

## 의약분업 전후 의원의 건강보험 진료비 분포변화 및 결정요인분석

이 애 경<sup>†</sup>, 정 현 진  
국민건강보험공단 건강보험연구센터

### <Abstract>

#### Distributional changes in Physicians' Medical Care Expenses from the National Health Insurance and its Determinants After the Separation of Prescription and Dispensing

Ae Kyoung Lee<sup>†</sup>, Hyun Jin Jeong

*Health Insurance Research Center, National Health Insurance Corporation*

The National Health Insurance Expenditure has been increased rapidly since the introduction of the separation of prescription and dispensing in 2000, and this trend of rapid growth in overall spendings rate has been observed predominantly among medical practitioners.

This study was conducted to investigate the growth rate and distributional changes in private medical practitioners' expenses from 1999 to 2002 and its determinants using the National Health Insurance claims data.

The total increasing rate of all medical practitioners' expenditure paid by the National Health Insurance between 1999 and 2002 was 41.71%, which exceeding that of general hospitals by 20%p. But the income distribution among each practitioner was improved as the changes in Gini coefficient(from 0.40 to 0.38) and decile distribution ratio(from 0.25 to 0.29) during the same period showed. However, this improvement in distributional patterns is not enough since even in 2002 it turned out that the highest 10% income group earned 33times more than the lowest 10% income group did. Also, higher Gini

\* 접수 : 2004년 4월 23일, 심사완료 : 2004년 6월 30일

† 교신저자 : 이애경, 건강보험공단 연구센터 책임연구원(02-2071-2551, aklee036@nhic.or.kr)

coefficient was observed in larger cities and some department like plastic surgery, obstetrics and gynecology.

The major causes of this differentials in medical practitioners' expenses were factors related to medical demand like proportion of old population, residential economic status in a given area. In addition, providers' economic incentives also played an important role in determining their income distribution.

The large income differentials among physicians may imply a skewed distribution of patients and thus long waiting time, inefficient utilization of resources and potential inadequate quality of care. In this sense, unreasonable distributional gaps should be reduced, so effective measures as well as ongoing monitoring would be necessary to correct current distributional problems.

*Key Words : Income Distribution, Separation of Prescription and Dispensing, Gini Coefficient, Determinants*

## I. 서 론

2000년 7월 의약분업 실시 이후 우리나라의 건강보험 총진료비는 급격히 증가하였다. 실제 분업이후인 2002년의 건강보험 총진료비는 18조 8,316억원으로 분업이전인 1999년도에 비해 63.44% 증가하였으며 이는 같은 기간 1인당 GDP 성장률보다 약 3.6배 정도 높은 수치이다. 특히 건강보험 총진료비 중 가장 큰 지출 비중(2002년 31.41%)을 차지하는 의원의 경우 1999년도에 비해 2002년의 총진료비가 종합병원(11.96%)이나 병원(23.14%)보다 20%p 높은 41.71% 증가한 것으로 나타났다.

이 같이 의약분업실시 이후 의원의 건강보험 진료비가 증가한 것은 여러 가지 요인으로 설명이 가능한데, 가장 직접적인 요인으로는 의약분업제도 자체의 효과<sup>1)</sup>와 제도시행과정 중 이루어진 대폭적인 수가인상<sup>2)</sup>을 들 수 있을 것이다. 그리고 이와는 별도로 경제수준의 향상, 인구구조의 변화 및 질병양상의 변화, 공급자들의 진료행태에 따른 특성 등도 지속적으로 진료비를 상승시키는 요인으로 작용하고 있다.

새로운 제도의 도입과 운영과정에서 일어나는 일련의 변화는 건강보험 전체 진료비 규모 및 의료공급자간 진료비 배분에 영향을 미치게 된다. 특히 정보 비대칭으로 통칭되는 보건의

1) 일반매약환자의 제도권 유입에 따른 수진율 증가

2) 2000년 7월 9.2% 인상, 2000년 9월 6.5% 인상, 2001년 1월 7.08% 인상

료서비스의 특성상 의료공급자의 진료행태 특성에 의해 자원배분이 크게 영향을 받게 되는데 그 중에서도 제도의 변화는 개별 의료공급자의 진료행태에 가장 직접적인 영향을 미치는 요인이라 할 수 있다. 따라서 건강보험제도를 건전하고 합리적으로 유지하기 위해서는 이러한 제도변화에 따른 영향을 지속적으로 파악하는 것이 필수적이라고 할 수 있다.

