

의료보험 본인부담금 인상에 따른 외래이용 변화

아주대학교 의과대학 예방의학교실

전 기 흥

연세대학교 의과대학 예방의학교실

김 한 종

=Abstract=

Impact of increasing the level of copayments on the number of physician visits

Ki Hong Chun*, Hang Jung Kim**

*Department of Preventive Medicine, College
of Medicine, Ajou University

**Department of Preventive Medicine and Public Health,
College of Medicine, Yonsei University

The level of copayment increased in order to stabilize the financial condition of the health insurance on 1986. An important question regarding the policy was whether the increase in the level of copayments reduced the utilization of medical services in the poor selectively. In spite of the importance of the research question, no study has been reported.

This study was designed to find out changes in numbers of physician visits, to explain characteristics influencing the difference of utilization before and after the program. Finally the interaction effect between the program and the level of income was examined for the above question.

A total of 10,421 persons from eight institutions was selected as the study sample.

Research findings are as follows.

1. The number of physician visits decreased by ten percent as a result of increasing the level of copayment.
2. The decrease was remarkable in some groups such as children, rural area and large family.
3. The most important factor which explained the difference was the number of physician visits before the introduction of the new program. The more numbers of physician visits during the last year were, the more numbers of physician visits decreased after the program.
4. The interaction term between the program and the level of income was statistically significant in the multiple regression model which explained physician visits and its coefficient was negative.

It means that an increase in copayment did not reduced the number of physician visits in the poor, selectively.

5. It can be concluded that imposing adequate copayment reduces the use of medical services as well as medical costs without serious damage in access especially for the poor people.

Key words: the level of copayments, the number of physician visits, health insurance, before and after the program, level of income.

I. 연구배경 및 목적

대부분의 국가에서 국민총생산 중 의료비가 차지하는 백분율이 해마다 크게 증가되고 있다. 미국의 보건의료비 지출은 1960년에 GNP의 5.3%이던 것이 1981년에는 9.8%이었고 1990년에는 12.0%로 될 것으로 예상하였다 (Rakich et al, 1985). 서독은 1960년대 GNP의 4.4%이던 것이 1975년에 9.7%로 증가되었고 사회보장형 의료체계의 스웨덴의 경우 1960년에는 3.5%였으나 1975년에 8.7%로 크게 증가되었다(Sorkin, 1984).

한국은 국민의료비가 1985년에 GNP의 4.8%로 보고되어 선진국에 비해 낮은 수준이기는 하나 1975년에 비해 10년 간 약 12배 정도 증가되었으며(권순원, 1988) 특히 1980년 초반에 연평균 20~30%의 증가율을 보였다(보건사회부, 1989). 최근 한국에서 이와 같이 의료비가 급격히 상승하는 이유는 수진율의 증가 때문이며 이는 의료보험 적용대상자의 지속적인 확대에 기인한다(유승홍, 1984; 김한중과 전기홍, 1989). 이에 따라 의료비 증가를 억제하는 방안이 학계에서 활발히 논의되고 있다(권순원, 1988; 이규식, 1988; 김한중, 1989; 문옥윤, 1989).

의료비 상승의 원인은 세 가지로 구분할 수 있다. 첫째가 의료서비스 가격의 상승이고 둘째는 의료수요의 증가이며 셋째는 외래방문당 혹은 입원전당 서비스 양(column)의 증가이다. 이 중 최근 5년 간 한국의 의료보험 진료비 증가는 의료수요의 증가가 가장 크게 기여한 것으로 보고되었다 (김한중과 전기홍, 1989). 질병의 발생과 유병상태가 최근 수년 동안 일정하다고 가정할 때 의료보험 적용인구 일인당 의료수요가 증가하는 것은 질병외적인 요인에 의한 것이다. 질병외적인 요인은 대부분 소득 및 생활수준의 향상에 따라 의료기관에 대한 접근도가 상대적으로 높아진 것에 기인한 것이고 이것은 의사에 의한 수요유인(physician induced demand)이나 불필요한 의료이용 등이 원인이 될 수 있다. 이 문제를 해결하기 위해 의료보험에 비용분

담제도(cost sharing program)를 도입하고 있다(Sorkin, 1984).

비용분담은 서비스 이용자가 진료비의 일부를 부담하는 것으로서 기본적으로 세 가지 방법이 있다. 첫째 의료보험가입자가 연간 진료비가 일정액이 될 때까지는 진료비 전액을 부담해야 하는 공제제(deductible)이고 둘째는 진료비의 일정률에 해당하는 금액을 서비스 이용시마다 부담하는 본인부담정률제(coinsurance)이며, 셋째는 서비스 이용시마다 일정액을 부담하는 본인부담정액제(copayment)이다.

의료보험에서 비용분담제도를 도입하는 이유는 불필요한 의료수요를 가능한한 억제시킴으로써 정책적으로 의료비 상승의 중요한 원인인 의료수요 증가를 최소화하고 의료비를 절감시키고자 하는 것이다(유승홍, 1990). 그러나 비용분담 정책이 의도하는 대로 의료비를 절감할 수 있다고 하더라도 상반되는 측면이 존재하기 때문에 시행에 있어 세심한 주의를 기울여야 한다. 상반되는 측면이란, 의료서비스 수요의 한계비용을 높힘으로써 경제적 능력이 빈약한 계층의 의료수요를 제한할 수 있으며, 결국 의료서비스에 대한 국민의 경제적 접근도를 낮추는 결과를 초래한다는 것이다 (Scitovsky and Snyder, 1972).

한국은 현재 외래와 입원 모두 본인부담정률제를 채택하고 있으며, 단지 의원급 의료기관의 외래에서 만원 이하의 소액진료비에 한해 본인부담정액제를 사용하고 있다. 우리나라 의료보험에서 도입한 비용분담제도의 시기적 변천과정을 보면 입원은 의료보험 도입시부터 현재까지 일정률의 본인부담정률제를 사용하고 있으며 외래의 경우도 1986년 이전까지는 같은 방법이었으나 부담률에 차이가 있었다. 1981년에 병원과 종합병원에 대하여 본인부담률을 인상함으로써 대형 병원 선호에 의한 병원 및 종합병원 이용을 1차 의료기관에 해당하는 의원급 의료기관으로 전환하려 하였다. 그러나 1983년과 1984년에 겪은 보험재정의 어려움으로 인해 의원급 의료기관에서도 본인부담률 인상이 불가피해지자 1986년 초부터 보험청구 및 심사업무가 용이하면서 본인부담률 인상의 효과를 가져올 수 있는 본인부담정액제를 소액진료

비에 한해 도입하였고 병원과 종합병원에서는 진찰료 전액을 본인이 지불하도록 하였다. 그 결과 1986년은 1985년에 비해 다른 조건이 일정할 때 약 17%의 외래수요 감소가 있었고(김한중과 전기홍, 1989) 단순히 의료보험관리공단과 의료보험조합연합회의 외래이용 변화를 보더라도 1986년에 외래이용이 감소하였다.

이 연구는 1986년 1월 1일부터 시행한 외래서비스에 대한 본인부담금 인상에 외래서비스 수요에 미친 영향을 분석하여 이 정책이 갖는 의미를 평가하고자 한다. 연구의 구체적인 목적은 다음과 같다.

첫째, 본인부담금 인상에 의해 외래이용이 실제로 감소하였는지를 검정하고

둘째, 본인부담금 인상이 의료보험 적용대상자의 성, 연령 및 거주지 등에 따라 외래이용에 미친 영향을 분석하고

셋째, 특히 소득수준이 낮을수록 외래이용이 더 많이 감소하였는지를 검정하고자 한다.

II. 연구방법

1. 연구대상 및 자료

가. 연구대상 및 표본추출

이 연구는 공무원 및 사립학교 교직원 의료보험에 가입된 사람과 그들의 피부양자를 연구대상으로 하였다. 의료보험관리공단 내 8개 기관을 임의로 선정하여 이 기관에 근무하는 모든 사람을 피보험자 표본으로 하였고 총 2,349명이었다. 표본기관은 서울에 2개 기관과 부산, 대구, 광주, 대전, 영월과 부안에 각 1개씩 위치하였고 구청, 군청, 검찰청, 노동청이 1개씩 있으며 경찰서와 고등학교가 2개씩이었다. 전체 표본은 1984년 9월 1일부터 1986년 11월 30일까지 8개 기관에 재직한 피보험자와 같은 기간동안 계속 피보험자격을 갖고 있었던 피부양자로 하였으며 총 10,421명이었다.

