함으로써 국민의료비가 과다추계되었고 그 결과 OECD Health Data 2003에는 한국의 국민의료비가 과장되어 수록되어 있다. 다행히 장영식(2003)은 이러한 잘못을 수정하고 있다.

최근 의약분업의 전후에 일어난 변화와 관련한 실증적 연구가 이루어지고 있다. 특히 2001년에 들어서면서 본격적으로 표출된 보험 재정의 위기와 맞물려 의약분업의 재정적 의미에 대한 분석도 나오고 있다. 의약분업을 전후한 환자의 행태 변화에 관한 연구(윤혜설, 2001; 류시원, 2001), 의료기관 및 약국의 수입지출의 변화(류시원, 2001; 김재용, 2001; 이선미, 2002, 정형선, 2003b) 등도 있지만, 상당수가 몇 가지 한정된 약제에 대한 의사 처방 내역을 중심으로 의약품 사용 양상의 변화를 확인하는 것이었다.

아직까지 국민의료비 전체의 규모와 구조에 있어서 의약분업제도의 시행이 어떤 변화를 가져왔는지에 관한 체계적이고 실증적인 분석은 찾기 힘들다. 이는 의약분업의 영향이 반영된 데이터가 아직 충분히 통계레벨로 수집되지 않은 점, 특히 보험청구 자료에서 얻을 수 없는 비급여부분에 대한 데이터의 수집이 충분히 이루어지지 않은데 기인한 것으로 보인다.

4) 이 부분이 한국은행 내부에서 어떠한 자료를 근거로 어떤 방식으로 산출되었는지는 불확실하다(정형선, 1997 p.16).



### Ⅲ. 추계 데이터 및 방법

개인의료비는 재원에 따라 ‘보험급여’, ‘법정본인부담’ 및 ‘비급여본인부담’으로 구성된다. 보험자부담, 환자의 법정본인부담, 환자의 비급여본인부담등 세 가지 재원 중 ‘보험자부담’과 ‘법정본인부담’은 보험자에 대한 요양기관의 상환청구 과정을 통해 정확히 그 규모를 파악할 수 있다. 본 연구에서는 이를 위한 행정통계로서 건강보험통계, 의료급여통계 및 산재보험통계의 공식자료를 이용했고, 자동차보험의 경우는 보험개발원 내부자료를 이용했다. OECD(2000)의 분류상 민간사회보험에 속하는 자동차보험의 경우는 민간재원인 만큼 정확한 세부내역에 관한 자료를 충분히 파악하기 힘들지만, 자동차보험도 책임보험을 중심으로 사회보험적 성격이 있기 때문에 어느 정도 정리된 자료가 존재하였고 본고에서는 이를 활용할 수 있었다.

비급여본인부담의 산출을 위해 본 연구에서는 1998-2001 사이 각 연도의 도시가계조사 자료와 1998년과 2001년에 수행된 국민건강영양조사의 의료이용조사 자료를 이용했다. 보건계정의 구축을 통해 국민의료비의 구조변화를 파악하기 위해서는 국민의료비의 총액 규모만을 추정하는 것은 의미가 적고 하위항목의 합이 총계치에 일치할 수 있도록 (bottom-up) 구성할 것이 요구된다. 따라서 공급자별 정보를 가지고 있지 못한 가계조사 자료만으로는 보건계정과 국민 의료비의 구축하는데 한계가 있다. 또한 가계조사에서는 의료비의 분류를 위한 항목이 너무 포괄적으로 되어 있고 개소주, 흑염소, 붕어탕 등에 대한 지출도 의약품비에 포함되어 있다. 반면에 국민건강조사의 의료이용조사는 질환과 연계되고 의료기관을 중심으로 지출된 금액을 조사한 것이기 때문에 가계조사에 비해서 보다 신중한 의료비 추계를 가능케 한다. 하지만, 국민건강조사의 의료이용조사는 소비지출을 일일이 기장하는 가계조사에 비해서 의료비지출이 누락될 수 있는 것이 상대적 취약점이다.

본 연구에서는 가계의 본인부담 총액은 가계조사자료를 활용함으로써 누락의 가능성을 최소화하면서 공급자별 본인부담 구성과 기능별 본인부담 구성은 국민건강조사의 의료이용조사자료를 이용함으로써 1만 가구 이상의 층화 추출된 샘플을 대상으로 구축된 면접조사의 정보를 최대한 활용코자 하였다. 이러한 자료원에서 구분된 각 요양기관별 의료비는 OECD(2000)의 공급자별 분류(ICHA-HP)에 따라 재분류했다(정형선 외, 2003). 보다 구체적으로 보면, 약국과, 한방보약의 비급여본인부담 비중이 큰 한방병원을 제외한 나머지 요양기관의 본인부담 전체 규모를 가계조사 결과를 이용하여 파악한 약국과 한방병원 본인부담 전체 규모에 일치시킨 뒤에 의료이용조사에서 얻어진 공급자별 구성비로 배분하는 방식을 취했다. 약국과 한방병원의 본인부담 규모는 1998-2001의 각년도 도시가계조사 자료를 기본으로 하고 2003 도시가계조사에서 정비되어 집계된 의약품비의 하위 항목 구성을 활용하여 기술료, 한방보약 등을 위한 본인부담지출 추정하여 적용했다.

1998년과 1999년 사이에 제도상의 큰 변화는 없었다고 보고 1999년도는 1998년 의료이용조사에서의 공급기관별, 기능별 구성비를 활용했다. 2000년의 경우는 1998년의 요양기관별 비급여

여본인부담액 구성비를 활용한 2000년 요양기관별 의료비 추정치의 6분의 5와, 2001년의 요양기관별 비급여본인부담액 구성비를 활용한 2001년 요양기관별 의료비 추정치의 6분의 1을 합하여 산출했다. 이는 의약분업이라는 큰 제도의 변화가 의료 이용에 반영되기 시작한 시기는 공식적인 의약분업제도의 실시시기보다는 약간 늦게 나타났고 건강보험통계에서 11월경부터 뚜렷한 의료비 구조의 변화가 반영되어 나타나고 있음을 고려해서이다.

집단보건서비스에 대한 지출은 정부의 예방 및 공중보건사업과 행정관리비용 그리고 사회보장의 행정관리비용으로 구성된다. 중앙정부의 행정관리비로는 보건복지부 인건비의 절반정도가 보건행정을 위한 인건비인 것으로 간주했다. 공중보건 및 예방사업비는 보건복지부 보건(중진)국의 공중보건 및 예방 관련 사업비와 국민건강증진기금의 국민건강증진사업비를 합하여 산출하였다. 지방정부의 경우 보건소의 예산 자료에서 예방 및 공중보건사업을 위한 지출을 구분하였고 행정관리비는 보건소의 예산에서 예방 및 공중보건사업을 위한 지출과 보건소진료비를 차감하여 구하였다. 보건소진료비는 이미 개인보건의료비에서 파악되어 포함되어 있어 중복계산을 피하기 위해서이다. 사회보장의 행정관리비용은 건강보험공단의 관리운영비와 심사평가원의 행정관리비용적 성격이 큰 공단의 심사비회비를 합하여 산출했다.

고정자본형성 즉, 시설장비에 대한 투자 중에서 시설에 대한 투자는 장영식(2003)에서 추정 한 건설업 통계자료를 인용하였고 의료장비에 대한 투자액은 의료용구협동조합의 의료용구산업현황 자료를 활용했다. 동 자료 중에서 시력보정용안경렌즈 및 콘택트렌즈는 가계조사 자료를 통해 개인의료비의 의료기기 항목에 잡히고, 주사기·수액세트, 의료용 고무제품, 가정용의료기기 등 소모품적 성격의 용구는 의료기관에서 사용되면 의료기관별 개인의료비에, 가정에서 구입, 사용되게 되면 가계조사를 통해 의료용품이나 의료기기 항목에 잡히므로 이들을 제외했다. 엑스선 및 초음파영상진단기기, 전기 및 전자기기, 병원설비, 물리치료기, 일반의료기기, 치과기자재, 자기치료기에 해당하는 항목의 '생산+수입-수출'을 계상하였다.

## IV. 결과 및 고찰

### 1. 국민의료비 규모

<표 1>에서 보듯이 국민의료비 규모는 1998년 19.9조(GDP의 4.49%), 1999년 23.1조(4.79%), 2000년 25.5조(4.89%), 2001년 31.9조(5.85%)이었다. 그 중 경상의료비 규모는 1998년 18.8조(국민의료비의 94.5%), 1999년 21.7조(93.9%), 2000년 24.1조(94.3%), 2001년 30.1조(94.4%)이었고, 개인의료비의 규모는 1998년 17.1조(국민의료비의 85.8%), 1999년 20.2조(87.3%), 2000년 22.4조(87.7%), 2001년 28.3조(88.8%)이었다.

<표 1> 국민의료비의 규모

(단위 : 백만원, %)

	1998년		1999년		2000년		2001년	
개인의료비	17,116,268	85.8%	20,175,678	87.3%	22,389,513	87.7%	28,311,390	88.8%
경상의료비	18,847,251	94.5%	21,712,195	93.9%	24,074,914	94.3%	30,103,964	94.4%
국민의료비	19,941,160	100.0%	23,120,995	100.0%	25,527,109	100.0%	31,880,399	100.0%
국민의료비/GDP	4.49%		4.79%		4.89%		5.85%	

본 연구의 국민의료비 규모는 한국보건사회연구원(장영식, 2003)의 추계치인 1998년 22.1조(5.0%), 1999년 25.4조(5.3%), 2000년 28.6조(5.5%), 2001년 33.7조(6.2%)와 어느 정도 차이가 난다. 하지만, 두 추계 결과 모두 의약분업제도의 영향이 본격적으로 나타나기 시작한 2001년에 들어서 국민의료비 규모가 비약적으로 증가했음을 보여주고 있다. 의약분업제도를 전후한 국민의료비 구조의 변화는 다음 절에서 살펴보기로 하고, 여기서는 본 연구와 한국보건사회연구원의 국민의료비 추계 결과의 차이에 대해 고찰한다. <표 2>는 2001년의 경우 두 추계치 상의 차이를 재원별로 정리한 것이다.

<표 2> 본 연구와 한국보건사회연구원의 2001년 국민의료비 추계치의 차이

(단위 : 백만원, %)

재원	본 연구	한국보건사회연구원*	차이	
정부 및 사회보장부문	17조 4,531억원	17조 8,740억원	0.42조원	
자동차보험(민간사회보험)	7,150억원	1조 2,768억원	0.56조원	
가계본인부담	입원/외래	7조 5,954억원	7조 7,533억원	0.16조원
	의료재화	4조 2,027억원	4조 7,051억원	0.50조원
기 타	1조 9,141억원	1조 9,796억원	0.07조원	
합 계	31조 8,804억원	33조 5,888억원	1.71조원	

\* 한국보건사회연구원의 추계치는 장영식(2003) 추계 사용

### 1) 정부 및 사회보장부문 자원

장영식(2003)에서는 정부의 지역의료보험에 대한 지원 1,534억원을 정부부문에 포함하고 있으나, 본 연구에서는 의료기관에 대한 지불단계의 단면에서의 재원을 취합하는 국민의료비 추계원칙에 따라 이를 사회보장에 포함시켰다. 과거 장영식(2002)의 국민의료비 추계에서 지역보험에 대한 정부지원이 정부부문에 포함되었던 것이 장영식(2003)에서는 사회보장부문으로 전환되고 있으나, 같은 경우에 해당하는 관리운영비에 대한 국고 지원은 미처 전환되지 못한 것으로 보인다. 다만 이는 분류상의 차이일 뿐 국민의료비 전체 규모에는 영향을 주지 않아 <표 2>에서는 다루지 않았다.

장영식(2003)에서는 국민계정(SNA)의 정부부문 의료보건항목 최종소비지출액을 정부부문 경상의료비로 간주하고 정부부문의 의료비 중에서 일부 가용 자료를 이용하여 산출한 부분을 제외한 나머지를 전부 정부의 예방 및 공중보건 지출비로 잡고 있다. 전체 정부부문 경상의료비는 국민계정의 수치를 인용하고 있기 때문에 의료급여(보호)제도에서의 정부지원처럼 개인 의료비에 대한 지원액이 크게 늘어도 이러한 변화와는 오히려 관계없는 예방 및 공중보건 지출비를 줄이게 될 뿐이다. 0.42조의 차이는 17-18조에 달하는 전체 정부 및 사회보장부문의 규모에 비추어 크다고 할 수 없지만,<sup>5)</sup> 장영식(2003)의 경우 국민계정의 수치를 사용하는 관계로 의료보호(급여) 등 정부부문의 각종 하위항목의 지출의 변화가 연도별로 제대로 반영되지 못하는 점이 아쉽다.

### 2) 민간사회보험(자동차보험) 자원

자동차보험의 추계를 위해 본 연구에서는 보험개발원으로부터 내부자료인 의료기관별 보험자 부담분을 입수하여 사용하였고, 장영식(2003)에서도 보험개발원의 내부자료를 사용한 것으로 밝히고 있다. 0.56조의 차이는 장영식(2003)에서는 직불치료비, 향후치료비 등도(2000년의 경우 4,848억원) 포함되었다. 이 경우 직불치료비는 가계본인부담에 이미 포함되어 있어 중복계산이며, 향후치료비는 민간보험의 현금급여와 마찬가지로 의료기관에 대한 지불단계를 단면으로 해서 파악하는 추계 원칙에서 벗어나고 중복계산이 된다.

### 3) 가계의 본인부담 자원

본 연구에서 가계의 본인부담 총액은 가계조사자료를 활용하고 공급자별 본인부담 구성과

5) 장영식(2003)에서는 건강보험통계연보 제Ⅱ-1표(연도별 건강보험 재정현황)에 나와 있는 '관리운영비(2001년 6,288억)' 외에 '기타(2001년 2,814억)'에 해당하는 부분을 전부 관리운영비에 포함시키고 있으나 기타 항목에서 관리운영비에 포함되어야 할 부분은 심사평가원에 대한 회비(2001년의 경우 820억) 등 일부이고 나머지는 보험조정지출(2001년의 경우 1,480억) 등으로 관리운영비와는 무관한 내용이다. 즉, 사회보장부문에서 장영식(2003)의 추계에 0.2조원 이상의 과다 추계가 있다. 따라서 정부부문의 차이는 0.2조에 불과하다.

기능별 본인부담 구성 비율만 국민건강조사의 의료이용조사자료를 이용했기 때문에 전체 총액 규모는 가계조사자료를 이용해서 추정한 장영식(2003)과 큰 차이가 없다. 다만, 두 추계 결과 사이에 차이가 나는 것은 가계조사에서 의약품으로 분류되기 힘든 항목을 본 연구에서는 추가적으로 제외할 수 있었기 때문이다. 2002년 이전 도시가계조사의 '6.1의약품'에 포함된 항목은 인삼(수삼, 백삼, 홍삼), 한방보약(개소주, 흑염소, 붕어즙 등), 기타한약(우황청심원, 기우환, 토룡환, 각종 한약재), 감기약(몸살약, 해열제), 소화위장약(소화제, 지사제, 정장제), 영양제(비타민류, 간유구, 간장약, 링겔), 항생제, 피부외상약(머어큐롬, 소독약, 고약, 피부연고, 무좀약), 피로회복제(자양강장제), 기타의약품(구충제, 수면제, 진통제, 피임약, 안약, 식염수)이다. 2001년 도시가계조사 결과에서는 1인당 도시가계 월평균 의약품비 248백원 중 개소주, 흑염소, 붕어즙 등이 포함된 한방보약이 84백원, 인삼(수삼, 백삼, 홍삼)이 14백원, 기타의약품(구충제, 수면제, 진통제, 피임약, 안약, 식염수)이 62백원이었다. 1인당 의약품비 중 의료비에 포함되기 어려운 부분이 작지 않았음을 알 수 있다. 본 연구에서는 이러한 부분을 가용 자료를 활용해서 최대한 구분해내었다<sup>6)</sup>.

## 2. 의약분업 전후 국민의료비 재원구조의 변화

<표 3> 국민의료비의 재원구성

(단위 : 백만원, %)

	1998년		1999년		2000년		2001년	
공공재원	9,718,860	48.7%	11,146,392	48.2%	12,554,916	49.2%	17,453,102	54.7%
정 부	1,887,417	9.5%	2,177,778	9.4%	2,527,188	9.9%	3,248,835	10.2%
사회보장	7,831,443	39.3%	8,968,614	38.8%	10,027,728	39.3%	14,204,267	44.6%
민간재원	10,222,300	51.3%	11,974,603	51.8%	12,972,193	50.8%	14,427,296	45.3%
민간(사회)보험	551,759	2.8%	530,834	2.3%	779,251	3.1%	715,014	2.2%
가계본인부담	8,554,050	42.9%	10,026,672	43.4%	10,663,521	41.8%	11,798,139	37.0%
기타	1,116,491	5.6%	1,417,097	6.1%	1,529,421	6.0%	1,914,144	6.0%
국민의료비	19,941,160	100.0%	23,120,995	100.0%	25,527,109	100.0%	31,880,399	100.0%

\* 정부 및 사회보장의 공공재원 뿐 아니라 민간사회보험(자동차보험) 재원도 광의의 의료보장 부분에 해당하며 전체 국민의료비에서 이 세 부분이 차지하는 비율을 의료보장 실효급여율로 봄.