의약분업에 의한 보건환경의 변화와 영향을 분석한 연구로는 조희숙과 이선희(2002), 임부들 등(2002), 배은영(2002), 장선미(2002), 신의철 등(2002), 조동영 등(2002), 김재용(2002) 등 다수의 연구를 들 수 있다. 이들 연구는 주로 의약분업 이후 의료이용자들의 이용양상 변화에 주된 관심을 보이고 있고 일부 의사들의 처방양상의 변화, 혹은 진료비 및 약제비 삭감추이와 제약산업에 미치는 영향 등에 대한 논의가 이루어지고 있으나 결과적으로 개별 공급자의 건강보험 진료비 수준에 대한 논의는 이루어지고 있지 못하다. 이와는 별도로 서수교와 박재용(1995), 김준수 등(2002)의 연구에서는 개별 공급자의 건강보험 진료비 수입분포에 대해 논하고 있으나 대구, 경북지역에 소재한 의원 및 치과의원을 대상으로 하고 있을 뿐 전체 의원을 대상으로 하고 있지는 않으며, 제도 변화에 따른 영향을 살펴보고 있지는 못하다. 이에 본 연구에서는 의약분업을 전후한 의원의 건강보험 진료비 변화 양상 및 그 불평등 정도를 고찰하고자 한다. 이를 위해 먼저 지니계수와 로렌츠 곡선을 통해 의원특성별 건강보험 진료비 분포의 변화양상을 고찰하고 이를 근거로 기관별 건강보험 진료비 규모 불평등의 결정요인을 분석하고자 한다.

## II. 연구방법

### 1. 연구자료 및 변수

#### 1) 분석자료

의약분업 전후 개별 의원의 건강보험 진료비 분포 및 변화양상과 관련요인을 분석하기 위해 국민건강보험공단이 보유하고 있는 기관별 진료실적자료 및 요양기관현황신고자료를 활용하였다.

의약분업이 2000년 7월에 시행되었으므로 본고에서는 의약분업 전후 비교기준 시점을 1999년과 2002년으로 정하였으며, 비교대상 시점에 발생한 모든 진료실적을 반영하기 위해 1999년과 2002년 진료분 각각에 대해 2003년 6월까지 집계한 자료를 수진년·월을 기준으로 재정리하여 사용하였다.

분석대상 의원은 1999년과 2002년의 시점 중 한번이라도 진료실적이 있는 모든 의원(치과,

한방 제외)을 1차 대상으로 하고 그 중 1일 평균 진료환자수 10인 이하인 요양기관<sup>3)</sup>은 건강보험환자를 주로 진료하는 기관이라 보기 어려워 분석대상에서 제외하였다. 이러한 과정을 거쳐 분석에 포함된 의원의 수는 1999년 18,903개 의원, 2002년은 23,732개 의원이다. 한편, 요양기관현황신고자료는 요양기관이 직접 신고한 내용을 근거로 구축된 자료로서 개원연도, 개설지, 의사의 연령, 성별, 장비보유수준 등에 대한 정보를 담고 있다.

## 2) 분석방법

건강보험 환자 진료에 따른 의원의 전체 진료비는 보험급여 대상 진료에 대한 건강보험공단 부담금과 환자 본인부담금을 합한 건강보험 진료비 부분과 보험급여에서 제외되는 진료에 대한 환자전액 본인부담 진료비 부분으로 구분할 수 있다. 이 중 건강보험 진료비 부분은 건강보험자료를 통해 파악이 가능하나 비급여 진료와 관련하여서는 정확한 규모의 파악이 불가능하므로 본 연구에서는 의원의 건강보험 진료비만을 분석대상으로 하였다. 물론 이러한 분석이 의원의 전체 진료비를 대상으로 실시한 분석에 비해 한계점을 가질 수밖에 없으나 보험급여대상 진료에 따른 진료비가 전체 진료비 중 가장 큰 부분을 차지하는 것으로 추정되며<sup>4)</sup> 의약분업으로 인한 변화는 주로 건강보험 급여권 내에서 발생하고 있으므로 나름대로 분석 의의가 있다고 하겠다.