나. 자료의 원천

이 연구에 사용된 자료의 원천(source of data)은 의료보험관리공단의 전산자료이다. 관리공단 전산시스템에 의해 4개의 전산화일(file)을 만들고, 이 4개의 화일내 자료들을 주민등록번호에 의해 합병하여 최종분석자료군(data set)을 생성하였다. 자료의 원천인 4개의 화일은 다음과 같다.

1) 피보험자 화일

1990년 3월 현재의 의료보험관리공단 피보험자 자격화일을 이용하였다. 이 화일내 변수인 현근무지 및 근무시작

일, 전 근무지 및 근무기간과 전전 근무지 및 근무기간을 이용하여 정해진 기간 동안 연구대상 기관에 피보험자를 추출하였다.

2) 피부양자 화일

현재의 의료보험관리공단의 피부양자 자격화일에서 피보험자 화일의 각 피보험자에 해당하는 피부양자들을 추출하고 이 중 정해진 기간 동안 계속 자격을 갖지 않은 사람은 제외하였다.

3) 1985년도 의료이용 화일

1985년도 1년 동안의 진료비 지급화일에서 연구대상기관의 기관기호를 갖는 건(case, record of file)을 모두 추출하였다.

4) 1986년도 의료이용 화일

마찬가지로 1986년도 1년 동안의 진료비 지급화일에서 연구대상기관의 기관기호를 갖는 건을 추출하였다.

2. 분석단위

이 연구는 2개의 분석단위를 사용하여 설계하였다. 첫번째 분석단위는 개인이고 두번째 분석단위는 가족이다.

3. 연구에 사용된 변수

이 연구는 두 개의 분석단위에 의해 설계되었으므로 각 분석단위에 따라 사용하는 변수를 달리하였다. 개인의 분석 단위인 경우에는 개인의 연령, 성 등이 직접 독립변수로 사용될 수 있으나 가족의 분석단위인 경우에는 이런 변수의 사용이 불가능하게 되어 가족 중 어린 아이의 비율 혹은 노인의 비율들의 변환된 변수를 사용하였다. 따라서 이런 변수의 생성은 임의적인 요소를 내포하나 과거 연구결과에서 의료이용 양상이 다르다고 보고된 범주에 의해 구분하였다. 연구에 사용된 변수를 종합하면 Table 1과 같다.

연구의 종속변수 중 외래이용(RTVISIT)은 1985년도 혹은 1986년도 연간 외래이용 횟수에 제곱근을 취한 값이고 가족 외래이용(RTF-VISIT)은 가족의 연간 총 외래이용 횟수에 제곱근을 취한 값이다. 또 개인의 전후 외래이용 차이(DIFF)는 1986년도 연간 외래이용 횟수에서 1985년도 연간 외래이용 횟수를 뺀 것이며, 가족의 전후 외래이용 차이는(F-DIFF) 가족의 1986년도 연간 총 외래이용 횟수에서 1985년도 연간 총 외래이용 횟수를 뺀 수치이다.

독립변수로 연령(AGE)은 의료보험적용대상자 즉 피보험자와 피부양자의 연령이며, 1986년도를 기준으로 하였고 성(SEX)은 이들의 성이다. 소득(INCOME)은 의료보험관

Table 1. Description of variables

Variable name	Description of variable	Measurement
1. Dependent variable		
RTVISIT	Square root of the number of annual visits per beneficiary	
RTF-VISIT	Square root of the number of annual visits per family	
DIFF	Difference in the number of visits per beneficiary between 1985 and 1986	
F-DIFF	Difference in the number of visits per family between 1985 and 1986.	
2. Independent variable		
AGE	Age of beneficiary	
CHILD	Proportion of children(0-14) within family	
FEMALE	Proportion of female within family	
F-NO	Family size	
OLDAGE	Proportion of old age(≥ 55) within family	
F-VISIT85	The number of visits per family in 1985	
INCOME	Average monthly income of the insured	in 10,000Won
REGION	Site of workplace of the insured	0 : small city 1 : large city
SEX	Sex of beneficiary	0 : male 1 : female
VISIT85	The number of visits per beneficiary in 1985	
YEAR	Year.	0 : 1985 1 : 1986

리공단에서 산출한 피보험자의 표준 월급여액으로 하였다. 가족수(F-NO)는 연구대상 피보험자를 기준으로 하여 연구대상 기간동안 피보험자격을 유지한 피부양자수를 합한 것이며, 지역성 특성(REGION)은 피보험자의 직장이 위치한 지역에 따라 대도시와 지방으로 구분하였고 본 연구에서 대도시는 서울, 부산, 대구, 광주, 대전이고 지방은 영월읍과 부안읍이다.

연도(YEAR)는 본인부담금 인상이 적용된 1986년과 전년도인 1985년도를 가변수화 하였다. 또 가족 중 어린아이 비율(CHILD)은 피보험자 가족 중 14세 이하 어린아이

의 비율로 하였다. 가족 중 여성비율(FEMALE)은 가족 중 여성의 비율이고 가족 중 노인의 비율(OLDAGE)은 가족 중 55세 이상 노인의 비율로 하였다. 전년도 외래이용(VISIT85)은 1985년도 개인의 연간 외래이용 횟수이고 전년도 가족 외래이용(F-VISIT85)은 1985년도 가족의 연간 총 외래이용 횟수이다.

4. 연구모형의 개발

이 연구는 두 가지 모형에 의해 진행하였다. 첫번째는 의료보험 적용대상자의 특성을 고려하지 않은 채 본인부담

금 인상에 의한 외래이용의 변화를 관찰한 비교정모형(unadjusted model)이고 두번째 모형은 외래이용에 영향을 미치는 제반요인들을 통제하고 본인부담금 인상의 영향을 평가한 중회귀모형(multiple regression model)이다. 자료처리와 통계량 산출은 PC SAS로 하였다.

가. 비교정모형

외래 본인부담금 제도 변화에 의해 전, 후 각 일년 동안의 외래이용 횟수의 차이를 비교하기 위해 짹비교 t 검정(paired t-test)을 실시하였다. 분석단위에 따라 개인 혹은 가족별로 1985년과 1986년 연간 외래이용 횟수의 차이를 검정하였다. 또 외래이용에 영향을 미칠 수 있는 요인별로 외래이용 및 연간 외래진료비의 차이를 평가하였다.

나. 중회귀모형

외래수요에 영향을 미치는 요인들을 통제하고 본인부담금 인상이 외래수요 혹은 외래수요 결정요인에 미친 영향을 평가하고자 중회귀모형을 개발하였으며 회귀계수는 최소자승법(OLS : Ordinary Least Square)에 의해 추정하였다. 두 개의 종속변수를 사용하였는데 첫번째 종속변수는 연간 외래이용이고 두번째 종속변수는 1985년과 1986년도의 연간 외래이용 횟수의 차이이다.

1) 연간 외래이용 설명모형

외래이용에 영향을 미치는 인구사회학적 변수와 지리적 변수 등에 의해 연간 외래이용을 설명하는 모형을 개발하였다. 이 연구에서 중점적으로 평가하고자 하는 목적이 본인부담금 인상은 소득수준이 낮을수록 외래이용을 더 많이 감소시키는지를 검정하는 것이므로 본인부담금 인상여부와 소득수준의 상호작용항(interaction term)을 평가하였다. 개인의 외래이용 결정요인은 다음과 같은 함수로 표시할 수 있다.

$$RTVIST=f(AGE, AGE^2, SEX, INCOME, F-NO, REGION, YEAR, INCOME*YEAR)$$

또 가족의 외래이용 결정요인은 다음과 같은 함수로 표시하였다.

$$RTF-VISIT=f(OLDAGE, FEMAIL, CHILD, F-NO, INCOME, REGION, YEAR, INCOME*YEAR)$$

2) 전후 외래이용 차이 설명모형

본인부담금 인상으로 인한 외래이용 변화에 영향을 미친 요인들을 구명하고자 본인부담금 인상 전후 각 일년간의 외래이용 횟수의 차이를 설명하는 모형을 개발하였다.