<표 3>은 각 연도별로 국민의료비에 있어서 공공재원과 민간재원의 구분, 의료보장부분과

6) 건강영양조사의 의료이용조사에서는 한방병의원에서의 본인부담 규모가 집계된다. 2003 도시가계조사에서는 의약품을 양약과 한약으로 구분하고 상기 개소주 등을 건강식품 쪽으로 돌리는 등 분류상의 개선을 이루고 있다. 본 연구에서는 2001년 한방보약을 포함한 의약품 본인부담 규모의 산출에 있어서 건강영양조사의 의료이용조사와 도시가계조사의 결과를 활용하면서 동시에 도시가계조사 자료에 있어서 2003년과 그 이전 연도의 분류상의 조정을 비교하여 개소주, 흑염소 등은 제외하고 한방병의원에서 조제되는 한방약은 포함한 의약품 본인부담 규모를 추정할 수 있었다.

비보장부분의 구성이 어떻게 변해왔는지를 보여주고 있다. 국민의료비에서 차지하는 공공의료비의 비중은 1998년 48.7%, 1999년 48.2%, 2000년 49.2%로 50% 미만에 머물던 것이 의약분업의 영향이 본격적으로 나타난 2001년에는 54.7%로 급격히 상승했다. 실효급여율<sup>7)</sup>도 마찬가지로 1998년 51.5%, 1999년 50.5%, 2000년 52.3%에서 2001년 56.9%로 크게 상승했다.

공공재원을 보다 세부적으로 보면, 1998년에는 정부재원 9.5%와 사회보장재원 39.3%, 1999년에는 각각 9.4%과 38.8%, 2000년에는 각각 9.9%와 39.3%로 비슷한 비중을 유지했으나, 2001년에는 정부재원은 10.2%, 사회보장재원은 44.6%로 모두 늘었으며 특히 사회보장재원의 증가가 눈에 띈다. 2001년 민간재원 의료비는 국민의료비의 45.3%이었지만 민간사회보험으로 분류되는 자동차보험 등을 제외한 순수한 가계본인부담은 37.0%이었다.

이러한 변화는 의약분업을 계기로 해서 우리나라 의료제도에 있어서 보장성이 크게 강화되었음을 의미한다. 의약분업제도의 시행은 우리의 공공의료비 비중 내지 의료보장 실효급여율을 일거에 5% 정도 상승시켰고 이를 통해 흔히 우리나라도 OECD 국가 중에서 재원구조 상의 예외적인 국가로 미국, 멕시코와 함께 거론되던 입장에서 약간은 벗어날 수 있게 된 것으로 보인다(OECD, 2001 및 2003).

### 3. 의약분업 전후 경상의료비의 기능, 재원, 공급자별 구성의 변화

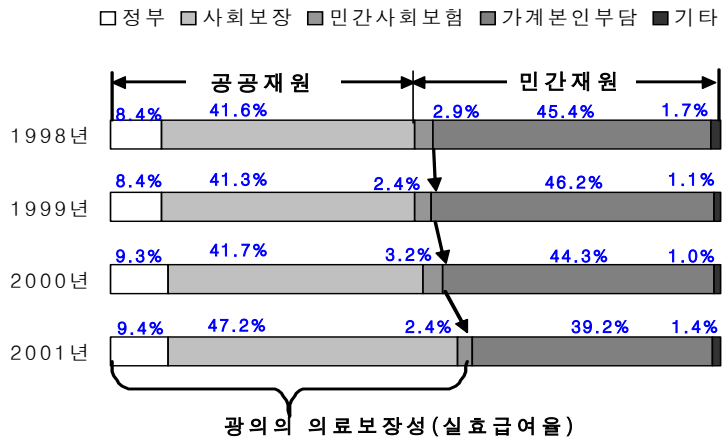
의료에 대한 시설 및 설비 투자액을 제외한 경상의료비나 개인의료비는 기능별, 재원별, 공급자별 구분이 더욱 큰 정책적 의미를 지닌다. 이러한 의미에서 본 절에서는 재원, 공급자, 기능(생산양식)별 경상의료비가 의약분업을 전후해서 어떠한 변화를 보였는지 고찰한다.

#### 1) 재원별 구성

<그림 1>에서 보듯이, 경상의료비의 경우 공공재원(정부재원 및 사회보장재원)이 차지하는 비중은 1998년 50.0%(8.4%, 41.6%), 1999년 49.7%(8.4%, 41.3%), 2000년 51.0%(9.3%, 41.7%)이던 것이 의약분업의 영향이 본격적으로 나타난 2001년에는 56.6%(9.4%, 47.2%)로 급격히 상승되었고, 의료보장 실효급여율 또한 1998년 52.9%, 1999년 52.1%, 2000년 54.2%에서 2001년 59.0%로 급격히 상승했다. 특히 사회보장재원의 증가가 커서 2001년 경상의료비의 절반 가까이 차지하게 되었다.

7) 자동차보험은 비록 민간재원으로 분류되어 있기는 하지만 사회보험으로서의 기능을 하고 있기 때문에 자동차보험재원의 의료비도 의료보장성을 나타내는 부분으로 간주할 수 있다. 따라서 국민의료비 중에서 광의의 의료보장성을 나타내는 부분은 공공재원과 민간사회보험재원을 합친 부분으로 볼 수 있다. 본고에서는 이를 '의료보장 실효급여율'이라고 지칭한다.

<그림 1> 경상의료비 자원구조의 변화



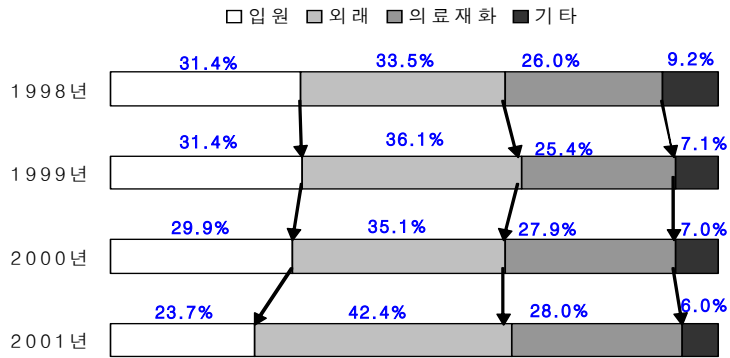
## 2) 기능별(생산양식별) 구성

현재 추계되어 있는 우리나라의 국민의료비는 OECD(2000)에서 제시하고 있는 기능별 분류 중 질병치료의 에피소드(episode of care)에 의한 기능별 분류보다는 생산양식(mode of production)에 의한 기능별 분류를 따르고 있다(정형선 외, 2003). 아직 치료와 재활의 구분, 장기요양케어의 구분이 뚜렷이 이루어지고 있지 못하기 때문이다.<sup>8)</sup>

경상의료비에 있어서의 생산양식별 구성을 보면, <그림 2>에서 보듯이 1998년 경상의료비의 31.4%이던 입원의료비가 2001년에는 23.7%로 줄은 반면, 외래의료비는 33.5%에서 42.4%로 늘어났다. 의약품을 중심으로 한 의료재화에 대한 지출 또한 26.0%에서 28.0%로 늘었다. 우리나라는, 입원의료비는 OECD국가들 중에서 가장 낮은 편에 속하고 외래의료비는 가장 높은 편에 속하는, 비교적 독특한 의료의 생산양식 구조를 가지고 있는 것으로 알려져 있다(OECD, 2003). 의약분업은 우리나라의 이러한 특징을 더욱 심화시킨 것으로 나타났다. 이는 의약분업이 외래부문과 의약품에 대한 지출을 늘였고 이에 따른 상대적 점유율이 변화한데 따른 것이다.

8) 필자가 2003.10 OECD 보건계정전문가 회의에서 외국의 사례를 확인한 결과, SHA에 의한 국민의료비 추계를 선도하고 있는 OECD의 10개국의 경우에도 실제로 정확한 의미의 질병치료의 에피소드에 따른 기능별 분류를 하고 있는 경우는 드물고 기관별 분류를 활용한 기능별 분류를 하고 있는 것을 확인할 수 있었다. 예를 들어서 독일의 경우 재활기관에서의 의료비를 전부 HC. 2. 재활 기능으로 분류하고 있었고, 상당수 국가에서 너싱홈에서의 지출을 전부 HC. 4 장기간호케어 기능으로 분류한다든지 하는 것이다.

<그림 2> 경상의료비의 기능별(생산양식별) 구성의 변화



<표 4>에서 보듯이 입원의료비에서 실효급여율 및 공공재원(정부재원 및 사회보장재원)비율은 1998년 각각 66.6% 및 57.7%(6.8% 및 50.9%), 1999년 각각 65.8% 및 58.4%(8.7% 및 49.7%), 2000년 각각 68.5% 및 58.2%(10.1% 및 48.1%)에서, 의약분업의 영향이 본격화된 2001년에는 각각 75.8% 및 66.4%(11.3% 및 55.1%)로 급격히 늘어났다. 외래의료비의 경우 실효급여율 및 공공재원(정부재원 및 사회보장재원)비율이 1998년 각각 45.3% 및 45.0%(3.9% 및 41.1%), 1999년 각각 45.8% 및 45.6%(4.8% 및 40.9%), 2000년 각각 46.4% 및 46.1%(4.9% 및 41.1%)에서, 의약분업의 영향이 본격화된 2001년에는 각각 49.6% 및 49.3%(5.0% 및 44.4%)로 급격히 증가되었다. 입원, 외래 모두 사회보장재원의 증가가 뚜렷하다.

의료재화에 대한 지출(의약품비 포함)에서 실효급여율 및 공공재원(정부재원 및 사회보장재원)의 비중은 1998년 각각 29.8% 및 29.6%(3.1% 및 26.5%), 1999년 각각 31.1% 및 30.9%(3.9% 및 27.0%)이던 것이 의약분업의 영향이 조금이나마 나타나기 시작한 2000년에는 각각 37.4% 및 37.2%(4.4% 및 32.8%), 의약분업의 영향이 본격화된 2001년에는 각각 50.1% 및 50.0%(4.8% 및 45.3%)로 급상승했다.



<표 4> 경상의료비의 기능 및 자원별 구분 (1998-2001)

(단위 : 백만원, %)

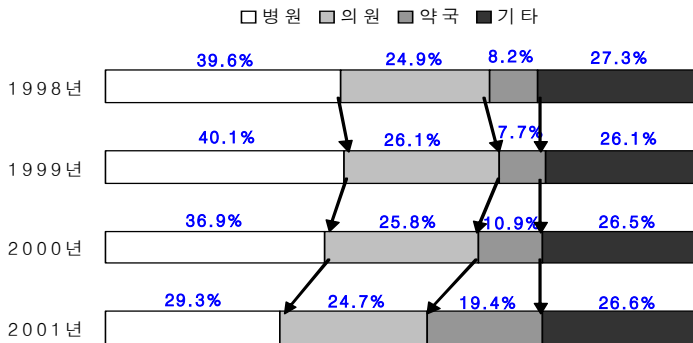
		1998년		1999년		2000년		2001년		
<b>경상의료비</b>		18,847,251		21,712,195		24,074,914		30,103,964		
입원	<b>입원 합계</b>	5,912,425	100.0%	6,820,790	100.0%	7,205,942	100.0%	7,122,521	100.0%	
	공공 재원	<b>소 계</b>	3,412,528	57.7%	3,984,199	58.4%	4,191,246	58.2%	4,727,761	66.4%
		정부재원	403,401	6.8%	593,118	8.7%	725,834	10.1%	806,774	11.3%
		사회보장재원	3,009,127	50.9%	3,391,081	49.7%	3,465,413	48.1%	3,920,987	55.1%
	민간 재원	<b>소 계</b>	2,499,897	42.3%	2,836,591	41.6%	3,014,695	41.8%	2,394,760	33.6%
		민간(사회)보험	523,866	8.9%	504,188	7.4%	741,152	10.3%	673,056	9.4%
		가계본인부담	1,929,591	32.6%	2,285,583	33.5%	2,225,323	30.9%	1,684,514	23.7%
		기 타	46,440	0.8%	46,820	0.7%	48,220	0.7%	37,190	0.5%
	외래	<b>외래 합계</b>	6,311,415	100.0%	7,841,436	100.0%	8,461,437	100.0%	12,769,628	100.0%
공공 재원		<b>소 계</b>	2,839,888	45.0%	3,578,021	45.6%	3,898,772	46.1%	6,301,089	49.3%
		정부재원	243,313	3.9%	372,990	4.8%	417,807	4.9%	637,528	5.0%
		사회보장재원	2,596,575	41.1%	3,205,032	40.9%	3,480,965	41.1%	5,663,560	44.4%
민간 재원		<b>소 계</b>	3,471,527	55.0%	4,263,415	54.4%	4,562,665	53.9%	6,468,539	50.7%
		민간(사회)보험	17,512	0.3%	16,806	0.2%	23,658	0.3%	37,591	0.3%
		가계본인부담	3,189,495	50.5%	3,942,999	50.3%	4,230,837	50.0%	5,910,898	46.3%
		기 타	264,520	4.2%	303,610	3.9%	308,170	3.6%	520,050	4.1%
의료 재 화		<b>의료 재화 합계</b>	4,892,428	100.0%	5,513,453	100.0%	6,722,134	100.0%	8,419,240	100.0%
	공공 재원	<b>소 계</b>	1,447,083	29.6%	1,705,522	30.9%	2,500,332	37.2%	4,212,147	50.0%
		정부재원	149,511	3.1%	215,018	3.9%	293,778	4.4%	400,602	4.8%
		사회보장재원	1,297,572	26.5%	1,490,504	27.0%	2,206,555	32.8%	3,811,545	45.3%
	민간 재원	<b>소 계</b>	3,445,345	70.4%	3,807,931	69.1%	4,221,802	62.8%	4,207,093	50.0%
		민간(사회)보험	10,380	0.2%	9,840	0.2%	14,441	0.2%	4,367	0.1%
		가계본인부담	3,434,965	70.2%	3,798,090	68.9%	4,207,361	62.6%	4,202,726	49.9%
	공중 위생 및 행 정 관 리	<b>합계</b>	1,730,982	100.0%	1,536,517	100.0%	1,685,401	100.0%	1,792,574	100.0%
		공공 재원	<b>소 계</b>	1,717,192	99.2%	1,527,907	99.4%	1,676,641	99.5%	1,784,224
정부재원			789,024	45.6%	645,909	42.0%	801,846	47.6%	976,049	54.4%
사회보장재원			928,168	53.6%	881,997	57.4%	874,795	51.9%	808,175	45.1%
민간재원			13,790	0.8%	8,610	0.6%	8,760	0.5%	8,350	0.5%

\* 여기서의 입원 및 외래는 한방병의원, 치과병의원, 보건소 등의 입원 및 외래도 포함함. 즉, 모든 의료기관의 입원 및 외래 기능을 포함하는 것임

### 3) 공급자별 구성

<그림 3>은 경상의료비가 각 요양기관별로 어떻게 구성되어 있는지 그 점유율을 보여주고 있다. 1998년의 전체 경상의료비 중에서 병원은 39.6%, 의원은 24.9%, 약국은 8.2%를 차지했었는데, 2001년에는 각각 29.3%, 24.7%, 19.4%를 차지한 것으로 나타났다. 즉, 병원의 점유율이 줄고 약국의 점유율은 크게 증가했다. 의약분업 이후 요양기관별 이용의 패턴이 바뀌었고 그 결과 요양기관별 의료비(요양기관의 입장에서는 수입) 구조가 크게 바뀐 것이다.

<그림 3> 경상의료비의 공급자별 구성의 변화



<표 5>에서 보듯이 요양기관 전체의 의료비는 의약분업 이후 크게 늘었으나, 그 대부분은 의원과 약국, 그 중에서도 특히 약국 의료비의 증가에 기인하고 병원 의료비는 제자리에 머물고 있다. 의원의 경우 수입의 증가에도 불구하고 약국의 상대적인 급성장으로 인해 <그림 3>에서는 점유율이 오히려 줄어든 것으로 나타났다.