### (1) 의약분업 전후 의원의 건강보험 진료비 분포양상의 변화 분석

의약분업 전후 의원의 건강보험진료비 분포의 변화양상 및 집중정도는 1999년과 2002년 진료분 각각에 대한 지니계수(Gini Index)와 10분위 분배율(decile distribution ratio)을 통해 확인하고 로렌츠 곡선(Lorenz curve)을 통해 분포의 불평등 정도를 시각적으로 표현하였다. 이 과정에서는 1999년 18,903개 의원, 2002년은 23,732개 의원의 실적을 모두 포함하여 분석하였으며 당해연도에 개원하였거나 폐원된 의원에 대해서는 개원 및 폐원연도, 월, 일을 이용하여 월평균 실적치를 재구성하여 활용하였다<sup>5)</sup>.

3) 월별로 구축된 자료의 특성상 실제로는 월평균 진료일수 22.5일을 기준으로 하여 월 입내원일수가 225일 이하인 기관을 분석대상에서 제외하였다.

4) 국민건강보험공단의 수진내역신고자료 분석결과에 의하면 의원급 요양기관의 건강보험진료비(보험자부담+법정본인부담) 비중은 1999년 입원 67.3%, 외래 58.6%, 2001년 입원 78.7%, 외래 69.9%인 것으로 조사되었다(이진경, 2002).

5) 즉 개원의 경우, 매월 15일 이전에 개원된 의원에 대해서만 당월 실적치를 인정하였고 15일 이후 개원한 의원은 개원 다음월 실적치부터 인정하였으며, 반대로 폐원의 경우에는 매월 15일 이후에 폐원된 의원만 그 달의 실적치로 인정하여 분석에 포함하였다.

(2) 의원별 건강보험 진료비 불평등의 결정요인 분석

의약분업 전후 의원의 건강보험 진료비 증가에 영향을 미치는 요인들을 파악하기 위해, 개별의원의 1999년 대비 2002년 건강보험 진료비의 증가정도를 순서형 반응범주값( $y_i$ )으로 하는 순서형 로지스틱 회귀분석(Ordered Logistic Regression Analysis)모형을 구성하였다. 분석대상은 1999년과 2002년 모두 진료실적이 있는 13,717개 의원으로 한정하였으며, 의약분업에 의한 영향을 보기 위해 분석 대상 진료비는 외래 진료비로 한정하였다. 분석변수 및 모형에 대한 자세한 설명은 다음과 같다.

가. 분석변수

① 종속변수

종속변수인 개별의원의 건강보험 진료비 증가정도는 1999년 건강보험 외래 진료비 평균 대비 2002년 건강보험 외래진료비<sup>6)</sup> 평균의 비(ratio)로 정의하였으며, 산출된 개별의원 진료비의 비를 기준으로 3개의 범주로 구분하여 반응범주값을 부여하였다. 범주의 구분은 비(ratio)의 전체적 분포와 진료비 증가폭 차이에 따른 특성분석이라는 분석목적이 반영될 수 있도록 정하였으며 각 범주와 반응범주값은 다음과 같다.

$$y_i = \begin{cases} 1, & r_i > \bar{r} \\ 2, & 1 \leq r_i < \bar{r} \\ 3, & r_i < 1 \end{cases} \dots\dots\dots (1)$$

여기서,  $r_i = \frac{i\text{의원의 } 2002\text{년 건강보험 외래 진료비}}{i\text{의원의 } 1999\text{년 건강보험 외래 진료비}}$        $\bar{r}$  :  $r_i$ 의 평균(= 1.3).

즉, 범주 1(반응범주값  $y_i = 1$ )은 의약분업 이후 건강보험 외래진료비의 증가정도가 의원 전체의 평균을 웃도는 의원들로 구성된 범주이고 범주 2(반응범주값  $y_i = 2$ )는 의약분업 이후 건강보험 외래진료비가 상승하였으나 그 상승정도가 전체 의원 평균에는 미치지 못하는 의원으로 구성된 범주이며, 범주 3(반응범주값  $y_i = 3$ )은 의약분업 이후 오히려 건강보험 외래진료비가 감소한 의원들로 구성된 범주이다<sup>7)</sup>.

6) 종속변수의 값이 의약분업 순수 효과 뿐 아니라 다른 모든 요인들에 의한 전체적인 진료비 증감정도를 반영할 수 있도록 2002년 의원의 진료비는 수가인상분을 보정하지 않은 진료비를 사용하였다.  
7) 전체 분석대상 13,717개 의원의 범주별 분포는 범주 1 : 4,463개, 범주 2 : 3,878개, 범주 3 : 5,376개이다.