개인의 전후 외래이용의 차이는 다음과 같은 함수로 표시하였다.

$$DIFF=f(AGE, SEX, INCOME, REGION, F-NO, VISIT85)$$

또 가족의 전후 외래이용 차이는 다음과 같은 함수로 표시하였다.

$$FDIFF=f(OLDAGE, FEMAIL, CHILD, F-NO, INCOME, REGION, F-VISIT85)$$

III. 연구결과

1. 비교정모형

본인부담금 인상 전후 일년 간의 외래이용 횟수 및 연간 외래진료비와 그 차이를 분석하였다(Table 2). 차이에 대한 검정은 짹비교 t 검정에 의하였다. 외래이용 및 진료비에 영향을 미칠 것으로 판단되는 변수들을 통제하지 않은 상태에서 의료이용과 관련 있는 몇 가지 변수들에 의해 구분하였다.

본인부담금 인상은 전체적으로 1인당 외래이용을 연간 0.4회 감소시켰으며, 통계학적으로 유의하였고 이것은 전년도 대비 약 10%에 해당한다. 그러나 외래진료비의 감소는 통계학적으로 유의하지 않았다. 연령별로는 4세 이하에서 가장 크게 감소하였고 14세 이하에서 외래이용 및 진료비 감소가 통계적으로 유의하였으나, 15세 이상의 전 연령층은 본인부담금 인상으로 인한 외래이용 감소가 없었다. 성별로는 남녀 모두 통계학적으로 유의하게 감소하였다.

본인부담금 인상이 소득이 높은 계층보다 낮은 계층의 외래이용을 더 감소시켰는지를 검토하기 위해 피보험자의 표준월급여액에 의해 구분하였다. 소득수준은 피보험자의 표준월급여액에 의해 표현하였고 이것을 피부양자 개인 소득수준의 대용지표(proxy indicator)로 사용하였으므로 소득수준에 의한 외래이용 차이의 평가는 피보험자 가족별로 분석하였다.

Table 2. Changes in the number of physician visits and expenditures before and after the program(increasing the copayment level) according to socio-demographic characteristics.

	Number of visits			Expenditures		
	Before	After	Difference	Before	After	Difference
INDIVIDUAL UNIT(per capita)						
Age	0~4	11.6(.6) ^a	8.1(.5) ^a	-3.5**	39,154(1,921) ^a	30,791(1,917) ^a
	5~14	5.0(.2)	4.0(.2)	-0.9**	19,865(707)	18,020(723)
	15~24	2.1(.1)	1.9(.1)	-0.2	10,674(630)	10,445(599)
	25~34	3.5(.2)	3.7(.2)	0.1	18,997(1,072)	20,343(1,144)
	35~44	4.5(.3)	4.5(.2)	0.1	23,361(1,316)	25,812(1,343)
	45~54	5.0(.3)	4.9(.3)	-0.1	29,200(1,838)	30,953(2,091)
	55~64	2.8(.3)	2.9(.3)	0.1	17,162(1,171)	17,323(1,772)
	65~74	3.4(.5)	3.8(.5)	0.4	22,125(3,782)	22,667(3,062)
	75 and over	2.4(.8)	2.5(.9)	0.2	14,477(5,172)	14,161(4,967)
Sex	Male	4.3(.1)	3.9(.1)	-0.4**	20,780(691)	20,149(670)
	Female	4.2(.1)	3.8(.1)	-0.4**	20,145(602)	20,595(661)
	Total	4.2(.1)	3.8(.1)	-0.4**	20,464(459)	20,371(470)
FAMILY UNIT(per family)						
Income	below 288,000	14.0(.8)	13.7(.7)	-0.3	72,556(4,279)	76,225(4,173)
	288,001~374,600	15.4(2.1)	13.9(2.1)	-1.5	64,200(8,085)	69,725(10,784)
	374,601~509,400	17.3(.9)	15.7(.9)	-1.6**	79,218(4,431)	79,745(4,660)
	509,401 and over	23.2(1.0)	20.5(.9)	-2.7**	114,430(5,247)	109,944(4,749)
Region	Large city	17.1(.6)	17.0(.6)	-0.1	84,462(3,080)	90,235(3,219)
	Small city	23.0(1.2)	17.1(.9)	-5.8**	106,716(5,803)	90,721(4,801)
	Total	18.8(.5)	17.1(.5)	-1.7	90,786(2,764)	90,375(2,676)

a : mean(S.E)

** : P<0.05

* : P<0.1

공무원 및 사립학교교직원의료보험에 가입한 피보험자의 소득분포를 4등분하여 구간별 외래이용 변화를 본 결과는 소득분포 중 첫 4분위(first quartile)에 해당하는 피보험자 가족의 외래이용 감소가 그 이상의 급여액을 받는 피보험자 가족의 외래이용 감소보다 매우 적었고 마지막 4분위(fourth quartile)에 해당하는 피보험자 가족의 외래이용이 가장 많이 감소하였다. 소득분포의 중간값에 해당하는 374,000원 이상의 피보험자 가족의 외래이용 감소는 통계학적으로 유의하였으나 이보다 낮은 급여를 받는 피보험자 가족의 외래이용 감소는 통계학적으로 유의하지 않았다. 소득수준별 외래진료비의 변화는 모두 통계학적으로 유의하지 않았다.

거주지도 피보험자의 직장 소재지로 하였으므로 가족을 단위로 분석하였다. 거주지별 외래이용 변화는 지방에서 통계학적으로 유의하게 감소하였으나 대도시에서는 감소하지 않았다.

본인부담금 인상이 의료기관 종별에 따라 다르게 적용되었으므로 의료기관 종별에 의해 분류하였다(Table 3). 종합병원에서는 개인당 외래이용과 가족당 외래이용이 모두 통계학적으로 유의하게 감소된 반면 의원에서는 개인당 외래이용 감소가 다른 의료기관보다 많았고 통계학적으로 유의하였으나 가족당 외래이용 감소는 통계학적으로 유의하지 않았다. 이것은 본인부담금 인상이 대부분 사람들의 종합병원 외래이용을 감소시켰으나, 의원 외래이용 감소는

Table 3. Changes in the number of physician visits before and after the program

		Before	After	Difference
General Hospital	per capita	.53(.03) ^a	.43(.02) ^a	-.09**
	per family	2.54(.14)	2.25(.13)	-.30**
Hospital	per capita	.30(.02)	.26(.02)	-.04*
	per family	1.41(.11)	1.27(.11)	-.15
Clinic	per capita	3.13(.07)	2.86(.07)	-.27**
	per family	14.67(.47)	14.13(.44)	-.54

a : mean(S.E)

** : p<0.05

* : p<0.1

Table 4. Factors affecting physician visits per capita

Independent variable	Total sample		Reduced sample ^a	
	Coefficient(SE)	t	Coefficient(SE)	t
AGE	-.029(.002)	-13.8**	-.004(.001)	-14.0**
AGE ²	.000(.000)	10.2**	.001(.000)	13.0**
SEX	.042(.022)	1.9*	.001(.030)	.0
INCOME	.001(.001)	.8	.013(.001)	11.4**
F-NO	-.020(.007)	-2.9**	-.113(.010)	-11.6**
REGION	-.159(.025)	-6.4**	.232(.034)	6.9**
YEAR(program)	.005(.057)	.1	.041(.080)	.5
YEAR*INCOME	-.001(.001)	-1.4	-.003(.002)	-2.2**
Intercept	1.561(.060)	25.9**	2.011(.085)	23.3**
d.f.	20,841		11,793	
F	46.0		63.3	
R ²	.017		.041	
AdjR ²	.014		.037	

a : sample in which non-user both in 1985 and 1986 are excluded

** : p<0.05

* : p<0.1

일부 사람들에게만 일어났음을 뜻한다. 그리고 병원의 외래 이용 감소는 5% 유의수준에서 통계학적으로 유의하지 않았다.