병원의료비의 전체 규모가 1998년 7.5조, 1999년 8.7조, 2000년 8.9조로 늘다가, 2001년 공공재원의 증가에도 불구하고 8.8조에 머문 것은 <표 5>에서 보듯이 민간재원에 의한 병원의료비 부분이 1998년 3.2조, 1999년 3.7조, 2000년 3.9조로 늘다가 의약분업의 효과가 나타난 2001년에는 3.6조로 줄어든데 기인한다. 병원 내 약국의 폐쇄에 따른 의약품 판매비용의 감소가 결정적인 영향을 미친 것이다.

의원의료비 전체 규모는 1998년 4.7조, 1999년 5.7조, 2000년 6.2조, 2001년 7.4조로 꾸준히 늘어났고 특히 공공재원(정부재원 및 사회보장재원)이 1998년 2.6조(0.2조 및 2.4조), 1999년 3.2조(0.3조 및 2.9조), 2000년에 3.6조(0.3조 및 3.3조)이던 것이 2001년에는 4.9조(0.4조 및 4.5조)로 급격히 증가한 반면에, 민간재원의 규모는 1998년 2.1조, 1999년 2.5조, 2000년에는 2.6조로 증가하다가 2001년에는 2.5조에 머문 것은 의약분업 이후 의원의 수입원이 약제비에서 보험자부담의 기술료로 급격히 전환된 것을 보여준다.

약국의료비 전체 규모가 1998년 1.5조, 1999년 1.7조, 2000년 2.6조에서 2001년 5.8조로 급격히 늘어난 것은 <표 5>에서 보듯이 1998년 16백억 원으로 10.6%에 불과하던 약국 의료비에 있어서의 사회보장(건강보험)재원이 의약분업이 본격화된 2001년에는 3.4조 원, 64.3%로 급증한데 따른 것이다. 이와 같이 약국 의료비가 민간재원 중심에서 사회보장재원 중심으로 전환한 것은 사실이지만, 민간재원의 규모도 1998년 1.4조, 1999년 1.5조, 2000년에는 1.7조, 2001년에는 2.1조로 의약분업의 실시에도 불구하고 꾸준히 늘고 있는 것도 특징이다.

<표 5> 경상의료비의 공급자 및 자원 구분

(단위 : 백만원, %)

		1998년		1999년		2000년		2001년		
<b>경상의료비</b>		18,847,251		21,712,195		24,074,914		30,103,964		
병원	<b>병원 합계</b>	7,466,796	100.0%	8,717,323	100.0%	8,876,195	100.0%	8,816,952	100.0%	
	공공재원	<b>소 계</b>	4,232,484	56.7%	4,973,211	57.0%	5,001,078	56.3%	5,226,710	59.3%
		정부재원	583,300	7.8%	856,729	9.8%	985,873	11.1%	1,030,013	11.7%
		사회보장재원	3,649,184	48.9%	4,116,482	47.2%	4,015,205	45.2%	4,196,697	47.6%
	민간재원	<b>소 계</b>	3,234,312	43.3%	3,744,112	43.0%	3,875,117	43.7%	3,590,242	40.7%
		민간(사회)보험	347,085	4.6%	321,380	3.7%	446,407	5.0%	410,117	4.7%
		가계본인부담	2,887,227	38.7%	3,422,732	39.3%	3,428,710	38.6%	3,180,125	36.1%
의원	<b>의원 합계</b>	4,693,631	100.0%	5,662,154	100.0%	6,209,283	100.0%	7,434,610	100.0%	
	공공재원	<b>소 계</b>	2,611,657	55.6%	3,188,244	56.3%	3,601,491	58.0%	4,916,535	66.1%
		정부재원	175,341	3.7%	265,527	4.7%	312,121	5.0%	395,036	5.3%
		사회보장재원	2,436,316	51.9%	2,922,717	51.6%	3,289,370	53.0%	4,521,499	60.8%
	민간재원	<b>소 계</b>	2,081,974	44.4%	2,473,910	43.7%	2,607,792	42.0%	2,518,075	33.9%
		민간(사회)보험	165,881	3.5%	202,432	3.6%	313,532	5.0%	288,785	3.9%
		가계본인부담	1,916,093	40.8%	2,271,478	40.1%	2,294,260	36.9%	2,229,290	30.0%
약국	<b>약국 합계</b>	1,540,443	100.0%	1,665,515	100.0%	2,613,121	100.0%	5,831,960	100.0%	
	공공재원	<b>소 계</b>	163,297	10.6%	204,175	12.3%	912,363	34.9%	3,752,724	64.3%
		정부재원	-	0.0%	-	0.0%	63,428	2.4%	334,623	5.7%
		사회보장재원	163,297	10.6%	204,175	12.3%	848,935	32.5%	3,418,101	58.6%
	민간재원 (가계본인부담)	1,377,146	89.4%	1,461,340	87.7%	1,700,758	65.1%	2,079,236	35.7%	
기타	<b>기타 합계</b>	5,146,381	100.0%	5,667,203	100.0%	6,376,315	100.0%	8,020,442	100.0%	
	공공재원	<b>소 계</b>	2,409,254	46.8%	2,430,019	42.9%	2,752,060	43.2%	3,129,252	39.0%
		정부재원	826,608	16.1%	704,779	12.4%	877,842	13.8%	1,061,282	13.2%
		사회보장재원	1,582,646	30.8%	1,725,240	30.4%	1,874,218	29.4%	2,067,970	25.8%
	민간재원	<b>소 계</b>	2,737,127	53.2%	3,237,184	57.1%	3,624,255	56.8%	4,891,190	61.0%
		민간사회보험	38,793	0.8%	7,022	0.1%	19,312	0.3%	16,112	0.2%
		가계본인부담	2,373,584	46.1%	2,871,122	50.7%	3,239,793	50.8%	4,309,488	53.7%
기타		324,750	6.3%	359,040	6.3%	365,150	5.7%	565,590	7.1%	

\* 여기서의 병원 및 의원은 한방병의원, 치과병의원 등을 포함하고 있지 않음. 이들에서의 의료비도 본 연구에서는 모두 추계되어 있으나 <표 5>에서는 보건소와 함께 '기타'에 포함되어 있음

## VI. 맺는 말

본 연구에서는 OECD(2000)가 제시하고 있는 보건계정 구축 방식에 따라 국민의료비를 재원별, 기능별, 공급자별로 구축하고, 이를 바탕으로 그동안 국내에서 산출되어 왔던 재원-기능별 2차원 테이블 외에 공급자별 구분을 포함한 재원-공급자별 및 공급자-기능별 2차원 테이블(1998년, 1999년, 2000년, 2001년분)을 작성할 수 있었다. 이를 통해 OECD Health Data 2004부터 요구되고 있는 기능, 재원, 공급자별 계정을 모두 구분해서 수록할 수 있는 기반이 마련되었다.

이러한 추계자료를 바탕으로 본 연구에서는 의약분업체도를 전후해서 국민의료비 및 그 하위항목인 경상의료비와 개인의료비의 규모는 물론이고 경상의료비에 있어서의 재원, 기능, 공급자별 구조 변화를 분석한 바 그 요지는 다음과 같다.

첫째, 재원별 구성을 보면, 의약분업으로 이전에 가계의 부담으로 소비되던 의약품이 상당부분 건강보험이라는 보장제도의 틀 안에서 이루어지게 되었고 이에 따라 우리 의료제도의 보장성이 커졌다. 우리나라 국민의료비에서의 공공재원의 비중은 의약분업을 거치면서 처음으로 50%를 넘어서기 시작했고 2001년에는 54.7%를 기록했으며 의료보장 실효급여율은 56.9%에 달했다.

둘째, 기능(생산양식)별 구성을 보면, 입원의료비 비중이 줄어든 반면 외래의료비의 비중은 크게 늘었다. OECD 국가 중에서도 입원의료비가 가장 낮은 편에 속하고 외래의료비는 가장 높은 편에 속하는 비교적 독특한 의료의 생산양식 구조를 가지고 있는 우리나라가 의약분업을 통해서 이러한 구조를 더욱 심화시키게 된 것이다. 이는 의약분업 자체의 효과라기보다는 의약분업 시행과정에서 초래된 수가 구조의 변화에 기인하는 것으로 사료된다.

셋째, 공급자별 구성을 보면, 병원의 점유율이 줄고 약국의 점유율은 크게 증가했다. 병원의료비의 감소는 병원 내 약국의 폐쇄에 따른 의약품 판매비용의 감소가 결정적인 영향을 미친 것으로 보이며, 의원인 경우 약국의 상대적인 급성장으로 인해 점유율 자체는 제자리에 머문 것으로 나타났지만 의원의료비(수입)의 규모 자체는 크게 늘었다. 의원의료비의 구성이 약제비에서 보험자부담의 기술료로 급격히 전환되었으며, 약국 의료비가 민간재원 중심에서 사회보장재원 중심으로 전환되었지만 그럼에도 불구하고 약국의료비의 민간재원의 규모는 의약분업의 실시 후에도 꾸준히 늘었다.

## 참고문헌

- 권순원, “국민의료비 연구: 추계와 분석”, 한림대학교 사회과학연구소, 1986.
- “국민의료비의 추이와 의료비 안정화 대책”, 한국개발연구원, 1988.
- “국민의료비 증가추이와 안정화 방안”, 한국개발연구원, 1993.
- 김재용, “의약분업이 의료공급자의 행태변화에 미치는 영향”, 의약분업평가단, 2001.
- 류시원 · 이의경 · 황인경 · 박정영 · 신창우 · 김태현, “약국경영평가”, 한국보건사회연구원, 2001.
- 명재일 외, “국민의료비의 구조와 동향: 1985~1991”, 한국의료관리연구원, 1994.
- 명재일 · 홍상진, “국민의료비의 지출동향: 1985~1994”, 한국의료관리연구원, 1997.
- \_\_\_\_\_, “국민의료비의 지출동향: 1985~1995”, 한국의료관리연구원, 1998.
- 신종각, “의료보험 급여범위와 본인부담 실태 분석”, 『보건복지포럼』, 1997.
- 양봉민 · 이태진, “국민의료비 억제방안에 관한 연구”, 의료보험관리공단, 1989.
- 윤혜설, “의약분업 이후 병원 문전약국과 동네약국 이용자의 만족도 비교”, 연세대학교 보건대학원, 2001.
- 의료보험관리공단, “진료비 본인부담 현황분석”, 『최근의보동향』, 1998;141(6):1-5
- 이선미, “의약분업 실시에 따른 약국부문의 경영수지 변화 추계 연구”, 연세대학교 보건대학원 석사 논문, 2002.
- 이성규, “우리나라 국민의료비 추계에 관한 연구(1975~1993)”, 서울대학교, 1988.
- 이태진, “국민의료비 추계 및 의료비증가요인 분석”, 서울대학교, 1990.
- 장영식 · 도세록 · 고경환 · 이래연, “국민의료비 산출체계 개발 및 추정”, 한국보건사회연구원, 2002.
- \_\_\_\_\_ · 도세록 · 고경환 · 이래연, “2001년 국민의료비 추계”, 한국보건사회연구원, 2003.
- 정영호 · 강성호, “1996년 국민의료비 추계와 지출구조 분석”, 한국보건사회연구원, 1998.
- \_\_\_\_\_ · 이견직 · 강성욱, “국민의료비 산출모형 개발 및 추계”, 한국보건사회연구원 2000.
- 정형선, “OECD의 NHE와 한국의 국민의료비”, 《의료보장(상)》, 의료보험연합회, 1997.
- \_\_\_\_\_, “OECD의 개념에 따른 우리나라 약제비의 국제비교”, 《보건행정학회지》, 2003a;13(4):48-65.
- \_\_\_\_\_, “의약분업을 전후한 병의원 외래부문 및 약국 수입의 변화”, 《2003한국보건행정학회 후기학술대회 연제집》, 2003b;92-111.
- \_\_\_\_\_ · 이규식 · 장영식, 보건계정의 체계: OECD/SHA와 WHO/PG의 비교. 연세대학교보건과학연구소, 2003.
- 홍정기, 『국민의료비의 시계열 및 간접의료비용 추계』, 한국보건사회연구원, 1995.
- OECD, Measuring Health Care. Paris : OECD, 1985.
- OECD, System of Health Accounts. Paris : OECD, 2000.

Abstract

## Structural Change of Total Health Expenditure Caused by the Reform for Separation between Prescribing and Dispensing of Drugs in Korea

Hyung-Sun Jeong\*, Jae-hyun Lee\*\*

**\* Professor, Department of health administration, Yonsei University**

**\*\* TA, Department of health administration, Yonsei University)**

Total health expenditures of the years 1998-2001 according to the manual "System of Health Account" by OECD were estimated on the basis of various data. Data from both Urban Household Survey by National Statistical Office and National Health and Nutritional Survey by the Ministry of Health and Welfare in Korea were used to estimate expenditure that are financed by out-of-pocket payment of the patients, while national health insurance data etc. were used for the estimation of health expenditure that is financed by public funding sources.

A big reform for the separation between prescribing and dispensing of drugs (SPD reform) was introduced in Korea in the latter part of 2000. This reform was expected to have influenced overall aspects of Korean health care system. The estimation results of this study show what follows.

1. SPD reform augmented the public financing coverage in Korea. Share of public financing in total health expenditure increased from 48.7% to 54.7% for the three years between 1998 and 2001.
2. SPD reform strengthened unusual mix of health expenditure by mode of production in Korea compared with other OECD countries. Share of inpatient care in current health expenditure decreased from 31.4% to 23.7%, while share of outpatient care increased from 33.5% to 42.4% and share of drugs and other medical goods, from 26.0% to 28.0%.

Key Words: total and current health expenditure, system of health accounts(SHA), reform for separation between prescribing and dispensing of drugs (SPD reform), public share in health expenditure

## 고콜레스테롤혈증 약물치료대안의 비용-효과 분석

고수경 · 양봉민

(서울대학교 보건환경연구소 선임연구원 · 서울대학교 보건대학원 교수)

### < 목 차 >

I. 연구의 배경 및 필요성 .....	97
II. 이론적 고찰 .....	98
III. 연구모형 및 자료 .....	100
IV. 비용 및 효과 추정 .....	101
V. 비용-효과 분석 결과 .....	109
VI. 요약 및 결론 .....	114
참고문헌 .....	115
abstract .....	123

### I. 연구의 배경 및 필요성

고콜레스테롤혈증이란 콜레스테롤을 운반하는 지단백의 생합성이 증가하거나 분해가 감소되어 지단백 대사장애로 인하여 혈장내의 콜레스테롤이 증가하는 것을 말하며 고지혈증의 대표적 유형이다. 고콜레스테롤혈증, 특히 저밀도 지단백 콜레스테롤이 높을 경우 동맥경화증 및 뇌졸중의 위험이 높아지며, 또한 낮은 고밀도 지단백 콜레스테롤 또한 관상동맥질환의 위험요인으로 지적되고 있다. WHO는 전세계적으로 뇌혈관질환 중 18%, 허혈성심질환 중 56%가 고콜레스테롤혈증으로 인한다고 추정한다. 이는 전체 사망의 7.9%와 전체질병부담의 2.8%에 해당된다(WHO, 2002).

우리 나라에서도 식습관과 생활양식의 변화로 인한 단백질과 지질의 섭취 증가에 따른 혈중 콜레스테롤치와 중성지방치 증가 추세와 함께 이와 관련된 심혈관질환의 발생률 및 사망률이 지속적으로 높은 상태로 유지되고 있어 고콜레스테롤혈증에 대한 관심이 높아지고 있다. 고콜

레스테롤혈증을 치료할 경우 관상동맥질환의 위험이 감소하기 때문에 여러 치료제들이 국내에서 사용되고 있다. 약물치료대안을 선택함에 있어서 약물의 효능이나 부작용, 순응도 뿐 아니라 투약비용 또한 고려하는 것이 필요한데, 이는 비용과 효과를 모두 고려한 약물치료대안의 선택을 통해 사회전체적인 관점에서 볼 때 최소의 비용으로 최대의 효과를 얻는 것이 가능하기 때문이다.

그럼에도 불구하고 우리나라에는 고콜레스테롤혈증 치료와 관련하여 약물들의 치료효과에 대한 임상연구결과만 일부 존재할 뿐 비용분석을 통해 약물간 비용-효과성을 비교한 연구는 거의 없고, 또한 각 약제별로 약물의 효과에 대비한 약가의 적절성 여부도 검증되고 있지 않은 것이 현실이다. 이에, 본 연구는 주로 사용되는 콜레스테롤 강하제들에 대한 경제성평가를 실시하여 고콜레스테롤혈증 약물치료대안의 선택 및 적정수준의 약가결정에 대한 지침을 제공하고자 하였다.

## II. 이론적 고찰

### 1. 비용-효과분석 및 약물경제성 평가

비용-효과 분석(Cost-Effectiveness Analysis)은 여러 사업대안이 가져다 주는 효과의 성격이 동일하지만 성취수준이 다를 경우에 적용하는 것으로 비용 한 단위당 최대의 효과를 갖거나 혹은 단위 효과당 최소의 비용이 드는 대안을 선택하는 것을 말한다. 비용-효과 분석은 측정하고자 하는 효과가 동일한 성질이면 비교되는 대안의 성격에 무관하게 다소 광범위하게 적용된다. 비용-편익 분석과 같은 평가기법은 서로 다른 산출물을 갖는 사업간에도 순편익을 비교함으로써 자원의 분배적 효율의 문제를 다룰 수 있는 반면, 비용-효과 분석은 주로 최소의 비용으로 최대의 산출을 얻는 기술적 효율의 문제를 주로 다루게 되고, 약물의 효과를 비교할 때 특히 많이 활용된다. 비용-효과 분석을 실시할 때는 가장 먼저 문제를 규명하고, 이를 해결하기 위한 대안을 고려한다. 그리고 난 후 각 사건의 발생확률을 구하고 각 대안의 순비용을 추정한다. 이로서 각 대안별 비용-효과비(cost-effectiveness ratio)를 비교하여 가장 최적의 대안을 결정한다.

비용-효과분석의 방법론으로 결정분석(decision analysis)과 메타분석(meta-analysis)이 사용된다. 결정 분석시에는 의사결정상의 모든 대안과 그에 따른 상황을 결정수형의 형태로 작성한 후, 각 단계별 확률을 적용하여 최종적으로 가능한 모든 대안간의 효과를 확률값으로 비교하게 된다. 이 때 확률을 구하기 위한 방법으로는 기존문헌의 체계적 검토, 메타 분석, 임상실험 실시를 통한 일차자료의 수집, 전문가의 의견을 참조하는 방법 등을 사용하게 된다.

메타분석은 체계적인 문헌 고찰법의 일환으로서 동일한 주제에 대한 개별적 연구들로부터의



분석결과를 단위로 하여 통계적 재분석을 실시하는 과정이다. 즉, 동일한 주제에 대한 기존의 연구 결과들을 체계적으로 통합하여 하나의 총합적인 결과를 얻어내는 분석방법이다. 특히 이 방법은 기존의 연구가 규모면에서 너무 작아 개별적 연구결과를 보편적인 결과로 받아들일 수 없는 경우에 매우 유용하다. 이러한 메타-분석에는 질적분석과 양적분석이 수반된다. 즉, 질적 분석을 통하여 연구들간의 동질성 여부를 파악하며, 양적분석을 통해서는 개별 연구들로부터 얻은 각각의 효과 추정치를 종합하여 하나의 유효크기를 추정하거나 비교함으로써 통계적 검정력을 증가시켜 개별 연구로부터의 결과보다 일반화 가능성이 높은 결과를 얻게 된다.

특히 메타-분석은 비용-효과 분석 등의 경제성 평가와 관련하여 대규모 임상시험 수행의 경제적, 기술적 어려움으로 인해 효과를 추정할 수 있는 일차 자료에의 접근이 어려울 경우, 이 방법을 통하여 기존 임상시험 결과에 대한 체계적 고찰을 실시함으로써 원하는 정보를 얻을 수 있다. 메타 분석은 문헌고찰 과정이 체계적이어서 불편추정치에 가장 근접한 값을 얻을 수 있고, 사전에 표본 크기와 여러 다른 측면을 고려하여 분석대상연구를 가려냄으로써 연구자의 임의조작을 막을 수 있으며, 반복연구를 통한 재생산성이 가능하다는 등의 이점으로 인하여 널리 사용되고 있다. 그러나 이미 출간된 연구결과를 이용할 수 밖에 없으므로 통합된 수치가 한쪽으로 치우친 경향(publication bias)을 나타낼 수 있는 단점이 있다.

## 2. 고콜레스테롤혈증의 진단 및 치료

혈액의 주요지방질은 콜레스테롤, 인지질, 트리글리세리드 등이며, 이들이 순환계에 비정상적으로 축적되면 동맥경화발생의 중요한 원인이 될 수 있다. 혈중 콜레스테롤 수치가 높으면 죽상경화증이 악화되고 합병증으로서 심혈관계 사망률이 증가하게 된다. 고지혈증은 고혈압, 흡연과 함께 동맥경화증의 3대 위험인자이다. 동맥경화증은 발생하는 혈관에 따라서 임상양상이 달라지게 되는데, 주로 문제가 되는 것은 관상동맥, 뇌혈관, 대동맥 등에 발생하는 경우이다. 이러한 관상동맥질환의 경우 서구에서 주요한 사망원인으로 알려져 있고 국내의 경우도 점점 증가하는 추세에 있기 때문에 임상적으로 고지혈증의 관리는 주로 이러한 관상동맥질환의 예방에 초점을 두고 있다. 대동맥에 발생하는 죽상경화는 중년이후에 흔히 관찰되며 고콜레스테롤혈증, 당뇨병, 흡연, 고혈압 등이 촉진하는 인자로 알려져 있다. 심한 죽상경화증은 주로 복부대동맥 특히 신동맥 이하 부위를 많이 침범하며 복부 동맥류 혹은 대동맥 박리증 등을 야기시키고, 이런 상태에서는 대동맥의 파열로 인해서 사망하기도 한다.

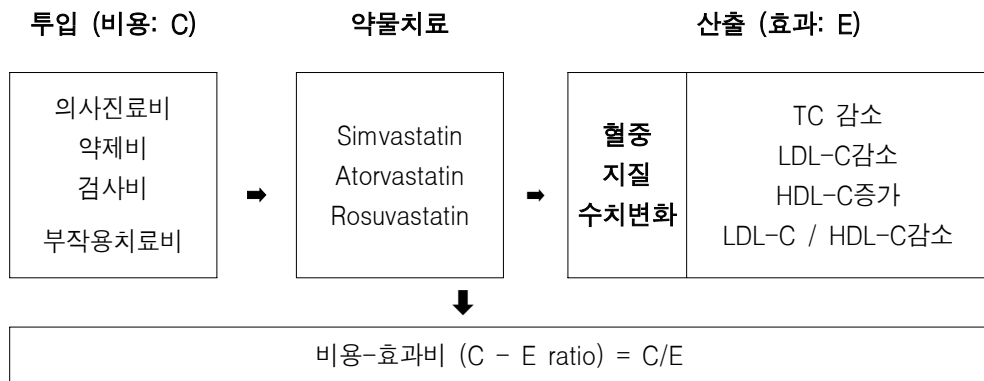
고지혈증의 치료는 식이요법과 운동으로 대표되는 치료적 생활습관교정(therapeutic lifestyle change, TLC)과 약물치료로 구분할 수 있다. TLC는 모든 고지혈증 환자에서 수행되어야 하며 약물치료를 수행한다고 할지라도 식이요법과 운동은 유지할 수 있도록 해야 한다. 고콜레스테롤혈증의 치료에 사용되는 약제로는 HMG-CoA 환원효소 억제제인 스타틴 계열의 약물과 담즙산 결합제, 니코틴산, 피브레이트 등이 있다. HMG-CoA 환원효소 억제제인 스타틴계 콜레스테롤 강하제는 LDL 콜레스테롤을 억제하는 가장 강력한 약물이며, 일반적으로 큰 부작용

이 없어 안전성이 높으며 또한 복용하기 간편하여 복용순응도도 높아 현재 우리나라에서도 가장 많이 쓰인다.

### Ⅲ. 연구모형 및 자료

본 연구는 경제성평가 기법 중 비용-효과 분석을 이용하여 고콜레스테롤혈증 약물치료대안의 경제성을 평가하였으며, 경제성평가의 대상이 된 약제는 임상에서 가장 광범위하게 처방되고 있는 스타틴계 콜레스테롤 강하제 중 시장점유율이 높은 Simvastatin과 Atorvastatin 및 곧 국내시장에 진입할 예정인 Rosuvastatin 등 세 가지로 하였다. 이들 약물대안에 대해 동일한 효과 한 단위를 얻을 수 있는 비용(비용-효과비)을 비교하여 가장 비용-효과적인 약물치료대안을 제시하는 것이 본 연구의 주요 목적이다. 본 연구에서 효과는 총콜레스테롤(TC: Total Cholesterol) 감소, 저밀도 지단백 콜레스테롤(LDL-C: Low-Density Lipoprotein Cholesterol) 감소, 고밀도 지단백 콜레스테롤(HDL-C: High-Density Lipoprotein Cholesterol) 증가, LDL-C / HDL-C 감소 등의 4가지로 측정하였다. 본 연구에서 사용한 고콜레스테롤혈증 치료제의 비용-효과 분석모형을 간단히 나타내면 다음 <그림 1>과 같다.

<그림 1> 고콜레스테롤혈증 약물치료대안의 비용-효과분석 모형



본 연구에서는 위 분석모형을 simvastatin, atorvastatin, rosuvastatin 각각에 대해 적용, 약제별 비용-효과비를 산출하여 가장 효율적인 약물치료대안을 제시하게 되며, 세 가지 약물에 대해 투여용량별(10mg, 20mg, 40mg)로 별도의 약물치료대안을 가정한다. 즉, 이 모형에서 비교되는 약물치료대안은 9개(약제3종류x용량3가지: R10, R20, R40, A10, A20, A40, S10, S20, S40)이고, 비용-효과비는 각각의 혈중 콜레스테롤수치 변화 한 단위(본 연구에서는 %변화)당

소요되는 비용으로 정의된다. 비용-효과분석의 해당기간(본 연구에서는 1년) 동안 약제 투여용량은 조절하지 않는다고 가정되며, 분석대상약제 중 rosuvastatin 의 경우 현재 약가가 정해지지 않은 상태이므로 atorvastatin 의 가격을 현재 가격으로 간주한다.

## IV. 비용 및 효과 추정

### 1. 비용의 추정

#### 1) 비용의 범위 및 비용분석의 관점

치료대안에 대한 경제성평가에서 비용은 의사진찰료, 약제비, 조제료, 검사비 등의 직접비용과 의료기관 방문에 따르는 교통비용 및 시간비용 등의 간접비용, 치료에 따르는 부작용 발생으로 인한 부작용 관리비 및 치료에 의한 합병증 예방으로 절감되는 비용 등의 파생비용, 통증이나 기능상실에 따르는 무형의 비용 등을 고려할 수 있으나, 본 연구에서는 이 중 분석모형에서 제시된 진찰료, 약품비, 조제료, 검사비 등 직접비용과 부작용 관리비만을 포함하고 간접비용이나 무형의 비용 등은 고려하지 않는다. 비용 분석의 관점은 원칙적으로 보건의료프로그램의 관점으로, 적절한 치료지침에 따라 서로 다른 스타틴계 약제로 치료받는 환자를 가정하여 환자 1인당 소요되는 비용(본인부담 및 보험자부담)을 산출하여 효과의 추정결과와 함께 분석한다.

#### 2) 비용의 추정 결과

고콜레스테롤혈증의 치료에 소요되는 비용은 크게 약제비, 모니터링 비용(의사 방문료, 검사료, 약국조제료), 부작용 관리비 등으로 구분되며, 각각의 비용 추정 결과는 다음과 같다.

##### (1) 약제비

약제비는 건강보험심사평가원에서 고시한 보험약가화일(2003년6월27일 현재, 약제별 상한가)에서 제시된 약가를 사용하여 추정하였다<sup>1)</sup>. Rosuvastatin의 경우 약가가 아직 정해지지 않았으므로 본 연구에서는 가장 최근에 사용되기 시작한 atorvastatin과 약가가 동일하다고 가정하였고, atorvastatin의 경우 단일 품목만 사용되고 있으므로 이 품목의 약가에 근거하였다. simvastatin의 경우 2003년 초 특허기간이 만료되고 제너릭 의약품 생산이 허용됨에 따라, 비

1) 본 연구의 대상이 되는 스타틴계 고지혈증 치료제는 모두 전문의약품으로 의사의 처방이 있어야 하므로 병의원을 경유하여 약을 조제한다고 가정하여 약제비 산출을 위한 약가는 보험약가를 이용한다.

교적 많은 종류의 약제들이 사용되고 있으며 약제 가격도 다양하나, 오리지날 의약품의 매출액이 전체 simvastatin 매출액의 95%<sup>2)</sup>에 달하고 있음을 고려할 때 오리지날 의약품의 가격만을 본 연구에서 사용하여도 무리 없을 것으로 판단되어 simvastatin 제너릭은 본 연구에서 고려하지 않았다. 각 약물치료대안별 약제비 산출에서 모든 약제는 단위 용량을 1일 1정씩 매일 빠뜨리지 않고 복용하는 것으로 가정하였다<sup>3)</sup>.

각 약물치료대안별 1년간 약제비는 atorvastatin 10mg 또는 rosuvastatin 10mg을 1년간 투여했을 경우 약제비는 461,360원으로 simvastatin 20mg이나 simvastatin 40mg을 1년간 투여했을 경우의 약제비 456,615원과 비슷하다. 동일용량간 약제비를 비교할 경우에는 40mg 용량의 경우 simvastatin의 약제비가 현저하게 낮게 나타나는데 이는 simvastatin 40mg의 약가가 simvastatin 20mg과 동일하게 결정되어 있기 때문이다.

<표 1> 약물치료대안에 따른 약제비

성분명	용량	보험약가 (원)	치료대안	약제비 (1년, 원)
rosuvastatin	10 mg	1,264	R10	461,360
rosuvastatin	20 mg	1,882	R20	686,930
rosuvastatin	40 mg	2,893	R40	1,055,945
atorvastatin	10 mg	1,264	A10	461,360
atorvastatin	20 mg	1,882	A20	686,930
atorvastatin	40 mg	2,893	A40	1,055,945
simvastatin	10 mg	825	S10	301,125
simvastatin	20 mg	1,251	S20	456,615
simvastatin	40 mg	1,251	S40	456,615

## (2) 모니터링 비용

약물투여기간 동안에 행해지는 환자의 의사방문 및 처방에 의한 약국조제, 약물반응평가, 약물부작용 평가 등의 모니터링 비용 추정을 위한 의사의 진찰료, 검사료 및 약국조제료 등은 국민건강보험공단의 건강보험요양급여비용(2003년 1월 1일 현재)에 수록된 건강보험요양급여행위의 수가를 이용하였다. 약물치료를 받는 고콜레스테롤혈증 환자는 아래에 제시된 투약모니터링 과정에 따라 의사방문 및 투약을 위한 조제, 약물반응평가 및 부작용평가를 위한 검사 등을 받는다고 가정되어 의사진료료, 약국조제료, 검사료 등이 산출된다.

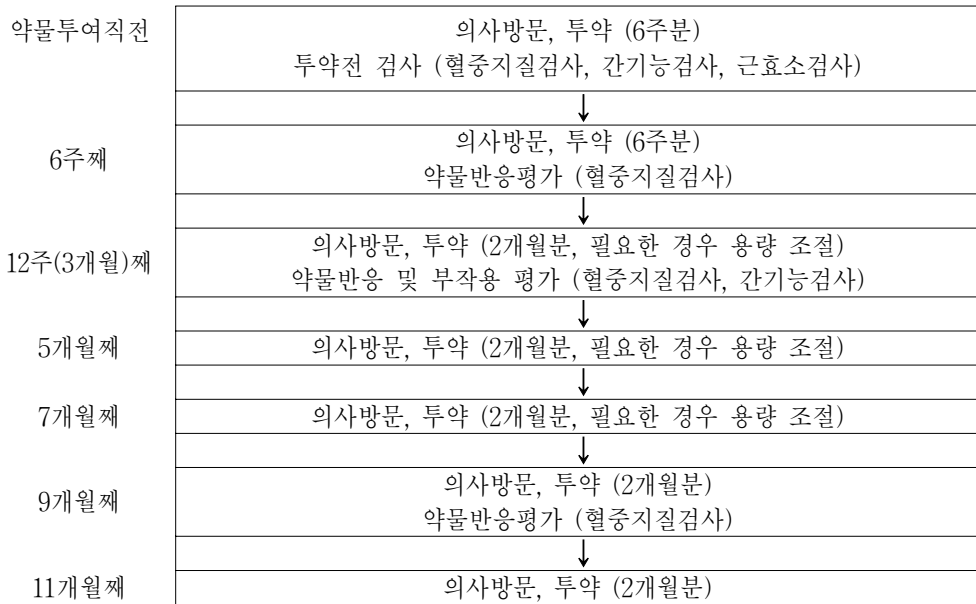
약물치료 시작후 1년간 환자의 비용추정을 위한 투약 모니터링과정은 NCEP ATP III, 국내 고지혈증 치료지침 제정위원회 및 임상외(내분비내과, 가정의학과 등)의 자문 등을 거쳐 결정

2) 자료: IMS, 스타틴계 고지혈증 치료제 시장 분석, 2003년 1/4분기 현재 자료

3) 이는 약제를 10mg 투여할 경우 20mg 1정을 1/2로 나누어 복용하거나, 20mg을 투여할 경우 10mg을 2정 복용하지 않는다는 것을 의미한다. 이러한 가정은 현재의 보험약가가 용량에 비례하여 결정된 것이 아니기 때문에 필요하다.