2. 중회귀모형

이 연구는 일정 기간 동안 연구 대상기관에 근무한 모든 사람들의 외래이용을 분석하였으므로 이 중에는 1985년과 1986년 동안 한번도 외래이용을 하지 않은 사람들이 다수 포함되어 있다. 전체의 약 43%에 해당하는 4,524명이었고, 비교적 건강한 집단이라고 말할 수 있다. 따라서 이들에 의해 외래이용 감소에 미친 요인들의 영향이 회석될 것으로

판단하였으며, 연간 외래이용 횟수가 0인 이 사람들로 인하여 종속변수가 정규분포를 하지 않아 회귀계수의 추정치가 불편선형(unbiased linear)이긴 하나 최적(best)이지 못할 수 있으므로 이 모형에서는 전체 연구표본을 대상으로 분석한 후, 외래이용을 한번도 하지 않은 사람은 제외시키고 재분석하여 외래이용 감소 요인을 분명하게 도출하고자 하였다.

가. 연간 외래이용 설명모형

Table 4는 개인당 외래이용에 대한 중회귀모형의 결과이다. 연간 일인당 외래이용을 종속변수로 하고 이용자의

연령 및 성, 피보험자의 표준월급여액, 가족수, 외래방문 연도, 표준월급여액과 연도의 상호작용항을 설명변수로 하였다.

Table 4에서 보는 바와 같이 외래이용을 한 집단을 대상으로 한 결과가 더 강한 효과를 보였으며, 연령 및 피보험자의 표준월급여액, 가족수, 거주지, 연도와 급여액의 상호작용이 통계학적으로 유의하게 외래이용에 영향을 미치는 요인되었다. 이 설명변수들의 회귀계수 부호를 해석하면 연령의 2차항과 1차항의 회귀계수가 모두 통계학적으로 유의하였고 2차항의 부호가 양(positive)이므로 어린 연령구간에서 나이가 들수록 외래이용이 감소하다가 청년기부터 나이가 많아질수록 증가하는 일반적인 기대와 일치하였다. 다른 조건이 일정할 때 피보험자의 월급여액이 많을수록 가족구성원들의 외래이용이 많았으며 가족수가 많을수록 개인의 외래이용은 감소하였다. 거주지는 전체표본과 외래이용을 한 집단 모두 통계학적으로 유의하나 부호가 반대여서 외래이용을 한번도 하지 않은 사람의 영향이 큼을 알 수 있다. 즉 전체 연구대상자에서는 대도시가 지방보다 외래이용이 적지만 외래이용을 한 집단만을 보면 대도시가 지방보다 외래이용을 많이 하였다.

그리고 이 연구에서 중점적으로 평가하고자 하는 본인부담금 인상 후 소득별 외래이용 감소 정도를 검정하기 위한

연도와 급여액의 상호작용 회귀계수의 부호가 음(negative)이었다. 이것은 다른 조건이 일정할 때 1985년도의 외래이용에 대한 소득정도의 회귀직선 기울기보다 1986년도의 회귀직선 기울기가 적을 것을 뜻하며 본인부담금 인상 후 소득이 높을수록 외래이용이 더 많이 감소한 것을 의미한다.

가족당 연간 외래이용을 설명한 중회귀모형의 결과는 Table 5와 같다. 가족 중 14세 이하 어린아이의 비율, 가족 중 55세 이상 노인의 비율, 피보험자의 표준월급여액, 가족수, 거주지가 통계학적으로 유의하게 가족의 외래이용에 영향을 미쳤다. 이것을 해석하면 다른 조건이 일정할 때 가족 중 14세 이하 어린아이가 많을 때 또 가족 중 55세 이상 노인이 많을 때 가족의 총 외래이용이 증가하였고, 피보험자가 월급여액이 많을수록 가족들이 외래이용을 많이 하였으며 가족수가 많을수록 가족의 총 외래이용이 증가하였다.

개인을 분석단위로 한 중회귀모형 결과와 마찬가지로 전체 표본을 대상으로 한 결과와 외래이용을 한 가족들을 대상으로 한 결과에서 거주지에 대한 회귀계수의 부호가 반대였다. 그리고 개인에 대한 모형과 달리 연도와 급여액의 상호작용이 통계학적으로 유의하지 않았으나 부호는 일관되게 음이어서 소득정도와 외래이용 감소의 방향은 같았다.

Table 5. Factors affecting physician visits per family

Independent variable	Total sample		Reduced sample ^a	
	Coefficient(S.E.)	t	Coefficient(S.E.)	t
CHILD	2.046(.201)	10.2**	2.572(.198)	13.0**
OLDAGE	.203(.250)	.8	1.334(.273)	4.9**
FEMALE	-.347(.171)	-2.0**	-.024(.204)	-.1
INCOME	-.002(.003)	-.8	.036(.003)	11.5**
F-NO	.440(.023)	19.6**	.254(.024)	10.6**
REGION	-.415(.088)	-4.7**	.629(.090)	7.0**
YEAR	.045(.203)	.2	.101(.204)	.5
YEAR*INCOME	-.003(.004)	-.9	-.006(.004)	-1.4
Intercept	1.282(.197)	6.5**	.511(.219)	2.3**
d.f.	4,697		3,293	
F	95.6		81.6	
R ²	.14		.16	
AdjR ²	.12		.14	

a : Sample in which non-using family both in 1985 and 1986 are excluded.

** : p<0.05

나. 전후 외래이용 차이 설명모형

각 분석단위별 본인부담금 인상 후 1년 동안의 외래이용 횟수와 전 1년 동안의 외래이용 횟수의 차이를 종속변수로 하고 이 차이에 영향을 미칠 것으로 판단되는 요인들의 효과를 평가하였다.

외래이용 설명모형과 마찬가지로 요인의 효과를 강하게 분별하기 위해 전체 표본 뿐만 아니라 외래이용을 한 집단에 대해서도 분석하였다. 개인당 전후 외래이용 차이 설명 모형의 결과는 Table 6과 같다. 외래이용을 한 집단을 대상으로 한 결과를 보면 모든 변수를 다 포함한 모형에서 이용자의 연령과 피보험자의 표준월급여액, 가족수, 거주지와 전년도 외래이용 횟수가 통계학적으로 유의하게 영향을 미쳤다. 각 변수에 대한 회귀계수의 부호를 해석하면 다른 조건이 일정할 때 나이가 많을수록 1985년에 비해 1986년 외래이용이 적게 감소하였고 어릴수록 많이 감소하였으며, 소득정도가 높을수록 적게 감소하였고 소득정도가 낮을수록 많이 감소하였다. 또 가족수가 많은 가족의 구성원일수록 외래이용 감소가 더 커졌으며 지방에서 대도시 보다 감소정도가 커졌다. 특히 전년도 외래이용 횟수는 다른 변수에 비해 월등하게 큰 영향을 미쳤는데 이것은 전년도에 외래이용이 많이 한 사람일수록 본인부담금 인상 후 외래이용이 더 많이 감소하였고 이의 영향이 매우 큼을 의미한다.

그러나 설명변수인 소득정도 및 종속변수인 외래이용

차이와 동시에 관련이 있는 변수의 통제작용에 의해 연구자가 보고자 하는 소득정도와 외래이용 차이의 단순한 관계를 제대로 평가할 수가 없었다. 외래이용 설명 모형에서 소득정도는 외래이용 횟수에 통계학적으로 유의하게 영향을 미쳤고, 전후 외래이용 차이 설명모형에서는 전후 외래이용 차이를 가장 잘 설명해주는 것이 전년도 외래이용 횟수이었다. 그러므로 외래이용 차이를 설명하는 모형에 서로 관련이 있는 소득과 전년도 외래이용 횟수가 동시에 포함됨으로써 소득에 대한 회귀계수의 의미가 달라진다. 즉 외래이용 차이를 전년도 외래이용 횟수에 의해 설명하고 남은 잔차(residual)를 소득정도가 설명한 것이 소득에 대한 회귀계수의 의미이다. 다시 말하면 이 회귀계수가 양으로 나온 것은 소득정도와 무관하게 전년도 외래이용 횟수가 일정하다고 가정할 때 소득이 낮을수록 외래이용 감소가 크다는 뜻이다.

그러나 연구자는 전년도 외래이용 횟수를 통제하지 않고 단순히 본인부담금 인상이 소득정도에 따라 외래이용 횟수를 다르게 감소시켰는지를 보고자 하였으므로 전년도 외래이용 횟수를 모형에 포함시키지 않은 감축모형(reduced model)을 개발하였다. 그 결과 소득정도는 외래이용 차이에 전혀 영향을 미치지 못하여 외래이용 감소는 소득과 관련이 없었다.