하였으며, 이러한 모니터링과정은 투여되는 스타틴 제제의 종류나 용량에 관계없이 동일하다고 가정된다. 약물치료를 받는 고콜레스테롤혈증 환자는 투약전 간기능검사(AST/ALT) 및 근효소검사(creatine phosphokinase) 등을 시행하고 투약후 3개월째에 약물부작용 평가를 위한 간기능검사를 시행하며 이후 6개월 간격으로 약물반응평가를 위한 혈중지질검사(TC, LDL-C, HDL-C, TG)를 시행한다. 이 때, 혈중지질수치 중 LDL-C수치는 측정된 TC, TG, HDL-C수치를 이용하여 공식4)에 의해 산출하는 것이 일반적이므로 LDL-C검사는 시행하지 않는다고 가정하였다. 검사가 없는 기간 동안 투약을 위한 방문은 장기투약환자의 평균적인 처방관행을 고려하여 2개월 간격으로 이루어지는 것으로 가정하였다(그림 2).

<그림 2> 콜레스테롤 강하제 투여시의 투약모니터링과정



위의 모니터링과정을 이용하여 산출한 모니터링비용이 <표 2>에 제시되어 있다. 의사진료료의 경우 고콜레스테롤혈증 치료 초기 1년간 7회의 의사방문이 이루어지고 1회당 의사방문비용은 8,971원으로 추정하였으므로 1년간의 의사진료료는 62,800원이다. 검사료의 경우 고콜레스테롤혈증 치료 초기 1년간 4회의 지질검사(1회당 검사료 8,840원) 및 2회의 간기능검사(1회당 검사료 3,000원), 1회의 근효소검사(1회당 검사료 3,080원)가 이루어지는 것으로 가정하였으므로 1년간의 검사료는 44,440원이다. 약국조제관련비용은 투약모니터링과정에 따르면 고콜레스테롤혈증 환자는 약물치료 초기 1년간 7회의 약국방문을 하게 되며, 이 중 2회는 6주분, 5회는 8주분의 약제를 조제받게 된다. 약국조제관련비용 중 처방전에 의한 조제료와 의약품관리료는 조제일수에 따라 달라지며, 처방전에 의한 조제료는 30일분 초과시는 모두 동일하나 의

4)  $LDLC = TC - HDLC - TG/5$

약품관리료는 40일분 이상 59일까지의 경우와 60일분이상 89일까지가 달리 적용된다. 따라서, 약국조제관련비용 중 약국관리료, 기본조제기술료, 복약지도료, 처방전에 의한 조제료는 7회 모두 동일하게 적용하고, 의약품관리료는 2회는 3,150원, 5회는 3,650원을 적용하여 약국조제관련비용을 산출하면 78,730원이 된다. 이렇게 산출한 총모니터링비용은 185,970원이 된다.

<표 2> 모니터링 비용

구분	수가항목	건강보험수가(원)	시행횟수	비용(원)
진찰료(재진료)	종합전문요양기관	10,800		
	종합병원	9,500		
	병원	8,200		
	의원(가)군	7,670		
	진찰료 가중평균 (1회당)	8,971	7	62,800
지질검사료	총콜레스테롤 (TC)	1,460		
	HDL 콜레스테롤 (HDL-C)	4,670		
	트리글리세라이드 (TG)	2,710		
	지질검사료 계 (1회당)	8,840	4	35,360
간기능검사료	AST (SGOT)	1,500		
	ALT (SGPT)	1,500		
	간기능검사료 계 (1회당)	3,000	2	6,000
근효소검사	CPK (creatine phosphokinase)	3,080	1	3,080
약국조제관련비용	약국관리료(방문당)	620	7	4,340
	기본조제기술료(방문당)	150	7	1,050
	복약지도료(방문당)	520	7	3,640
	처방전에 의한 조제료(30일분초과시)	6,450	7	45,150
	의약품관리료(40일분 이상 59일)	3,150	2	6,300
	의약품관리료(60일분 이상 89일)	3,650	5	18,250
	약국 조제료 계 (1회당)			78,730

주1. 의원급 진찰료의 경우 내과와 가정의학과가 속한 가군의 진찰료에 근거함.

주2. LDL-C의 경우 다른 혈중지질수치를 기초로 계산에 의해 산출하므로 비용 산출과정에서 제외됨.

주3. 약국 의약품관리료는 조제가6주~2개월 간격으로 발생하는 것에 근거함.

주4. 진찰료는 고콜레스테롤혈증 환자가 약물을 투여받기 위해서는 종합전문요양기관, 종합병원, 병원, 의원 외래를 방문하여 의사의 처방을 받아 약국에서 조제하게 됨을 고려하여, 각 의료기관을 방문하는 비율을 반영하여 산출한 것임. 고콜레스테롤혈증 환자가 약물치료를 받기 위해서는 이미 상당기간 전에 고콜레스테롤혈증의 진단이 이루어진 상태이므로 진찰료 중 초진료는 고려하지 않았으며, 방문 의료기관의 분포비율은 건강보험통계연보 상에 나타난 2001년 건강보험 외래진료비 비율을 기초로 산출하였음. 이 때, 의원의 경우 고콜레스테롤혈증 치료는 주로 내과와 가정의학과에서 이루어진다는 전문가 의견을 참고하여, 종합전문요양기관, 종합병원, 병원, 내과 의원, 가정의학과 의원의 외래진료비 합계를 100으로 하여 각각의 비율을 구하였음. 이렇게 산출된 방문의료기관의 분포비율은 종합전문요양기관, 종합병원, 병원, 의원이 각각 24.4%, 25.5%, 13.4%, 36.7%였으며<sup>5)</sup>, 이 분포비율을 이용하여 산출한 의사 진찰료는 1회당 8,971원이었음.

5) IMS의 스타틴 제제 시장 분석 자료에 의하면, 2003년 1/4분기 현재 스타틴 제제의 의원 대 병원의 판매액 비중이 35:65정도이므로, 위의 방문의료기관분포비율(의원:병원=37:63)에 대한 가정은 비교적 타당한 수치를 나타낸다고 판단된다.

### (3) 부작용 관리비

스타틴계 고콜레스테롤혈증 치료제 복용으로 인한 부작용 관리비 추정을 위해서는, 약물별 주요 부작용, 부작용 발생율, 증상별 총진료비 등의 자료가 필요하다. 최근까지의 보고에 의하면 스타틴계 콜레스테롤 강하제의 경우 다른 콜레스테롤 강하제에 비해 안전성이 높은 것으로 보고되고 있으며, 스타틴 제제 투여시 나타나는 부작용의 대부분은 증상이 경미하고 일과성이어서 특별한 치료없이도 참을만하거나 투약을 중단하는 경우 증상이 소실되는 경우가 대부분이다. 따라서, 투약과 관련한 부작용 발생시의 비용은 그 크기가 극히 미미한 수준에 불과하여 총비용에서 고려하지 않는다고 하여도 연구결과에는 영향을 미치지 않을 것으로 판단되나, 본 연구에서는 일단 이를 총비용에 포함하여 분석하였다. 약제 종류와 약제용량별 부작용 발생 비율에 대한 자료는 본 연구의 비용-효과분석에서 사용되는 세 가지 약제와 세 가지 용량을 모두 포함한 대규모 임상시험인 STELLAR (Statin Therapies for Elevated Lipid Levels compared Across doses to Rosuvastatin) 임상자료로부터 추출하였으며, 본 연구에서 부작용 관리비 추정을 위해 사용한 부작용 발생율<sup>6)</sup>은 <표 3>과 같다.

<표 3> 스타틴 약제 투여시의 부작용 발생율(%)

약제	용량 (mg)	부작용 발생률			근육통 발생률		간기능검사 이상비율
		전체	심각	치료중단	전체	치료중단	
Rosuvastatin	10	42.8	1.9	1.3	3.8	0.6	0.0
Rosuvastatin	20	43.0	0.6	3.0	3.6	0.6	1.2
Rosuvastatin	40	43.3	0.0	1.9	1.9	0.0	1.3
Atorvastatin	10	40.5	1.3	1.3	2.5	0.6	0.0
Atorvastatin	20	49.4	0.6	3.2	6.4	0.6	1.9
Atorvastatin	40	46.3	1.9	7.5	3.1	1.9	0.6
Simvastatin	10	45.1	1.2	3.7	4.3	0.6	0.6
Simvastatin	20	41.1	0.6	1.8	3.7	0.0	0.0
Simvastatin	40	44.0	3.1	1.9	1.3	0.0	0.6

자료. STELLAR 임상시험

부작용 관리비 추정을 위한 가정은 다음과 같다. 첫째, 근육통이 발생한 경우 근효소검사(cpk)를 추가로 실시한다. 둘째, 치료를 중단할 정도의 근육통이 발생한 경우 근육통 치료를 받는다. 셋째, 간기능검사상 이상소견(>3 x ULN)이 보일 경우 간기능검사를 추가로 실시한다. 근육통 치료 비용은 건강보험통계연보(2001년 현재)상의 질병소분류별 외래 다빈도상병 급여 현황에 대한 자료에서 근염에 대한 건당 보험진료비 27,690원<sup>7)</sup>을 추출한 후, 이 금액에 건강

6) 스타틴계 약제의 경우 부작용 발생율이 극히 적다는 것이 이미 보고되어 있으므로, 부작용 발생율 추정을 위한 별도의 메타분석은 시행하지 않음.

7) 여기에서 2001년 보험진료비를 2003년 시점에 인상된 것으로 가정하지 않았는데, 이는 2002년의 수가 인하조치 및 2003년의 수가인상조치로 인해 2001년과 2003년의 건강보험수가가 거의 유사한 수준으로 결정되었고, 또한 근육통 발생비율을 고려한 치료비용의 규모가 1,000원에도 채 미치지 못하여 정교한

보험 외래 진료비의 비급여비율 33.8% (이진경, 2002)을 반영하여 추정하였다. 이렇게 추정한 근육통 치료비용은 41,828원이었으며, 이 금액을 약제종류 및 용량별 치료중단 근육통 발생율에 곱하여 비용-효과 분석에서 사용될 근육통 치료비용의 추정치를 산출하였다. 이에 따르는 부작용 관리비(모니터링 과정에 관계없이 동일)를 추정한 결과는 다음 <표 4>과 같다. 표에서 보다시피, 부작용 관리비는 최소 58원에서 최대 908원으로 극히 미미한 수준이다.

<표 4> 연간 부작용 관리비

대안	근육통발생에 따른 CK검사추가비용 (원)	이상소견 발생시 간기능검사추가비용 (원)	심한 근육통 발생시 근육통 치료비용 (원)	부작용관리비 계 (원)
R10	117	-	251	368
R20	111	36	251	398
R40	59	39	-	98
A10	77	-	251	328
A20	197	57	251	505
A40	95	18	795	908
S10	132	18	251	401
S20	114	-	-	114
S40	40	18	-	58

#### (4) 1년간 약물치료시의 총비용

비용-효과분석 모형에 따른 각 약물치료대안별로 1년간 약물치료시의 총비용을 구하면 다음 <표 5>와 같다. 각 약물치료대안별로 모니터링비용의 차이가 없고 부작용관리비의 차이 역시 무시할 만한 수준에 있어, 총비용의 차이는 주로 약제비의 차이에 기인한다는 것을 알 수 있다. 결과적으로 simvastatin의 경우에 총비용이 가장 적으며, rosuvastatin 10mg과 atorvastatin 10mg의 경우 simvastatin 20mg 혹은 40mg과 유사한 비용수준을 나타내고 있다.



&lt;표 5&gt; 고콜레스테롤혈증 약물치료시 1년간 비용 합계

대안	약제비 (원)	모니터링비용 (원)	부작용관리비 (원)	총계 (원)
R10	461,360	185,970	368	647,698
R20	686,930	185,970	398	873,298
R40	1,055,945	185,970	98	1,242,013
A10	461,360	185,970	328	647,658
A20	686,930	185,970	505	873,405
A40	1,055,945	185,970	908	1,242,823
S10	301,125	185,970	401	487,496
S20	456,615	185,970	114	642,699
S40	456,615	185,970	58	642,643

## 2. 효과의 추정

### 1) 효과의 형태 선택 및 효과 추정시의 가정

비용-효과 분석에서는 대상 질병의 특성, 연구기간 및 연구목적 등에 따라 혈중 콜레스테롤 수치의 변화 같은 중간산출(intermediate outcome)에서 연장된 수명(QALY: Quality adjusted life years)과 같은 최종산출(final outcome)에 이르기까지 다양한 효과형태가 존재한다. 본 연구에서와 같이 고콜레스테롤혈증 약물치료대안의 비용-효과분석을 실시하는 경우에도 효과의 형태는 다양하게 선택할 수 있다. 본 연구에서 선택한 효과 형태는 투약전 혈중 콜레스테롤 수치와 비교하여 투약후 수치가 얼마나 변화하였는가에 대한 것이며, 이는 효과형태 중 중간산출에 해당한다. 효과 측정을 위한 혈중 콜레스테롤 수치는 총콜레스테롤(TC), 저밀도 지단백 콜레스테롤(LDL-C), 고밀도 지단백 콜레스테롤(HDL-C) 및 LDL-C / HDL-C 등 4가지를 선택하였다. 이러한 효과의 중간산출 형태는 혈중 콜레스테롤 수치를 변화시킴으로써 동맥경화증 등의 심혈관계 질환의 발생을 및 이로 인한 사망률을 유의하게 감소시킬 수 있다는 사실이 이미 보고되어 있기 때문에 의미가 있다.

한편, 실제 약물치료과정에서 약물의 효과는 약제별 복용순응도의 차이에 의해 영향을 받을 수 있고, 투약과정에서 나타나는 부작용에 의해 투약을 중단할 수도 있을 것이다. 그러나, 스타틴계 콜레스테롤 강하제의 경우 복용법이 모두 1일 1회로 동일하고 심각한 부작용이 거의 없으므로, 본 연구에서는 약물치료대안간에 복용순응도의 차이나 부작용에 의한 중도탈락 등으로 인한 효과의 차이는 없다는 가정하에 효과를 산출하였다.

### 2) 효과의 추정결과

본 연구에서는 MEDLINE을 통해 검색한 임상시험 연구논문으로부터 rosuvastatin, atorvastatin, simvastatin 등 세 약제의 효과에 대한 자료를 약제 용량별 및 콜레스테롤의 종류별로 수집하여 메타분석함으로써 효과의 평균값을 산출하였다. 혈중 콜레스테롤 수치에 대한

이들 약제의 효과를 추정하기 위한 임상시험 연구논문은 1998년 이후에 발표된 논문을 검색 대상으로 하였으며, 메타분석을 위한 논문<sup>8)</sup>의 포함범위는 다음과 같다.

첫째, 식이요법 실시후에도 혈중 콜레스테롤 수치가NCEP ATP II (혹은 ATP III)의 기준치 이하로 감소하지 않아 약물치료를 시작한 환자에 대한 임상시험으로써 약물치료 동안에도 적합한 식이요법을 유지하여야 하고 대상환자는 남녀 성인, 단일 약제, 단일 용량으로 치료한 경우여야 한다. 다른 약물과의 병용투여환자나 약물용량을 조절하여 투여한 환자의 경우는 제외한다.

둘째, 당뇨병이나 심혈관계질환, 대사이상, 급성 간질환이나 간부전, 악성 종양, 갑상선 기능저하증 등의 질환이 없고 가족성 고콜레스테롤혈증이 아닌 고콜레스테롤혈증 환자에 대해서 실시한 임상시험으로, 이상의 질환 등에 대해 적절한 제외기준을 명시한 경우여야 한다.

셋째, 약물의 투여용량과 투여기간, 투여환자수에 대한 자료를 포함하여야 하고, 개별 임상시험의 대상 환자수는 10명 이상인 경우로 제한한다. 또한, 일정기간 약물치료 이후에 하나 이상의 효과지표(TC, LDL-C, HDL-C, LDL-C/HDL-C등)의 초기치로부터의 % 변화분(혹은 % 변화분을 산출할 수 있는 치료전후 수치)에 대한 자료가 포함되어 있어야 한다.