그러나 전년도 외래이용 횟수를 모형에서 제외함으로써

Table 6. Factors affecting differences^a in physician visits per capita before and after the program

Independent variable	Total sample				Reduced sample			
	full model		reduced model		full model		reduced model	
	Coefficient(S.E)	t	Coefficient(S.E)	t	Coefficient(S.E)	t	Coefficient(S.E)	t
AGE	.011(.004)	3.0**	.028(.004)	6.8**	.033(.006)	5.2**	.049(.008)	6.5**
SEX	.042(.140)	.3	.054(.162)	.3	-.135(.240)	-.6	.066(.285)	.2
INCOME	.004(.004)	1.1	-.002(.004)	-.4	.033(.001)	5.0**	-.002(.008)	-.3
F-NO	-.121(.043)	-2.8**	-.060(.050)	-1.2	-.389(.076)	-5.1**	-.095(.090)	-1.1
REGION	.730(.157)	4.6**	1.186(.180)	6.6**	1.940(.267)	7.2**	1.800(.317)	5.7**
VISIT85	-.470(.008)	-58.5**	-	-	-.563(.011)	-49.1**	-	-
Intercept	1.205(.335)	3.6**	-1.698(.382)	-4.4	1.964(.609)	3.2**	-2.639(.714)	-3.7**
d.f	10,420		10,420		5,896		5,896	
F	591.2		19.5		421		16.7	
R ²	.254		.009		.300		.014	
AdjR ²	.254		.009		.300		.013	

a : difference=the number of visits in 1986—the number of visits in 1985

** : p<0.05

Table 7. Factors affecting differences^a in physician visits per family before and after the program

Independent variable	Total sample				Reduced sample			
	full model		reduced model		full model		reduced model	
	Coefficient(S.E)	t	Coefficient(S.E)	t	Coefficient(S.E)	t	Coefficient(S.E)	t
CHILD	.697(1.941)	.4	-8.161(2.194)	-3.7**	4.142(2.617)	1.6	-10.989(3.032)	-3.6**
OLDAGE	1.480(2.383)	.6	-.548(2.732)	-.2	6.296(3.528)	1.8	-1.019(4.179)	-.2
FEMALE	-1.427(1.627)	-.9	-1.303(1.865)	-.7	-1.022(2.630)	-.4	-2.232(3.124)	-.7
INCOME	.015(.020)	.8	-.006(.023)	-.3	.153(.030)	5.2**	-.013(.034)	-.4
F-NO	.883(.219)	4.0**	-.357(.246)	-1.5	.748(.311)	2.4**	-.504(.365)	-1.4
REGION	3.703(.843)	4.4**	5.539(.963)	5.7**	7.924(1.156)	6.9**	6.611(1.372)	4.8**
F-VISIT85	-.412(.015)	-27.2**	-	-	-.519(.020)	-26.0**	-	-
Intercept	-.866(1.609)	-.5	-1.330(1.845)	-.7	-5.461(2.505)	-2.2**	-.116(2.966)	-.04
d.f	2,348		2,348		1,646		1,646	
F	116.8		10.1		106.8		8.4	
R ²	.259		.025		.313		.030	
AdjR ²	.257		.023		.310		.026	

a : difference=the number of visits in 1986-the number of visits in 1985

** : p<0.05

모형의 설명력이 급격히 감소하였다. 따라서 전년도 외래이용 횟수가 외래이용 차이를 대부분 설명하는 것이며 본인부 담금 인상에 의한 전후 외래이용 차이는 전년도 외래이용 횟수에 크게 영향을 받았음을 알 수 있었다.

가족을 분석단위로 한 모형의 결과는 Table 7과 같다. 개인을 분석단위로 한 모형의 결과와 유사하나 다만 모든 변수를 포함한 모형에서 가족수에 대한 회귀계수 부호는 반대였다. 즉 가족수가 많은 가족이 적은 가족에 비해 가족 전체의 외래이용 감소정도가 적다는 의미이다.

또 가족중 14세 이하 어린아이의 비율이 모든 변수를 포함한 모형에서는 통계학적으로 유의하지 않았으나 감축모형에서는 통계학적으로 유의하게 변하였는데 이것은 14세 이하 어린아이의 외래이용이 다른 연령에 비해 많기 때문에 전년도 외래이용 횟수와 상관성이 높아, 전체를 대상으로 한 모형에서는 전년도 외래이용 횟수의 영향으로 이 변수의 단순한 관계를 볼 수 없었기 때문이다.

IV. 토의

1. 연구대상 및 자료에 관한 토의

이 연구는 대상기관의 선정이 확률표본 추출에 의하지 않아 연구표본이 공무원 및 사립학교교직원의료보험 적용대

상자를 대표하지 못하기 때문에 연구결과를 공무원 및 사립학교교직원의료보험 혹은 우리나라 의료보험 전체로 확대해석시 유의해야 한다.

표본추출시 피보험자의 자격보유기간을 1984년 9월 1일부터 1986년 11월 30일까지로 한 이유는 의료이용 자료의 원천이 진료비 지급화일이기 때문이다. 1985년과 1986년의 외래이용을 비교하기 위해서는 연도별 이용자료가 수집기준에 의해 분류되어 있어야 하지만 이 연구에서 사용한 의료보험 관리공단 전산화일은 지급기준에 의해 분류되었다. 따라서 1985년 1월에 지급한 진료비는 거의 1984년 9월 1일 이후 3달 동안의 의료서비스에 대한 것이므로 1984년 9월 1일부터 피보험자 자격을 보유하여야만 1986년 동안의 의료이용과 비교할 수 있을 것으로 판단하였으며, 마찬가지로 1986년 12월 1일 이후에 서비스를 받은 진료비는 빨라야 1987년 1월 이후에 지급될 것이므로 1986년 11월 30일까지 피보험자 자격을 보유한 사람을 연구대상에 포함하였다. 그러므로 연구대상 피보험자는 연구대상 8개 기관에 1984년 9월 1일 이후 2년 3개월 동안 계속 근무한 사람이 된다.

2. 분석단위에 관한 토의

개인을 분석단위로 하면 연령, 성, 의료이용 관행 등의 개인 속성을 독립변수에 그대로 반영할 수 있으며, 종속변

수로 사용하는 의료이용이 개인을 단위로 발생하는 사건이므로 타당성을 갖는다. 그러나 의료이용 자체는 개인에 의해 이루어지거나 의료이용 행태에 대한 의사결정은 가족에 의해 이루어지며 가구주의 소득 및 가족수, 가구주의 교육 수준 등이 가족구성원들의 의료이용에 영향을 미친다. 또 의료이용은 드물게 일어나는 사건이므로 개인을 분석단위로 하면 이에 미치는 어떤 요인의 영향을 평가함에 있어 회석 효과(dilution effect)가 커 결과를 해석하기가 어렵기 때문에 가능한 집적시킬(aggregated) 필요가 있다. 이 연구의 목적이 본인부담금 인상이 외래이용 및 요인에 미친 영향을 보고자 하는 것이므로 외래이용 요인의 변화정도를 분명히 평가하기 위해서는 가능한 한 집적된 자료를 사용하는 것이 유리할 것으로 판단하였다.

따라서 이 연구는 개인과 가족 2개의 분석단위에 의하여 진행하였다. 그리고 이렇게 같은 대상에 대해 서로 다른 분석단위에 의한 결과를 비교함으로써 결과해석시 유리한 정보가 제공될 수 있다. 예를 들어 어떤 변수가 개인을 분석단위로 한 결과는 통계학적으로 유의하였으나, 개인을 집적한 가족단위로 분석했을 때는 통계학적으로 유의하지 않았다면 이 변수는 특정한 개인에 의해 종속변수에 영향을 미치나 이들을 집적하여 일반화하면 영향을 미치지 못하게 되어, 특정한 일부 사람에 의해 크게 영향을 받음을 알 수 있다.