넷째, 임상시험은 무작위배정에 의해 약물투여가 이루어진 것이어야 하나, 반드시 placebo-controlled group을 포함할 필요는 없으며 일부 연구의 경우 적합성 기준에 문제가 없다고 판단되면 open-label evaluation의 경우에도 메타분석에 포함하였다. 이외에, 검색된 논문이 기존 문헌에 대한 메타분석을 시행한 것일 경우 포함된 연구가 적합성 기준에 문제가 없다고 판단되고 환자가 중복되지 않으면 본 연구의 효과 통합치 산출을 위한 기초자료에 포함시켰다.

다섯째, 수집된 문헌의 대부분에서 6주에서 12주 사이의 임상시험결과를 기술하고 있다는 점, 12주 이상의 임상시험의 경우라도 12주 정도까지만 동일용량으로 투약하고 그 이후에는 용량을 조절하고 있다는 점, 투여기간별로 별도의 효과추정치출을 산출하기에는 임상연구논문의 수가 너무 적다는 점 등을 고려하여 본 연구의 메타분석 과정에서는 약물투여기간을 고려하지 않고 투약기간이 6주 이상인 것에 대해 효과의 통합치를 산출하였다. 이는 스타틴계 콜레스테롤 강하제의 경우 투약직후부터 혈중 콜레스테롤 수치가 감소하기 시작하여 4-6주째까지 급속하게 감소하고 4-6주 이후에는 혈중 지질수치에 미미한 변화만을 보이기 때문에 여러 개의 문헌에 나타난 약물투여효과를 통합하는데 있어 6주 이상이라는 조건만을 만족하면 충분하다 (Berry DA et al, 2003)는 가정에 근거한다<sup>9)</sup>.

이상의 기준에 의해 본 연구의 메타분석에 사용된 전체 환례수는 rosuvastatin 2,448명, atorvastatin 3,954명, simvastatin 2,401명 등이었다. 이상의 문헌에서 나타난 결과들을 메타분석함에 있어서, 혈중 총콜레스테롤 수치 등은 자연단위로 측정가능한 연속변수이므로 메타분

8) 국내 환자에 대한 임상시험의 경우 simvastatin을 제외하고는 발표된 논문이 거의 없어 메타분석에 직접 이용하지는 않고 참고자료로만 사용하였다.

9) 고콜레스테롤혈증의 약물치료와 관련된 경제성 평가에서 비용의 추정기간을 1년으로 하는 경우라도 효과는 6-8주의 결과를 취하고 있는 것이 대부분이다 (Daniel et al, 2000 등).

식의 '유효크기(effect size)' 산정법 중 분산의 역수를 가중치로 취하는 통계기법을 적용하여야 하나, 각 약물별 임상시험 자료를 검토한 결과 효과의 크기에 대한 표준편차가 함께 제시된 경우가 거의 없어 각 임상시험에 포함된 환례수를 가중치로 하여 통합된 수치를 구하였다. 메타분석을 통해 산출한 효과의 통합 추정치는 <표 6>에 나타난 바와 같다. 스타틴 제재 투여 효과에 대한 메타분석결과, 혈중 총콜레스테롤 수치의 감소율은 투여용량에 따라 증가하는 것으로 나타나며, 전체적으로 비용에 대한 고려없이 효과만을 보는 경우 어떤 효과지표를 사용하는가에 관계없이 rosuvastatin의 효과가 가장 우수하고 simvastatin의 효과가 가장 낮은 것으로 나타난다. Atorvastatin의 경우 HDL-C 증가에 대한 효과는 다른 지표에 비해 좋지 않다.

<표 6> 스타틴계 제재의 효과: 메타분석에 의한 추정치

성분명	용량 (mg)	TC (감소%)	LDL-C (감소%)	HDL-C (증가%)	LDL-C/HDL-C (감소%)
rosuvastatin	10	-33.24	-47.14	9.08	-51.00
rosuvastatin	20	-37.72	-53.01	9.47	-55.87
rosuvastatin	40	-41.19	-56.90	10.17	-58.77
atorvastatin	10	-26.67	-36.10	6.29	-38.66
atorvastatin	20	-32.62	-44.52	6.00	-47.33
atorvastatin	40	-37.09	-49.85	3.57	-50.79
simvastatin	10	-22.89	-27.96	6.21	-31.60
simvastatin	20	-25.24	-35.35	6.12	-38.90
simvastatin	40	-28.48	-41.30	7.41	-45.01

## V. 비용-효과 분석 결과

### 1. 비용-효과 분석 결과

앞에서 추정한 비용과 효과를 바탕으로 약물치료대안들에 대한 비용-효과 분석을 실시한 결과가 <표 7>에 있다. 이하의 분석에서 비용-효과비는 효과단위당 비용, 즉 혈중 콜레스테롤 수치 변화 1%당 발생하는 비용을 나타내며 따라서 값이 작을수록 효율적인(비용-효과적인) 약물임을 뜻한다.

혈중 총콜레스테롤(TC) 수치를 1% 감소시키는데 드는 비용은 최소 19,485원(R10)에서 최대 33,508원(A40) 사이로 다양하게 나타나며, 총콜레스테롤 감소에 대해 가장 비용-효과적인 스타틴 제재는 rosuvastatin 10mg이다. Rosuvastatin 10mg 투약시와 동일한 총콜레스테롤 감소효과를 가져오기 위해서는 atorvastatin 10mg은 1.25배, simvastatin 10mg은 1.09배의 비용이 소

요된다. Atorvastatin의 경우 simvastatin에 비해 효과가 우수하였지만 비용 역시 그 이상으로 높아서 결과적으로 비용-효과비는 동일용량의 경우에 simvastatin이 더 좋게 나타난다.

<표 7> 각 약물치료대안별 비용-효과 분석결과 종합

(단위: 원/%변화)

대안	TC	LDL-C	HDL-C	LDL-C/HDL-C
R10	19,485	13,740	71,332	12,700
R20	23,152	16,474	92,217	15,631
R40	30,153	21,828	122,125	21,133
A10	24,284	17,941	102,966	16,753
A20	26,775	19,618	145,568	18,454
A40	33,508	24,931	348,130	24,470
S10	21,297	17,435	78,502	15,427
S20	25,464	18,181	105,016	16,522
S40	22,565	15,560	86,726	14,278

혈중 저밀도 지단백 총콜레스테롤(LDL-C) 수치를 1% 감소시키는데 드는 비용은 최소 13,740원(R10)에서 최대 24,931원(A40) 사이로 다양하게 나타나며, 저밀도 지단백 콜레스테롤 감소에 대해 가장 비용-효과적인 스타틴 제제도 rosuvastatin 10mg이다. Rosuvastatin 10mg 투약시와 동일한 저밀도 지단백 콜레스테롤 감소 효과를 가져오기 위해서는 atorvastatin 10mg은 1.31배, simvastatin 10mg은 1.27배의 비용이 소요된다. Atorvastatin의 경우 simvastatin에 비해 효과가 우수하였지만 비용 역시 그 이상으로 높아서 결과적으로 비용-효과비는 동일용량의 경우에 simvastatin이 더 좋게 나타난다.

혈중 고밀도 지단백 총콜레스테롤(HDL-C) 수치를 1% 증가시키는데 드는 비용은 최소 71,332원(R10)에서 최대 348,130원(A40) 까지 매우 차이가 크게 나타난다. 고밀도 지단백 콜레스테롤 증가에 대해 가장 비용-효과적인 스타틴 제제도 rosuvastatin 10mg이다. Rosuvastatin 10mg 투약시와 동일한 고밀도 지단백 콜레스테롤 증가 효과를 가져오기 위해서는 atorvastatin 10mg은 1.44배, simvastatin 10mg은 1.10배의 비용이 소요된다.

LDL-C/HDL-C 수치를 1% 감소시키는데 드는 비용은 최소 12,700원(R10)에서 최대 24,470원(A40) 까지 다양하게 나타난다. LDL-C/HDL-C 감소에 대해 가장 비용-효과적인 스타틴 제제도 rosuvastatin 10mg이다. Rosuvastatin 10mg 투약시와 동일한 LDL-C/HDL-C 감소 효과를 가져오기 위해서는 atorvastatin 10mg은 1.32배, simvastatin 10mg은 1.21배의 비용이 소요된다.

어떤 효과 지표를 이용하여 분석하는가에 관계없이 rosuvastatin 10mg이 가장 비용-효과적인 것으로 분석된다. 이 때, 상용되는 스타틴의 투약용량이 rosuvastatin과 atorvastatin의 경우 10mg이고, simvastatin이 20mg인 것을 고려한다면, 전체적으로 rosuvastatin이 atorvastatin이나 simvastatin보다 비용-효과적인 약물이라는 평가도 가능하다. 전체적으로 약제 종류에 관계없이 용량이 증가할수록 비용-효과비가 높아지는 경향을 보이거나, simvastatin의 경우 40mg군

이 20mg군보다 비용-효과비가 낮은데, 이는 현재 simvastatin 40mg의 가격이 20mg과 동일한 수준에서 책정되어 있는 것에 기인한다.

## 2. 민감도 분석

이 절에서는 앞의 비용-효과 분석에 대해 비용과 효과의 추정치 중 비용과 효과를 달리하여 대입한 결과에 대해서 제시한다. <표 8>은 앞서 제시한 모니터링과정 대신 국내에서 치료하는 관행에 가깝게 수정된 모니터링과정을 반영하여 대입한 비용-효과비 결과이다. 국내 관행은 투약전 간기능검사 및 근효소검사, 투약기간 중 약물부작용 평가를 시행하지 않고 약물반응평가는 6개월간격으로 시행하는 것이다. 따라서 모니터링비용 중 검사료가 35,360원으로 줄어들게 되어 총비용이 감소하게 된다. 표에서 보듯이 비용-효과비의 양상은 모니터링 비용을 보수적으로 추정하였을 경우와 크게 다르지 않으나, 비용이 줄어들었기 때문에 비용-효과비의 크기가 전체적으로 약간씩 작아졌다.

<표 8> 민감도분석 결과: 비용의 변경

대안	TC	LDL-C	HDL-C	LDL-C/HDL-C
R10	19,212	13,547	70,332	12,522
R20	22,911	16,303	91,258	15,468
R40	29,933	21,668	121,232	20,979
A10	23,944	17,689	101,523	16,518
A20	26,497	19,414	144,054	18,262
A40	33,263	24,749	345,586	24,291
S10	20,901	17,111	77,040	15,140
S20	25,104	17,924	103,533	16,288
S40	22,246	15,341	85,501	14,076

<표 9>는 효과추정치로 메타분석결과 대신 STELLAR임상시험 결과를 대입하였을 경우의 비용-효과비이다. STELLAR 임상시험은 총 2,431명의 고콜레스테롤혈증 환자를 대상으로 4종류의 스타틴 제제(Rosuvastatin, Atorvastatin, Simvastatin, Pravastatin)를 약제종류 및 용량별로 무작위배정하여 6주간 투약하면서 체계적인 모니터링을 실시한 대규모 연구이다. STELLAR 임상시험의 경우 본 연구의 대상이 되는 약제의 종류 및 용량을 모두 동시에 포함하고 있어, 각각의 약물치료대안에 대한 효과를 각각 다른 자료로부터 추출한 경우의 편이<sup>10)</sup>를 줄일 수 있다. 효과의 크기에서 대체로 메타분석결과가 STELLAR 임상시험의 경우보다 약간 높게 나타났기 때문에<sup>11)</sup> 비용-효과비가 전체적으로 약간씩 높아졌다.

10) 예를 들면, 용량별로 효과추정치를 각각 다른 논문에서 얻는 경우에 고용량의 약제에 대한 효과 추정 논문의 경우는 저용량의 약제에 대한 효과 추정 논문의 경우보다 상대적으로 초기 지질 수치가 높은 환자를 대상으로 하였을 것이라는 점을 배제할 수 없다는 것에서 오는 편이를 말한다.

11) 이는 메타분석이 이미 학술지에 게재된 논문을 대상으로 하므로 상대적으로 효과가 우수한 부분이

&lt;표 9&gt; 민감도분석: 효과의 변경

대안	TC	LDL-C	HDL-C	LDL-C/HDL-C
R10	19,693	14,120	83,574	13,106
R20	23,238	16,685	91,541	15,572
R40	30,880	22,598	128,440	21,231
A10	23,881	17,633	111,858	16,220
A20	27,500	20,517	178,610	19,496
A40	34,793	26,006	274,961	25,072
S10	23,967	17,226	90,277	15,427
S20	25,047	18,373	105,360	16,789
S40	23,059	16,559	121,025	15,459

한편, 본 연구의 비용-효과 분석 결과는 rosuvastatin의 약가로 atorvastatin과 동일한 가격을 선택하여 산출된 것이다. 따라서, 실제로 rosuvastatin이 임상에서 사용되기 시작하여 약가가 본 연구에서 사용한 가격과 달라지면 당연히 비용-효과 분석 결과도 달라질 것이다. 이에, 앞의 비용-효과 분석 결과에 근거하여 rosuvastatin이 atorvastatin이나 simvastatin과 동일 용량에서 동일한 수준의 비용-효과를 나타내게 하기 위해서는 약가가 어느 정도 수준에서 결정될 수 있는지에 대해 산출하여 보았다<sup>12)</sup>. 표에서 보다시피 atorvastatin과 비용-효과를 동일하게 하는 rosuvastatin의 가격 범위는 10mg 제제의 경우 최소 1,701원에서 최대 2,051원, 20mg 제제의 경우 2,256원에서 3,266원, 40mg 제제의 경우 3,272원에서 9,190원으로 산출된다. Simvastatin과 비용-효과를 동일하게 하는 rosuvastatin의 가격 범위는 10mg, 20mg, 40mg 제제의 경우에 각각 1,429원에서 1,741원, 2,018원에서 2,214원, 1,789원에서 2,037원으로 산출된다. 즉, rosuvastatin의 약가를 본 연구에서 사용한 약가보다 다소 높게 반영한다고 하여도 비용-효과분석 결과는 안정적으로 유지되는 것으로 나타난다.

&lt;표 10&gt; 민감도분석: 약가의 변경

비용-효과 비교기준	사용한 약가	약가의 범위 (상한)			
		TC	LDL-C	HDL-C	LDL-C/HDL-C
A10	1,264	1,701	1,807	2,051	1,830
A20	1,882	2,256	2,339	3,266	2,314
A40	2,893	3,272	3,377	9,190	3,430
S10	1,264	1,429	1,741	1,442	1,645
S20	1,882	2,121	2,130	2,214	2,018
S40	2,893	2,037	1,916	1,907	1,789

계제되었기 때문(publication bias)일 수 있다.

12) 이러한 분석은 rosuvastatin의 약가를 본 연구에서 사용한 약가보다 일정수준 인상(10%, 20%, ...)하여 비용-효과비의 안정성을 판단하는 방식(민감도분석)으로 시행할 수도 있다.

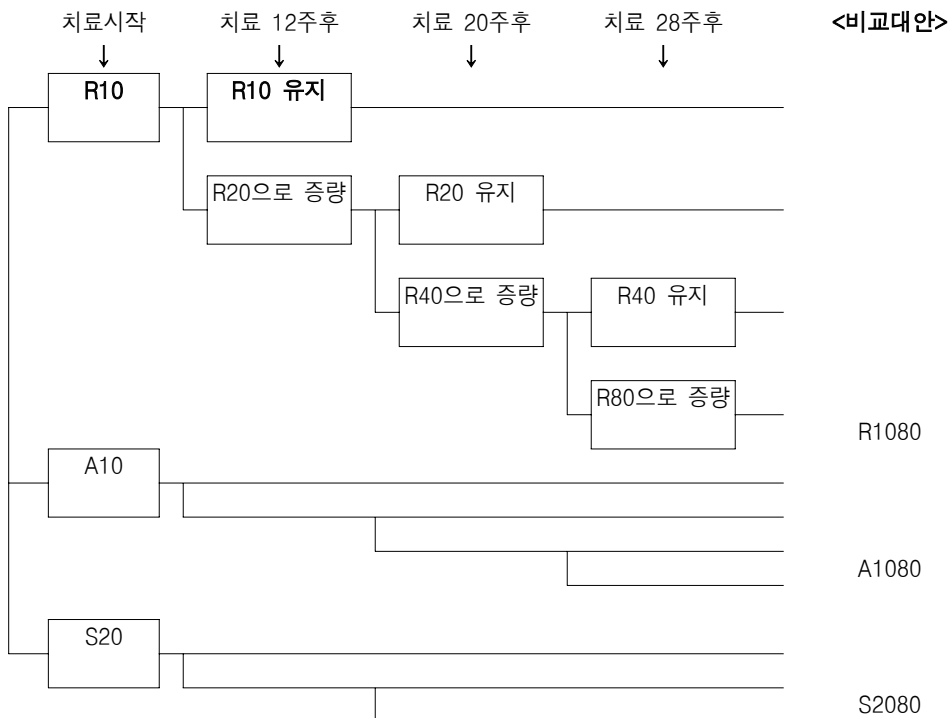
마지막으로, 투약기간 내내 약물용량을 조절하지 않는 모형 대신 일정간격으로 모니터링하여 콜레스테롤 수치가 조절되지 않는 경우 투약용량을 증량하는 모형을 적용하여 비용-효과분석을 실시한 결과가 <표 10-1>에 있다. 이 때의 결정수형은 <그림 3>과 같다. 결정수형의 변경시에도 역시 rosuvastatin으로 치료하는 경우가 가장 비용-효과적인 것으로 나타난다.

<표 10-1> 민감도분석: 결정수형의 변경

대안	TC	LDL-C	HDL-C	LDL-C/HDL-C
R1080	20,429	14,610	151,762	14,084
A1080	26,098	19,573		20,028
S2080	27,583	19,650	120,118	18,253

주. 위 모형에서 각 약물군의 약물용량조절(titration) 과정(조절시점 및 조절환자비율)에 대한 자료는 Olsson AG et al(2002)와 Brown WV et al(2002)의 원자료로부터 구함.

<그림 3> 민감도분석을 위한 결정수형변경



## VI. 요약 및 결론

본 연구는 고콜레스테롤혈증을 치료함에 있어 가장 효율적인 약물치료대안에 대한 합리적 근거를 제공하기 위해 시행되었으며, 국내에서 가장 많이 사용되고 있는 스타틴계 콜레스테롤 강하제들을 그 대상으로 하였다. 본 연구는 비용-효과 분석 기법을 이용하여 연구대상약물군(rosuvastatin, atorvastatin, simvastatin)의 경제성을 평가하였고, 효과의 형태로는 4가지 종류의 혈중 콜레스테롤수치 변화량을 선택하였다.

본 연구의 비용-효과 분석에서는 3가지 종류(3가지 용량)의 약제에 대해 1년간 단일용량으로 치료하는 대안 9가지를 비교하였으며, 혈중 총콜레스테롤수치의 감소, 혈중 저밀도 지단백 콜레스테롤 수치의 감소, 혈중 고밀도 지단백 콜레스테롤 수치의 증가, LDL-C/HDL-C수치의 감소 등 4가지 효과형태에 대한 비용-효과 분석 결과, 모든 형태의 효과에 대해서 R10 이 가장 비용-효과적인 대안으로 평가되었다. 또한, R10은 A10이나 S20 보다 비용-효과비가 낮아 상용되는 투약용량을 고려하면 rosuvastatin이 가장 비용-효과적인 약물로 나타났다. 또한 이러한 결과는 비용이나 효과의 추정치를 달리하거나 rosuvastatin 의 약가를 상당한 폭으로 변경하거나 약물용량조절과정을 가정하는 결정수형을 선택하여 민감도 분석을 시행하였을 경우에도 일관되게 나타났다.

그러나, 본 연구에서는 콜레스테롤 수치 감소로 인한 심혈관계 예방으로 인한 비용절감규모나 약물치료로 발생할 수 있는 생산성 감소로 인한 사회적 손실 등 간접비용 등에 대해 고려하지 못하였고, 약물치료초기 1년간의 환자만을 대상으로 비용을 산출하여 실제에서의 환자구성을 반영하지 못하였으며, 투약모니터링과정이나 복약순응도 등을 가정하여 비용을 추정하였으므로 실제 임상에서의 행태가 본 연구의 가정과 다를 경우 연구결과의 차이를 가져올 수 있다. 따라서, 본 연구결과를 일반화하거나 확대해석함에 있어서는 이러한 점을 유의하여야 한다.

또한, 본 연구가 경제성 평가를 위해 사전에 계획된 임상시험을 토대로 결과를 구한 것이 아니라는 점 또한 한계로 지적될 수 있다. 이를 보완하는 방법으로 효과의 추정치를 구하기 위해 기존에 발표된 임상논문상의 결과를 메타분석을 통해 통합하는 방법을 취하였으나, 스타틴계 콜레스테롤 강하제의 경우 비교적 최근에 사용되기 시작한 약제들로써 향후 더 많은 연구결과가 발표됨에 따라 결과가 다소 달라질 수 있다는 점과 발표되지 않은 논문을 포함하지 못함으로써 발생하는 편이(publication bias)의 가능성이 있다는 점을 염두에 두어야 한다.

이외에, 본 연구대상 약제에 대한 국내 임상시험결과가 발표되지 않은 관계로 외국인에 대한 효과결과를 사용함으로써 국내 환자에 대한 적용시에는 다소 다른 결과를 가져올 수 있다는 점도 고려되어야 한다. 실제로 국내 연구자료가 확보되어 있는 simvastatin 10mg의 경우 본 연구에서 사용한 메타분석에 의한 효과추정치는 LDL-C 기준 -27.96%였으나, 국내 환자에 대한 효과는 -21% (이재건 외, 24주 투약, 2002) 에서 -34% (하태완 외, 12주 투약, 1998; 박영



배 외, 4주 투약, 1999)등으로 투약대상에 따라 상당한 차이가 있는 것으로 나타났다.

이상에서 언급한 한계에도 불구하고, 본 연구는 의약품에 대한 경제성 평가 결과가 의약품의 급여여부나 약가 산정 등에 체계적으로 사용되지 않고 있는 우리나라 상황에서, 비록 스타틴계 콜레스테롤 강하제 중 일부 약제에 국한하긴 하였으나 향후 급격하게 시장이 성장될 것으로 예상되는 콜레스테롤 강하제들에 대해 경제성 평가를 시행함으로써 합리적인 보험급여 결정과 약가 산정을 위한 기초자료를 제공하였다는 데에 그 의의가 있다.

## 참고문헌

- 건강보험심사평가원, 『약가화일』, 2003.
- 국민건강보험공단, 『건강보험통계연보』, 2001, 2002.
- 국민건강보험공단, 『건강보험요양급여비용』, 2003.
- 고지혈증 치료지침 제정위원회, 『고지혈증의 진단과 치료』, 도서출판한의학, 2000.
- 이진경, 『건강보험 비급여현황 분석』, 국민건강보험공단, 2002.
- 정경래, "고콜레스테롤혈증 치료약물들에 대한 비용-효과 분석", 『보건행정학회지』 9(3), 1999.
- ACC/AHA/NHLBI "clinical advisory on the use and safety of statin", ACC/AHA/NHLBI, "clinical advisory board on statin", Journal of the American College of Cardiology, 40(3), 2002, pp.567-572.
- Berry DA, Berry SM, McKellar J, and Pearson TA, "Comparison of dose-response relationships of 2 lipid-lowering agents: A Bayesian meta-analysis", Am Heart J, 145(6), 2003 Jun, pp.1036-1045.
- Carswell CI, Plosker GL and Jarvis B, "Rosuvastatin", Drugs, 62(14), 2002, pp. 2075-2085.
- Cobos A, Jovell AJ, Garcia-Altes A, Garcia-Closas R, Serra-Majem L. "Which statin is most efficient for the treatment of hypercholesterolemia?" A cost-effectiveness analysis, Clin Ther, 21(11), 1999 Nov. pp. 1924-1936.
- Hess DC and Fagan SC, "Pharmacology and clinical experience with simvastatin", Opin Pharmacother, 2(1), 2001, pp. 153-163.
- IMS, "Statin market analysis", 2003.
- Kong SX, Crawford SY, Gandhi SK, Schumock GT et al, "Efficacy of 3-hydroxy-3-Methylglutaryl coenzyme A reductase inhibitors in the treatment of patients with hypercholesterolemia: A meta-analysis of clinical trials", Clinical therapeutics, 19(4), 1997, pp.778-797.

- Lacour A, Derderian F and LeLorier J, "Comparison of efficacy and cost among lipid-lowering agents in patients with primary hypercholesterolemia", *Can J Cardiol*, 14(3), 1998, pp.355-361.
- Maclaine GDH and Patel H, "A cost-effectiveness model of alternative statins to achieve target LDL-C levels", *Int J Clin Pract*, 55(4), 2001, pp.243-249.
- MacNeil P. "Economic aspects of hypercholesterolemia treatment with HMG-CoA reductase inhibitors: a review of recent developments", *Can J Cardiol*. 14(Suppl A), 1998 Apr, 14A-16A.
- Morris S, McGuire A, Caro J and Pettitt D, "Strategies for the management of hypercholesterolemia: a systematic review of the cost-effectiveness literature", *J Health serv Res Policy*, 2(4),1997, pp. 231-250.
- Pettitt DB, "Meta-analysis, decision analysis and cost-effectiveness analysis", Oxford university press, 2000.
- Prosser LA, Stinnett AA, Goldman PA, Williams LW, Hunink MG, Goldman L, Weinstein MC. "Cost-effectiveness of cholesterol-lowering therapies according to selected patient characteristics", *Ann Intern Med*. 132(10), 2000, pp. 769-779.
- Smart AJ, Walters L. "Pharmaco-economic assessment of the HMG-CoA reductase inhibitors", *S Afr Med J*. 85(5), 1995 May, pp. 388-391.
- Thompson D and Oster G., "Cost-effectiveness of drug therapy for hypercholesterolaemia: a review of the literature", *pharmacoeconomics*, 2(1), 1992 Jul, pp.34-42.
- WHO, 『The world health report 2002: reducing risks, promoting healthy life』, 2002.
- Wierzbicki AS, "Atorvastatin", *Opin Pharmacother*2(5), 2001, pp. 819-830.

<임상시험 원자료 >

- AstraZeneca, 『Statin Therapies for Elevated Lipid Levels compared Across doses to Rosuvastatin』, 2003. (STELLAR)
- AstraZeneca, 『A randomized, double-blind, multinational, multicentre trial to compare the short-term and long term efficacy and safety of ZD4522 and atorvastatin in the treatment of subjects with hypercholesterolemia』, 2001a.
- AstraZeneca, 『A randomized, double-blind, multicenter trial to compare the short-term and long term efficacy and safety of ZD4522 5mg and 10mg, simvastatin 20mg, and pravastatin 20mg in the treatment of subjects with hypercholesterolemia』, 2001b.
- AstraZeneca, 『A 12-week, randomized, double-blind, multicentre trial to evaluate the efficacy and safety of ZD4522(5mg and 10mg), pravastatin(20mg), and simvastatin(20mg) in the treatment of subjects with hypercholesterolemia』, 2000.

<스타틴제제 투약효과 메타분석에 사용된 임상연구논문>

= Rosuvastatin=

- Blasetto JW, Stein EA, Brown WV, Chitra R, and Raza A, "Efficacy of Rosuvastatin compared with other statins at selected starting doses in hypercholesterolemic patients and in special population groups", *Am J Cardiol.*91(5A), 2003 Mar 6, 3C-10C.
- Brown WV, Bays HE, Hassman DR, Mckenney J, Chitra R, Hutchinson H and Miller E, "Efficacy and safety of rosuvastatin compared with pravastatin and simvastatin in patients with hypercholesterolemia: A randomized, double-blind, 52-week trial", *Am Heart J*, 144(6), 2002 dec, pp.1036-1043.
- Chong PH and Yim BT, "Rosuvastatin for the treatment of patients with hypercholesterolemia", *Ann Pharmacother.* 36(1), 2002 Jan, pp. 93-101.
- Davidson M, Ma P, Stein EA, Gotto AM Jr, Raza A, Chitra R, Hutchinson H, "Comparison of effects on low-density lipoprotein cholesterol and high-density lipoprotein cholesterol with rosuvastatin versus atorvastatin in patients with type IIa or IIb hypercholesterolemia", *Am J Cardiol.* 89(3), 2002 Feb 1, pp.268-275.
- Jones PH, Davidson MH, Stein EA, Bays HE, Mckenney JM, Miller E, Cain VA and Blasetto JW, "Comparison of the efficacy and safety of rosuvastatin versus atorvastatin, simvastatin, and pravastatin across doses", *Am J Cardiol.* ; 92,2003 July 15 pp.152-160
- Olsson AG, McKeller J, Pears J, et al, "Effect of rosuvastatin on low-density lipoprotein cholesterol in patients with hypercholesterolemia", *Am J Cardiol*, 88, 2001;pp.504-508. ( in Chong PH et al, 2002)
- Olsson AG, "Statin therapy and reductions in low-density lipoprotein cholesterol: initial clinical data on the potent new statin Rosuvastatin", *Am J Cardiol.*87(5A), 2001 Mar 8, 33B-36B.
- Olsson AG, Istad H, Luurila O, Ose L, Stender S, Tuomilehto J, Wiklund O, Southworth H, Pears J and Wilpshaar JW, "Effects of Rosuvastatin and atorvastatin compared over 52 weeks of treatment in patients with hypercholesterolemia", *Am Heart J*, 144(6), 2002 dec, pp. 1044-1051.
- Paoletti R, Fahmy M, Mahla G, Mizan J and Southworth H, "Rosuvastatin demonstrates greater reduction of low-density lipoprotein cholesterol compared with pravastatin and simvastatin in hypercholesterolaemic patients: a randomized, double-blind study", *J of Cardiovasc risk*, 8(6), 2001, pp.383-390.
- Rader DJ, Davidson MH, Caplan RJ, and Pears JS, "lipid and apoprotein ratios: association

with coronary artery disease and effects of rosuvastatin compared with atorvastatin, pravastatin, and simvastatin", *Am J Cardiol.* 91(5A), 2003 Mar 6, 20C-23C.

Schneck DW, Knopp RH, Ballantype CM, Mcpherson R, Chitra RR, Simonson SG, "Comparative Effects of rosuvastatin and atorvastatin across their dose ranges in patients with hypercholesterolemia and without active arterial disease", *Am J Cardiol.*, 91, 2003 Jan pp.133-41.

= Atorvastatin =

Alapovic P, Heinonen T, Shurzinske L et al., "Effet of a new HMG-CoA reductase inhibitor, atorvastatin, on lipids, apolipoproteins and lipoprotein particles in patients with elevated derum cholesterol and triglyceride levels", *Atherosclerosis*,133, 1997, pp. 123-133. (in: Berry DA et al, 2003).

Berry DA, Berry SM, McKellar J, and Pearson TA, "Comparison of dose-response relationships of 2 lipid-lowering agents: A Bayesian meta-analysis", *Am Heart J.* ;145(6): 2003 Jun pp.1036-1045.

Bertolimi S, Bon GB, Campbell LM et al., "Efficacy and safety of atorvastatin compared to pravastatin in patients with hypercholesterolemia", *Atherosclerosis*, 130,1997, pp. 191-197. (in: Berry DA et al, 2003).

Blasetto JW, Stein EA, Brown WV, Chitra R, and Raza A, "Efficacy of Rosuvastatin compared with other statins at selected starting doses in hypercholesterolemic patients and in special population groups", *Am J Cardiol*, 91(5A), 2003 Mar 6, 3C-10C.

Castano G, Mas R, Fernandez L, Illnait J, Mesa M, Alvarez E, Lezcay M., "Comparison of the efficacy and tolerability of policosanol with atorvastatin in elderly patients with type II hypercholesterolaemia", *Drugs Aging.* 20(2), 2003,pp. 153-163.

Chong PH and Yim BT, "Rosuvastatin for the treatment of patients with hypercholesterolemia", *Ann Pharmacother.* 36(1), 2002 Jan, pp.93-101.

Crouse JR III, Frohlich J, Ose L, Mercuri M, Tobert JA, "Effects of high doses of simvastatin and atorvastatin on high-density lipoprotein cholesterol and apolipoprotein A-1", *Am J Cardiol*, 83(10), 1999 May 15, pp.1476-1477.

Dart A, Jerums G, Nicholson G et al., "A multicenter, double-blind, one-year study comparing safety and efficacy of atorvastatin versus simvastatin in patients with hypercholesterolemia", *Am J Cardiol*, 80,1997, pp. 39-44. (in: Berry DA et al, 2003).