3. 변수에 관한 토의

외래이용에 관한 연구에서 종속변수는 주로 외래이용 횟수와 외래진료비를 사용한다. 진료비를 종속변수로 한 경우에는 본질적으로 다른 개인간 혹은 방문간의 서비스를 종합할 수 있으므로 질병의 경증도와 환자구성을 고려한 지표라고 할 수 있다. 그러나 진료비가 한계비용을 반영하지 못하면 복지적인 측면에서의 의미가 왜곡될 수 있고 또가입한 보험을 바꾸거나 의료수가가 변하여 서비스에 대한 진료비가 달라진다면 진료비가 자원의 소모량과 일치하지 않게 되어 결과에 대한 해석이 잘못될 수 있다. 외래이용 횟수를 종속변수로 한 경우에는 분명한 자원의 사용을 뜻하기는 하나 질병의 경증도나 서비스 강도(intensity)를 나타내지 못한다는 단점을 갖는다.

이 연구는 정책도입 전후 비교이므로 시간의 흐름에 따른 화폐가치와 가격을 고려해야 하는 어려움으로 인해 진료비보다는 분명하게 자원을 소모한 외래이용 횟수를 종속변수

로 하였다. 그리고 연간 외래이용 횟수 설명모형에서 종속 변수로 연간 외래이용 횟수의 제곱근을 사용하였는데 이는 종속변수를 가능한 한 정규분포에 근사하게 하기 위한 변환 이었다.

본인부담제도의 도입을 평가한 외국의 연구들에서 사용한 변수들 중 본 연구에서 빠진 변수들을 종합하면 다음과 같다. Manning 등(1984)과 Newhouse 등(1981)은 다양한 본인부담률 및 본인부담제도에 따라 의료이용 변화를 분석하였고, Brook 등(1983)은 교육과 건강정도를 여러 가지로 측정하여 포함하였으며, Lohr 등(1986)과 Cherkin 등(1989)은 질병별로 분석하였고 Scitovsky와 Snyder(1972)는 직업별로 나누어 평가하였다.

이 연구의 대상이 공무원 및 사립학교교직원의료보험에 가입한 피보험자와 가족들이므로 의료보험 가입여부 혹은 종류에 관한 변수는 포함하지 않았으며 연구대상자들의 교육에 관한 변수는 구하지 못하였다. 또 여러 가지 본인부담률은 이 연구에 해당되지 않는 변수이며 교육, 건강정도와 질병 종류에 관한 변수는 연구자료의 제약으로 인해 구할 수 없었다. 직업에 관한 변수는 연구대상이 공무원 및 사립학교교직원의료보험 가입자이므로 직업이 공무원과 사립학교교직원의 두 가지이고 두 직업의 동질성이 있는 것으로 보아 본 연구에서 사용하지 않았다. 이 변수들을 제외하고 중요한 본인부담제에 관한 타 연구에서 사용한 변수들은 모두 포함하였다.

4. 연구모형에 관한 토의

비교정모형은 짹비교 t 검정을 사용하였는데 이것은 외래이용에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들을 통제하지 않은 분석방법이므로 결과를 해석하는데 주의하여야 한다. 짹비교 t 검정은 분석단위 각각에 따른 1985년과 1986년의 외래이용을 서로 비교하기 위한 단일변량 분석방법으로 영가설(null hypothesis)은 두 연도의 외래이용 횟수가 같다는 것이다.

회귀모형은 의료이용 연구에서 흔히 사용하는 다변량분석 방법이고 회귀모형에 의한 결과는 모형에 포함된 요인들을 통제한 결과이다. 따라서 본 연구의 주된 모형이고 이 모형에 의해 연구에서 보고자 하는 본인부담금 인상에 의한 소득수준별 외래이용 감소 정도의 유의성을 평가하였다. 연간 외래이용 횟수 설명모형에서는 본인부담금 인상여부와 소득수준의 상호작용 항에 대한 회귀계수의 통계학적 유의성을 검정하였다.

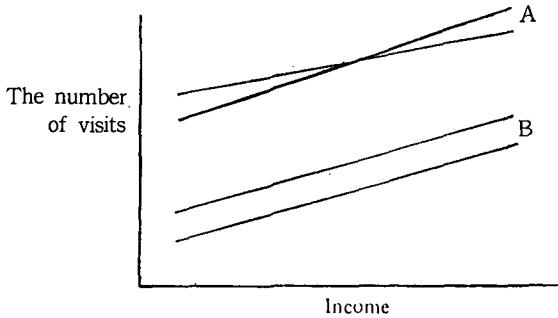


Figure 1. Schematic diagram for meaning of interaction term of income and year(program)

이 항의 의미를 도식적으로 풀면 Figure 1과 같다. 상호 작용항의 회귀계수가 통계학적으로 유의하다는 의미는 본인 부담금 인상에 의해 소득수준이 낮은 집단의 외래이용 감소와 소득이 높은 집단에서의 감소가 통계학적으로 유의하게 차이가 있다는 것이다. 즉 A와 같이 1985년과 1986년의 외래이용에 대한 소득의 회귀계수가 다르다는 것으로 두 회귀직선의 기울기가 달라 두 직선은 교차하게 된다. 반면에 통계학적으로 유의하지 않다는 의미는 B와 같이 상호작 용항의 회귀계수가 0이라는 것이며 두 개 연도의 회귀직선 기울기가 동일하고 절편만 차이가 나 두 직선은 서로 평행하게 된다.

그리고 전후 외래이용차이 설명모형에서는 표준월급여액 즉 소득항의 회귀계수를 검정하였다. 그러나 이 모형이 갖는 중요한 문제점이 있다. 연구에서 평가하고자 하는 것은 단순히 소득수준에 따라 연도간 외래이용 차이가 있는가이다. 그러므로 소득수준과 독립적인 다른 요인들은 통제하여야 하나, 소득수준과 관련이 있는 변수를 모형에 의해 통제하면 단순한 소득수준에 의한 외래이용 차이의 평가는 불가능해진다. 따라서 소득수준과 밀접한 관련이 있으면서 종속변수인 외래이용 차이에 크게 영향을 미치는 전년도 외래이용 횟수를 제외한 감축모형의 소득항을 평가하였다.

5. 연구결과에 관한 토의

본인부담금 인상 후인 1986년 외래이용을 1985년과 단순 비교한 결과 통계학적으로 유의하였으며 약 10% 감소되었다. 이것은 전체 공무원 및 사립학교교직원의료보험의 일인당 외래이용이 1985년에 7.37에서 1986년에 6.68로 9.4%로 감소한 결과와 거의 일치하였다. 김한중과 전기홍

(1990)의 연구에서는 다른 요인을 통제하고 17% 감소하였다고 보고하였다. 그리고 Scitovsky와 Snyder(1972), Newhouse 등(1981), Scheffler(1984), Roddy 등(1986), Cherkin 등(1989)의 연구에서 본인부담제도의 도입에 의해 외래이용이 감소하였다는 결과와도 일치한다. 그러나 Scheffler(1984)와 Manning 등(1984)의 연구에서 비용분담 제도가 일인당 의료비를 감소시켰다고 보고하였으나 이 연구에서는 전반적으로, 통계학적으로 유의하지 않았다. 이 연구가 물가상승과 의료보험수가 인상을 고려하지 않았기 때문일 수도 있을 것이다.

연령별로 14세 이하 어린아이 특히 4세 이하 영유아의 외래이용이 두드러지게 감소한 것은 4세 이하의 외래이용이 타 연령층에 비해 월등히 높기 때문일 것이고 회귀모형의 전후 외래이용 차이 설명모형의 결과에서 이를 뒷받침하고 있다. 소득이 높을수록 본인부담금 인상 후 외래이용 감소가 크고 통계학적으로 유의하였다. 회귀모형 중 외래이용 설명모형에서 소득이 높을수록 외래이용이 통계학적으로 유의하게 많았으며, 전후 외래이용차이 설명모형에서 전년도 외래이용이 많을수록 인상 후 외래이용 감소가 크다는 결과를 종합하면 소득이 낮은 계층보다 높은 계층의 외래이용이 많고 본인부담금 인상이 바로 외래이용이 많은 사람들의 외래이용을 억제시켰기 때문에 소득이 많은 계층에서 외래이용이 더 크게 감소한 것으로 해석할 수 있다. 그리고 이 결과는 본인부담금 인상이 긍정적인 방향으로 작용했다는 것을 뒷받침한다. 앞서 말했듯이 비용분담의 목적이 불필요한 의료수요를 억제함으로써 선량한 피보험자를 보호하고 의료비를 절감하기 위한 것인데 불필요한 의료수요를 명확하게 정의하기는 어려우나 외래이용이 많은 사람이 드문 사람보다 불필요하게 의료서비스를 받았을 가능성성이 클 것이다. 이와 같은 관점에서 본인부담금 인상이 외래이용이 많은 사람의 의료서비스를 억제하였다면 불필요한 외래수요를 줄였을 가능성이 크다고 생각할 수 있다.

의료이용 연구에서 항상 문제점으로 제기되는 것은 종속 변수가 제한점을 갖는다는 것(limited dependent variable)이다. 즉 의료이용을 한번도 하지 않은 사람이 많기 때문에 종속변수인 의료이용 횟수의 분포가 정규분포를 하지 않는다는 것이다. 따라서 회귀모형 정립을 위한 오차의 확률분포가 0인 가정과 등분산성의 가정을 위반할 가능성이 있다. 최소자승법에 의한 회귀계수 추정시 정규분포 혹은 오차의 확률분포가 0인 가정이 깨지더라도 최소자승추정량은 여전히 BLUE(best linear unbiased estimator)이다.

그러나 이분산성(heteroscedasticity)이 존재하면 오차들이 독립변수와 어떤 관계가 있음을 의미하게 되고 회귀추정량의 표본분포의 분산은 편기(biased)를 거쳐 표본회귀방정식을 통한 모 회귀모형의 통계적 추리가 곤란하게 된다.

이 문제를 해결하기 위하여 2단계 분석이나 토빗분석(Tobit analysis) 등의 방법을 사용하는데 2단계 분석이란 1단계로 의료이용을 한 사람과 하지 않은 사람으로 구분하여 판별분석이나 대수회귀분석을 한 후에 2단계로 의료이용을 한 사람만을 대상으로 종속변수로써 의료이용 횟수를 사용하여 회귀분석을 시행하는 방법이다. 이 연구는 의료이용에 미친 요인에 대한 연구가 아니고 본인부담금 인상의 효과를 평가하려는 것이므로 2단계 분석과는 거리가 있지만 회귀계수 추정량에 대한 편기를 줄이고, 외래이용을 하지 않은 사람들에 의해 회색된 분인부담금 인상효과를 분명히 파악하고자 외래이용을 하지 않은 사람을 제외시킨 분석도 동시에 시행하였다.

연간 외래이용 설명 모형에서 개인을 분석단위로 한 경우 연령의 2차항을 독립변수로 사용한 이유는 나이가 많을수록 어린 연령구간에서는 외래이용이 감소하다가 청장년 이후부터 증가하는 양상을 보이므로 이를 반영해 주기 위해서이며, Scheffler(1984)와 유흥호 등(1988)도 연령을 통제하기 위해 연령의 2차항을 독립변수로 사용하였다. 거주지에 대한 회귀계수 부호가 개인과 가족을 분석단위로 한 경우 모두 전체표본과 외래이용을 한 집단에서 다르게 나온 것은 대도시가 지방에 비해 외래이용을 하지 않은 사람이 많지만 외래이용을 한 사람만 보면 일인당 외래이용 횟수가 지방보다 많다고 해석할 수 있다.

개인과 가족을 분석단위로 한 경우 모두 소득의 회귀계수 가 전체표본에서는 통계학적으로 유의하지 않았으나 외래이용을 한 집단에서는 통계학적으로 유의하게 나와 외래이용을 한번도 하지 않은 사람들에 의해 결과가 달라짐을 알 수 있다. 의료이용을 하지 않은 건강한 사람들은 의료이용 결정요인과 무관하게 의료이용이 0이어서 이들이 다수 포함된 집단에 대해 의료이용에 영향을 미치는 요인들을 파악하는 것은 잘못된 결과를 초래할 수 있다. 즉 Table 4와 Table 5에서 보는 바와 같이 외래이용을 한 집단에서는 소득이 외래이용을 결정하는 중요한 요인이고 이것은 알려진 사실과 일치한다. 그러나 전체표본에 포함된 외래이용을 하지 않았던 사람들 중에는 소득이 높은 사람과 낮은 사람들이 혼재해 있는데 외래이용에 대한 의사결정의 기회가

전혀 없었던 이들에 의해 소득이 외래이용에 전혀 영향을 미치지 않는 것으로 나왔다. 그러므로 전술한 바와 같이 의료이용을 한번도 하지 않은 사람들에 의해 종속변수가 정규분포를 하지 않는다는 제한외에도 이런 실제적인 문제점이 내재해 있어 의료이용에 대한 연구시에는 의료이용을 하지 않은 사람들에 대한 처리를 신중히 해야 할 것이며 이 연구에서는 외래이용을 한 집단에 대한 결과를 위주로 해석하였다.

개인을 분석단위로 한 경우에는 가족수가 많을수록 개인의 외래이용이 감소하였고 가족을 분석단위로 한 경우에는 가족수가 많을수록 가족의 총 외래이용이 증가하였다. 전자는 가족수가 많은 것이 소득을 감소시키는 효과가 있고 가족에 대한 관심이 떨어질 수 있기 때문에 나타나는 현상이고 후자는 절대수가 많아 이용이 많은 당연한 결과로 해석할 수 있다.

모든 경우에서 연도와 소득의 상호작용이 음의 부호를 갖음으로써 소득이 높을수록 외래이용이 더 많이 감소한 결과는 비교정모형의 단순비교와 일치하는 결과이고 그것의 해석과 같이 할 수 있겠다.

전후 외래이용 차이 설명모형 결과를 보면 나이가 적을수록 외래이용 감소가 커서 비교정모형의 결과와 일치하고 있다. 또 가족을 분석단위로 한 경우 가족 중 14세 이하의 어린아이가 많을수록 외래이용 감소가 커 같은 결과였다. 전년도 외래이용 횟수가 본인부담금 인상으로 인한 외래이용 감소에 가장 크게 영향을 미친 것은 중요한 결과이며 앞서 토의한 바와 같이 불필요한 외래수요를 억제하는 기전으로 작용했다고 해석할 수 있는 근거가 된다.

소득에 대한 회귀계수는 모든 변수를 포함했을 때와 전년도 외래이용 횟수를 제외했을 때 상반된 부호를 갖는데 이것은 앞서 연구결과에서 언급한 바와 같이 소득과 외래이용의 상관성이 크기 때문에 전년도 외래이용횟수를 통제한 후에는 소득이 낮을수록 가격에 민감하지만 전년도 외래이용을 제외한 모형에서는 소득이 높은 사람의 외래이용 자체가 높기 때문에 본인부담금 인상은 외래이용이 많은 사람에게 작용하여 소득이 높을수록 외래이용이 더 많이 감소한 것이다.

소액진료비에 대한 본인부담금을 정할 당시 과거의 외래이용 진료비 차액을 이용하여 그 때까지 본인부담률에 의해 지불했던 평균 본인부담액보다 많은 액수로 정하여 보험재정에 도움을 기대했었다. 그러나 1년이 지난 후부터 소액진

료비에 대한 본인부담액은 인상되지 않고 방문당 평균 진료비는 증가함으로써 본인부담 정액제가 의료수요 억제효과를 사실상 상실하여 1987년에는 1986년에 비해 일인당 외래수요가 4~8% 증가하였다. 이것은 본인부담금 인상정책이 단기간에는 외래이용을 감소시켰지만 장기간 지속적으로 작용하지는 않았음을 의미한다.

V. 결 론

의료보험 초기부터 적용되어 온 본인부담제도가 여전에 따라 변화하다가 지속적인 의료보험 적용대상자의 확대로 인한 의료이용 증가와 진료비 지불 증가로 재정적 어려움이 발생하자, 1986년 초부터 의원급에 정액제 도입을 포함하여 외래진료에 대한 본인부담제도를 변경하여 사실상 본인부담금이 인상되었다. 본인부담금 인상 후 1985년에 비해 약 10% 정도 외래이용이 감소되었다. 이 연구는 본인부담금 인상 후 외래이용 감소와 관련된 요인을 구명하고 소득이 낮을수록 외래이용이 더 많이 감소하였는지를 검정하고자 공무원 및 사립학교교직원의료보험에 가입된 피보험자와 피부양자를 연구대상으로 의료보험관리공단 내 8개 기관을 임의로 선정하고 이곳에서 1984년 9월 1일부터 1986년 11월 30일까지 근무한 피보험자와 같은 기간 동안 자격을 소유한 피부양자 총 10,421명을 연구표본으로 하여 본인부담금 인상 전후 1년간의 외래이용을 비교하였다. 주요 결과는 다음과 같다.