- Davidson M, Ma P, Stein EA, Gotto AM Jr, Raza A, Chitra R, Hutchinson H,  
"Comparison of effects on low-density lipoprotein cholesterol and high-density lipoprotein cholesterol with rosuvastatin versus atorvastatin in patients with type I Ia or IIb hypercholesterolemia", *Am J Cardiol*, 89(3), 2002 Feb 1, pp.268-275.
- Davidson M, McKenney J, Stein E et al., "Comparison of one-year efficacy and safety of atorvastatin versus lovastatin in primary hypercholesterolemia, Atorvastatin study group I", *Am J Cardiol*, 79, 1997, pp.1475-1481. (in: Berry DA et al, 2003).
- Farnier M, Portal JJ, Maigret P., "Efficacy of atorvastatin compared with simvastatin in patients with hypercholesterolemia", *J Cardiovasc Pharmacol Ther*, 5(1), 2000 Jan, pp. 27-32.
- Heinonen TM, Stein E, Weiss SR et al, "The lipid-lowering effects of atorvastatin, a new HMG-CoA reductase inhibitor: results of a randomized, double-masked study", *Clin Ther* 18, 1996a, pp. 853-863. (in: Yee HS, 1998)
- Heinonen TM, Schrott H, McKenney JM et al., "Atorvastatin, a new HMG-CoA reductase inhibitor as monotherapy and combined with colestipol", *J Cardiovasc Pharmacol Ther* 1, 1996b, pp.117-122. (in Yee HS, 1998)
- Illingworth DR, Crouse JR, . Hunninghake DB, Davidson MH, Escobar ID, Stalenhoef AFH, Paragh G, Ma PTS, Liu M, Melino MR, Grady LO, Mercuri M and Mitchell YB, "A comparison of simvastatin and atorvastatin up to maximal recommended doses in a large multicenter randomized clinical trial", *Curr Med Res Opin*, 17(1), 2001, pp. 43-50.
- Jones PH, Davidson MH, Stein EA, Bays HE, McKenney JM, Miller E, Cain VA and Blasetto JW, "Comparison of the efficacy and safety of rosuvastatin versus atorvastatin, simvastatin, and pravastatin across doses", *Am J Cardiol*, 92: 2003 July 15, pp.152-160.
- Jones P, Kafonek S, Laurora I, Hunninghake D, "Comparative dose efficacy study of atorvastatin versus simvastatin, pravastatin, lovastatin, and fluvastatin in patients with hypercholesterolemia (The CURVES study)", *Am J Cardiol*, 81(5), 1998 Mar 1, pp. 582-587.
- Nawrocki JW, Weiss SR, Davidson MH et al, "Reduction of LDL cholesterol by 25% to 60% in patients with primary hypercholesterolemia by atorvastatin, a new HMG-CoA reductase inhibitor", *Arterioscler Thromb Vasc Biol*, 15, 1995, pp. 678-682. (in: Yee HS, 1998)
- Olsson AG, McKeller J, Pears J, et al, "Effect of rosuvastatin on low-density lipoprotein cholesterol in patients with hypercholesterolemia", *Am J Cardiol*, 88, 2001;

- pp.504-508. (in: Chong PH et al, 2002)
- Olsson AG, Istad H, Luurila O, Ose L, Stender S, Tuomilehto J, Wiklund O, Southworth H, Pears J and Wilpshaar JW, "Effects of Rosuvastatin and atorvastatin compared over 52 weeks of treatment in patients with hypercholesterolemia", *Am Heart J*, 144(6), 2002 dec, pp.1044-1051.
- Rader DJ, Davidson MH, Caplan RJ, and Pears JS, " lipid and apoprotein ratios: association with coronary artery disease and effects of rosuvastatin compared with atorvastatin, pravastatin, and simvastatin", *Am J Cardiol*, 91(5A), 2003 Mar 6, 20C-23C.
- Schneck DW, Knopp RH, Ballantype CM, Mcpherson R, Chitra RR, Simonson SG, "Comparative Effects of rosuvastatin and atorvastatin across their dose ranges in patients with hypercholesterolemia and without active arterial disease", *Am J Cardiol*;91 2003 Jan 1: pp.33-41
- Wang KY, Ting CT , "A randomized, double-blind, placebo-controlled, 8-week study to evaluate the efficacy and safety of once daily atorvastatin (10 mg) in patients with elevated LDL-cholesterol", *Jpn Heart J*, 42(6), 2001 Nov, pp. 725-738.
- Yee HS and Fong NT, "Atrovastatin in the treatment of primary hypercholesterolemia andmixed dyslipidemia", *Ann Pharmacother*, 32(10), 1998 Oct, pp. 1030-1043.
- = Simvastatin =
- Assawawitoontip S, Wiwanitkit V., "Oral simvastatin as an antilipemic therapy: effect on creatine kinase in hypercholesterolemic subjects", *Clin Lab*, 49(3-4), 2003, pp.147-150.
- Blasetto JW, Stein EA, Brown WV, Chitra R, and Raza A, "Efficacy of Rosuvastatin compared with other statins at selected starting doses in hypercholesterolemic patients and in special population groups", *Am J Cardiol*, 91(5A), 2003 Mar6, 3C-10C.
- Brown WV, Bays HE, Hassman DR, Mckenney J, Chitra R, Hutchinson H and Miller E, "Efficacy and safety of rosuvastatin compared with pravastatin and simvastatin in patients with hypercholesterolemia: A randomized, double-blind, 52-week trial", *Am Heart J*, 144(6), 2002 dec, pp.1036-1043.
- Crouse III JR, Frohlich J, Ose L, Mercuri M, Tobert JA, "Effects of high doses of simvastatin and atorvastatin on high-density lipoprotein cholesterol and apolipoprotein A-1", *Am J Cardio*.,83(10), 1999 May 15, pp.1476-1477.
- Davidson MH, McGarry T, Bettis R, Melani L, Lipka LJ, LeBeaut AP, Suresh R, Sun S,

- Veltri EP., "Ezetimibe coadministered with simvastatin in patients with primary hypercholesterolemia", J Am Coll Cardiol,40(12), . 2002 Dec 18, pp. 2125-2134.
- Farnier M, Portal JJ, Maigret P., "Efficacy of atorvastatin compared with simvastatin in patients with hypercholesterolemia", J Cardiovasc Pharmacol Ther,5(1), 2000 Jan, pp.27-32.
- Hunninghake DB., "Clinical efficacy of cerivastatin: phase IIa dose-ranging and dose-scheduling studies", Am J Cardiol,82(4B) 1998 Aug 27, ,26J-31J.
- Illingworth DR, Crouse JR, . Hunninghake DB, Davidson MH, Escobar ID, Stalenhoef AFH, Paragh G, Ma PTS, Liu M, Melino MR, Grady LO, Mercuri M and Mitchel YB, "A comparison of simvastatin and atorvastatin up to maximal recommended doses in a large multicenter randomized clinical trial", Curr Med Res Opin, 17(1), 2001, pp.43-50.
- Jones PH, Davidson MH, Stein EA, Bays HE, Mckenney JM, Miller E, Cain VA and Blasetto JW, "Comparison of the efficacy and safety of rosuvastatin versus atorvastatin, simvastatin, and pravastatin across doses", Am J Cardiol, 92, 2003 July 15, pp.152-160
- Jones P, Kafonek S, Laurora I, Hunninghake D, "Comparative dose efficacy study of atorvastatin versus simvastatin, pravastatin, lovastatin, and fluvastatin in patients with hypercholesterolemia (The CURVES study)", Am J Cardiol, 81(5), 1998 Mar 1, pp.582-587.
- Locatelli S, Lutjohann D, Schmidt HH, Otto C, Beisiegel U, Bergmann K, "Reduction of plasma 24s-hydroxycholesterol levels using high-dosage simvastatin in patients with hypercholesterolemia", Arch Neurol, 59(2), 2002 Feb, pp. 213-216.
- Paoletti R, Fahmy M, Mahla G, Mizan J and Southworth H, "Rosuvastatin demonstrates greater reduction of low-density lipoprotein cholesterol compared with pravastatin and simvastatin in hypercholesterolaemic patients: a randomized, double-blind study", J of Cardiovasc risk, 8(6), 2001, pp.383-390.
- Rader DJ, Davidson MH, Caplan RJ, and Pears JS, "lipid and apoprotein ratios: association with coronary artery disease and effects of rosuvastatin compared with atorvastatin, pravastatin, and simvastatin", Am J Cardiol, 91(5A), 2003 Mar 6, 20C-23C.

= 심바스타틴 국내 =

하태완, 진성림, 김형우, 남경재, 류호준, 최석구, 유원상, "고콜레스테롤혈증 환자에 대한 심바스타틴의 지질개선효과 및 안전성에 대한 검토", 『한국지질학회지』, 제8권 제 1

호, 1998, pp.77-83.

한국-심바스타틴 연구자(박영배 등25명), "한국인에서 심바스타틴의 효과와 부작용 분석을 위한 다기관 공동임상연구", 『대한내과학회지』, 제57권 제5 호, 1999.

이재건, 김화민, 이현희, 최혜진, 박창하, 서명덕, 정재천, 조한균, 최성식, 이지현, 김석연, 이우승, "고콜레스테롤혈증 치료에서 심바스타틴 10mg과 20mg사용시의 효능 및 안전성 비교연구", 『대한내과학회지』, 제63권 제1호, 2002.



abstract

## Cost-effectiveness of pharmacologic management in hypercholesterolemia

Sukyoung Ko\* , Bongmin Yang†

\* **Research Institute of Health and Environment, Seoul National University\***

† **Dept. of Health Policy and Management, School of Public Health, Seoul National University**

We performed a cost-effectiveness analysis of pharmacologic treatment of high blood cholesterol levels. Agents modeled were mostly used HMG-CoA reductase inhibitors (statins); simvastatin, atorvastatin and rosuvastatin.

Total costs for one year of treatment with each statin were estimated from the perspective of the healthcare system. The cost components considered in the model were medical consultations, drug acquisition cost, blood cholesterol tests and liver function test, cost of treating any side-effect and cost of monitoring the effect of therapy. Cost was estimated based on hypothetical cohort of patients treated by NCEP ATP III guideline. A meta-analysis of statin clinical trial was conducted to determine pharmacologic effect. Effects were defined as the percent change of blood cholesterol (TC, LDL-C, HDL-C, LDL-C/HDL-C) level. And Cost-effectiveness was calculated as annual acquisition cost / percentage blood cholesterol change.

In general, rosuvastatin was more effective and more cost-effective at reducing cholesterol levels than atorvastatin and simvastatin. Atorvastatin was more effective but less cost effective than simvastatin. Rosuvastatin 10mg/day was the most cost effective at 19,485won/year/percentage TC reduction. For LDL-C, HDL-C and LDL-C/HDL-C, rosuvastatin 10mg/day was also the most efficient. Sensitivity analysis show that the model is robust to changes in assumptions about the cost of therapy, the effect of therapy and drug price.

Key words: Cost-effectiveness, Pharmacologic management, Hypercholesterolemia

# 투고 및 집필 규정

## 1. 투고자격 및 원고제출

- 1) 본지에는 보건경제 및 이와 관련되는 논문 등을 게재한다.
- 2) 투고자격은 본회의 회원을 원칙으로 한다. 단, 회원이 아닌 집필자의 원고는 편집위원회의 심사를 거쳐 이를 게재할 수 있다.
- 3) 원고의 내용은 협의의 보건경제를 비롯하여 보건정책, 건강보험, 병원산업, 제약산업 등 광범위한 분야의 보건경제학 관련 학술논문을 포함한다('보건경제연구'에 제출하는 논문은 다른 국내외 학술지에 게재되었거나 심사중이지 않은 것이어야 한다).
- 4) 투고논문은 '연구논문'과 '정책논문'으로 나뉘어지며, 매호 연구논문과 정책논문을 게재한다 (논문을 투고할 때 연구논문, 또는 정책논문 여부를 밝혀야 한다).
- 5) 학회지의 원고접수는 수시로 하되 마감은 매년 4월말, 10월말로 하고, 출간은 매년 6월, 12월이 된다. 접수 순서대로 심사과정을 거쳐 게재한다.
- 6) 투고시 원고는 워드프로세서(한글 97 이상 사용)에 의한 프린트 4부 및 원고 파일(e-mail)을 제출한다. 학회 보관용 1부를 제외하고, 나머지 3부에 대해서는 본인을 식별할 수 있는 성명 및 소속을 삭제해야 하고, 본문 및 참고문헌에서도 본인임을 암시하는 부분은 삭제해야 한다.
- 7) 제출된 원고의 게재 여부는 편집위원회에서 위촉한 3명의 심사위원이 심사한 후, 3명의 심사위원 중 2명 이상에게 게재적격 판정을 받은 것에 한하여 게재한다.

## 2. 집필요강

- 1) 논문의 원고 분량은 참고문헌을 포함하여 A4 25매 내외로 한다.
- 2) 국문원고에는 외국어 초록을, 외국어 원고에는 국문초록을 각각 첨부해야 한다.
- 3) 모든 논문은 국·한문 혼용으로 한다.
- 4) 원고는 논문제목, 성명(소속과 지위), 국문요약(A4 1/2장 정도), 본문, 각주, 참고문헌, 영문요약의 순서로 작성한다.
- 5) 목차의 계층을 나타내는 기호체계는 I, 1, 1), (1)의 순서를 따른다.
- 6) 본문과 주에서는, 저자의 이름과 저서의 출판년도를 기재하는 것을 원칙으로 하되 필요한 경우 인용 페이지를 기재하도록 한다. 구체적인 것은 아래와 같다.
  - ① 저자의 이름이 본문에 언급된 경우에는 그 다음에 출판 연도를 괄호 안에 제시하고 본문에 언급되지 않은 경우에는 이름과 출판 연도를 모두 괄호 안에 제시한다.

예 1) "...권순원(1989: 78)은....." 혹은 "...노인철(1999)은..."

예 2) ".....(양봉민, 2001: 52)"

② 외국 저자의 이름을 한글로 쓰는 경우 원명을 괄호 속에 넣는다.

예) "...폴리(Pauly, 1998: 25-47)"

③ 2인 공동저술인 경우 두 사람의 이름을 모두 제시한다.

예) "...(조재국 · 사공진, 2000: 42)"

④ 3인 이상의 공동저술일 경우 첫 번째 인용에서는 모든 저자의 이름을 제시하고 그 이후 부터는 "외"를 사용한다.

예) "...(최병호 · 조재국 · 변재환, 1998: 78)"와 그 이후 "(최병호 외, 1998: 78)"

⑤ 두 개 이상의 서로 다른 저술을 인용할 때는 연도순으로 세미콜론을 사용하여 저술을 구분한다.

예) "...(권순만, 2001: 128; 사공진, 2000: 232) ; 이규식, 1998)"

6) 참고문헌은 본문에 인용 또는 언급된 것으로 제한한다. 국내 문헌은 저자 이름의 가나다순으로 먼저 제시하고 그 다음에 외래어 문헌을 알파벳순으로 제시한다.

① 같은 저자에 의한 저술은 두 편 이상 제시할 때는 출판년도가 이른 순서대로 나열한다.

② 학위논문이나 미간행 저술은 발표된 장소와 날짜를 기재한다.

③ 같은 저자에 의한 저술로서 같은 년도에 출판된 것이 두 편 이상일 때는 본문에서 인용된 순서대로 출판년도에 영문자 a, b, c 등을 부기하여 구분하고 차례대로 나열한다.

④ 저자가 2인 이상일 때는 모든 저자의 이름을 기재해야 한다.

참고문헌의 구체적인 표시는 아래에 제시된 형식에 따라 작성한다.

예 1) 최임환 · 정채철 · 이재은, 『재정학개론』, 법문사, 1993.

2) 김대준, "이조말기의 국가예산에 관한 연구", 『경제학연구』 제21집, 한국경제학회, 1973.

3) 양봉민, "우리나라 의료제도의 구성과 성과," 한림대학교 사회의학연구소편, 『건강보장 연구』, 한울, 1997, pp.10-28.

4) 고수경, "주요국 병원의 총액예산모형과 국내 적용에 대한 연구," 서울대학교 보건대학원 보건학과 박사학위논문(미간행), 2003.

5) Grubel, H.G. and P.J. Lloyd, Intra-industry Trade, New York, Macmillan Press, 1975.

6) Henderson, J.M and R.E. Quandt, "Financing Structure", American Economic Review, 39(1), 1987(a), pp.123-145.

7) Gough, I., 『복지국가의 정치경제학』. 김연명 역, 한울, 1994.

8) Erskine, A., "The Withering of Social Insurance in Britain," in *Social Insurance in Europe*, edited by J. Clasen, The Policy Press, 1997, pp.130-150.

9) Fox, L. and E. Palmer, "New Approaches to Multi-Pillar Pension Systems," <http://WBLN0018.Worldbank.org/HDNet>, 1999.

- 7) 필요시 원문에 영향을 미치지 않는 범위 내에서 자구와 체제 등을 편집위원회에서 수정할 수 있다.
- 8) 원고작성방법 : B5 용지

자간 -4, 장평 90, 줄간격 170, 머리말 글자크기 8, 본문글자크기 10, 논문제목 글자크기 16, 큰제목 글자크기 14, 작은제목 글자크기 12, 여백(위 22, 머리말 10, 아래 7, 꼬리말 7, 왼쪽 25.4, 오른쪽 23.5)

韓國保健經濟學會 第9卷 第2號

발행인: 曹在國

편집인: 金鎮暉

인쇄처: 대명기획

발행일: 2003년 12월 31일

인쇄일: 2003년 12월 31일