1. 다른 요인을 통제하지 않은 비교정모형에서 본인부담금 인상 후 14세 이하 어린아이, 특히 4세 이하 영유아의 외래이용 감소가 통계학적으로 유의하였다. 직장이 지방인 사람들의 외래이용은 통계학적으로 유의하게 감소하였으나 대도시에서는 감소하지 않았고 소득이 중간 이상인 계층에서 통계학적으로 유의하게 감소한 반면 저소득층에서 감소하지 않았다.
2. 중회귀모형에 의하면 다른 조건이 일정할 때 14세 이하 어린아이들의 의원 외래이용 감소가 커으며, 대도시보다 지방에서 외래이용이 더 많이 감소하였고 가족 수가 많을수록 개인의 외래이용이 더 많이 감소하였으며 모두 통계학적으로 유의하였다. 그리고 특히 전년도 외래이용 횟수가 많을수록 외래이용 감소정도가 심했으며 이 요인이 외래이용 감소의 대부분을 설명하였다.
3. 본인부담금 인상이 소득이 낮은 계층의 의료기관 접근

도를 낮추어 저소득층의 외래이용을 선택적으로 억제하였는지를 보았다. 연구결과 소득이 낮은 계층의 외래이용이 그렇지 않은 계층의 외래이용보다 많이 감소했다는 증거는 없었다. 오히려 소득이 높을수록 외래이용이 많았고 본인부담금 인상이 외래이용을 많이 하는 사람의 수요를 감소시킴으로써 소득이 높을수록 외래이용 감소가 커다. 그러므로 적당한 본인부담금 인상은 소득이 낮은 계층의 외래이용을 감소시키지 않으면서 전체 외래이용을 줄이는 역할을 하였다.

이 연구는 의료비 상승의 주요 원인인 의료이용 증가를 억제하기 위한 기전인 본인부담금의 인상이 미친 영향을 분석하여 향후 의료보험 정책결정에 일조할 수 있는 연구로써 적당한 본인부담금 인상은 저소득층의 외래이용을 감소시키지 않으면서 전체 외래이용을 줄이는 역할을 하였다는 결론을 유도하였다.

이 연구는 확률표본 추출에 의하지 않았다는 제한점이 있으나, 자료수가 많고 전국에 걸쳐 표본기관을 선정하였으며 기관 내 모든 사람을 포함시켰기 때문에 연구결과에 오류는 없었을 것이다. 향후 이 연구와 관련하여 본인부담금 인상 효과를 질병별로 분석하거나 전국민을 대상으로 하는 연구와 본인부담금의 적정수준에 대한 연구 등이 있어야 할 것이다. 또 공제제에도 관심을 기울여 이의 도입에 대한 검토와 효과를 예측하는 연구가 있기를 기대한다.

참 고 문 헌

- 권순원. 국민의료비의 추이와 의료비 안정화 대책. 한국개발연구원, 1988
- 김한중. 의료비 증가 억제와 보험재정 안정 방안. 의료보험 1989 ; 99 : 13-23
- 김한중, 전기홍. 의료비 상승 요인. 예방의학회지 1989 ; 22 (4) : 542-554
- 문옥륜. 한국의 의료보험비 억제 및 재정 안정화 대책. 한국인구보건연구원 주최 의료보험 재정조달에 관한 세미나 발표자료 II. 1989.
- 보건사회부. '89 주요사업자료, 1989
- 양재모, 유승흠. 국민의료총론. 수문사, 1984
- 유승흠. 의료정책과 관리. 기린원, 1990
- 유승흠, 이용호, 조우현, 홍영표, 진병원, 김상재. 우리나라 의료 이용에 관한 연구. 예방의학회지 1986 ; 19(1) : 137-145
- 유승흠, 조우현, 손명세, 박종연. 지역의료보험 가입자의 외래 의료이용 변화. 예방의학회지 1988 ; 21(2) : 419-430

- 이규식. 국민의료비 증가 억제 방안. 의료보험 1988 ; 98 : 58 – 64
- Anderson R. A behavioral model of families' use of health services. Center for health administration studies, Research series 25, 1968
- Arrow KJ. Uncertainty and the welfare economics of medical care. Am Economic Rev 1963 ; 53 : 941–973
- Beck RG. The effect of copayment on the poor. J Hum Resour 1974 ; 9 : 129
- Beck RG, Horne JH. Utilization of publicly insured health services in a Saskatchewan before, during and after copayment. Med Care 1980 ; 18 : 787
- Brook RH, Ware JE, Rogers WH, Keller EB, Davies AR, Donald CA, Goldberg GA, Lohr KN, Masthay PC, Newhouse JP. Does free care improve adults' health? ; Result from randomized controlled trial. N Engl J Med 1983 ; 309 : 1426–34
- Cherkin DC, GrothausL, Wagner EH. The effect of office visit copayment on utilization in a Health Maintenance Organization. Med Care 1989; 27(7): 669–679
- Dickerson OD. Health insurance. rev ed. Homewood, 1963, p463
- Faulkner KJ. Health insurance. New York, 1960 : p42, p327
- Grossman M. The demand for health: A theoretical and empirical investigation, New York, Columbia University Press, 1972
- Lee KS. Effect of medical insurance on the demand for medical care in Korea. Dissertation for degree of doctor of philosophy in economics. University of Hawaii, 1984
- Lohr KN, Brook RH, Kamberg CJ, Goldberg GA, Leibowitz A, Keesey CJ, Reboussin D, Newhouse JP. Med Care 1986 ; 24(9) Supplement : ppS1-S87
- Mausner TS, Kramer S. Epidemiology; An introductory text. 2nd ed. WB Saunders Co., 1985
- Manning WG, Leibowitz A, Goldberg GA, Rodgers WH, Newhouse JP. A controlled trial of the effect of prepaid group practice on use of services. N Eng J Med 1984 ; 310 : 1505–10
- Newhouse JP. The demand for medical care services: A retrospect and prospect. Health, Economics and Health economics. North-Holland Publishing Co., 1981 : pp 85–102
- Newhouse JP, Manning WG, Duan N, Morris CN, Keller EB, Leibowitz A, Marquis MS, Rogers WH, Davis AR, Lohr KN, Ware JE Jr., Brook RH. The finding of the Rand health insurance experiment: A response to Welch et al. Med Care 1987 ; 25(2) : 157–79
- Newhouse JP, Manning WG, Morris CN, Orr LL, Duan N, Keller EB, Leibowitz A, Marquis KH, Marquis MS, Phelps CE, Brook RH. Some interim results from a controlled trial of cost sharing in health insurance. N Engl J Med 1981 ; 305 : 1501–7
- Pauly MV. The economics of moral hazard: Comment. Am Economic Rev 1968 : 531–37
- Rackich JS, Longest BB, Darr K. Managing health services organization. W. B. Saunders Company, 1985
- Roddy PC, Wallen J, Meyers SM. Cost sharing and the use of health services. Med Care 1986 ; 24 : 873–76
- Roemer MI, Hopkins CE, Carr L, Gartside F. Copayments for ambulatory care: Penny wise and pound foolish. Med Care 1975 ; 13 : 457–66
- Rosett NR, Huang LF. The effect of health insurance on the demand for medical care. J of political economy 1973 ; 81(2) : 281–305
- Scheffler RM. The United Mine Worker's health plan: An analysis of the cost-sharing program. Med Care 1984 ; 22(3) : 247–254
- Scitovsky AA, Snyder NM. Effect of coinsurance on use of physician services. Soc Secur Bull 1972 ; 35 : 3–19
- Scitovsky AA, McCall N. Insurance and the demand for physician services: Four year later. Soc Secur Bull 1977 ; 40 : 19
- Sorkin AL. Health Economics: An introduction. Lexington Books, D. C. Health and Company, 1984
- William AP, Schwartz WB, Newhouse JP, Bennett BW. How many miles to the doctor. N Engl Med 1983 ; 309 : 958–63
- Welch BL, Hay JW, Miller DS, Olsen RJ, Rippey RM, Welch AS. The Rand health insurance study: A summary critique. Med Care 1987 ; 25(2) : 148–56