## ② 독립변수

개별 공급자의 건강보험 진료비 증가(혹은 감소)에 영향을 주는 수요자 요인, 공급자 요인, 시장특성 및 기타 사회문화적 요인이 모두 반영될 수 있도록 설명변수를 선정하였다.

우선 의료수요에 영향을 미치는 주요 수요자 특성으로 건강상태, 교육수준, 소득수준 등을 들 수 있는데(양봉민, 1999), 본 연구에서는 소득수준과 교육수준이 서로 높은 상관성을 보이므로 교육수준을 제외하고 지역주민의 건강수준을 나타내는 변수로서 지역의 65세 이상 노령인구비율의 1999년 대비 2002년의 변화를 사용하고 소득수준을 반영하는 지표로서 해당지역 지방세의 1999년 대비 2002년 변화를 사용하였다<sup>8)</sup>.

두 번째 공급자 특성으로서는 의사연령 및 성으로 대별되는 개별 공급자의 특성요인과 표방과목에 따른 진료의 특수성 요인, 그리고 투입증가에 따른 의사의 진료행태 차이를 반영하는 개별 의원의 고가장비 보유여부를 변수로 선정하였다. 이 중 의사연령은 연령에 따른 수련교육의 특성과 그에 따른 진료비의 변화를 반영하기 위하여 모형에 추가하였으며, 진료특수성을 반영하는 개별 의원의 표방과목은 특히 의약분업 이후 약제비 수입의 제외와 진찰료, 처방료 인상에 따른 진료비의 영향정도를 반영할 수 있도록 표방과목별 진료특성과 약제비 비중을 중심으로 3개 그룹으로 구분하여 모형에 삽입하였다. 즉, 표 1에서 표방과목 1이 가장 약제비 비중이 높은 진료과들이며 표방과목 2는 상대적으로 약제비 의존이 가장 낮은 진료과들이다. 표방과목별 약제비 비중은 의약분업 실시 전인 2000년 1월 진료분에 대한 청구내역경향조사자료(건강보험심사평가원, 2000)를 참고하였다. 한편, 개별 의원의 고가장비 보유여부는 투입요소가 많은 의원일수록 진료비를 증가시킬 유인이 높기 때문에 이와 관련된 공급자의 행태특성을 반영하기 위한 변수이다. 본 연구에서는 주요 고가장비로서 CT, EMG & EP, Laser치료기, 초음파영상진단기, 혈액화학자동분석기 등 5가지 종류를 선정하고 1999년 당시 위의 5개 고가의료장비 중 단 한 개라도 보유하고 있는 의원과 그렇지 않은 의원을 구분하여 더미변수로 모형에 삽입하였다. 마지막으로 개원년수는 개원초기 높은 투자비용 회수동기에 의한 행태변화 요인을 반영하기 위해 개원년수 5년 이상을 기준으로 더미변수 형태로 모형에 포함하였다<sup>9)</sup>.

8) 여기서 지역은 자료의 한계상 7대 광역대도시와 도단위를 중심으로 파악한 16개 지역구분을 활용하였다.

9) MRI, CT 등 특정 고가의료장비 보유만을 기준으로 의원을 분리하였을 때 해당 고가장비가 필요한 진료를 제공하는 특정 표방과목 의원들만 고가장비 보유기관으로 모형에 포함될 가능성이 높다. 그러나 모든 표방과목에서 골고루 보유하고 있는 고가장비는 없기 때문에 본 연구에서는 각 표방과목별로 보유율이 높은 고가장비를 나열한 후 전체 표방과목을 모두 포괄할 수 있도록 대표적 고가장비 5가지를 선정하였으며, 해당 고가장비를 보유하고 있는지 여부만으로 요양기관을 구분하였다.

<표 1> 분석변수 정의

특성	변수명	설명
종속변수	진료비 증가정도	(2002년 외래 진료비 / 1999년 외래 진료비)의 반응범주
독립변수		
의료수요특성	지역의 소득수준 <sup>†</sup> 지역의 65세 이상 인구수 <sup>†</sup>	지역별 지방세의 변화 의원이 소속된 지역의 65세 인구비중의 변화
의료공급자 특성	의사연령 의사성별 표방과목 고가장비 개원년수	남자=1, 여자=0 표방과목1, 표방과목2, 표방과목3(기준범주) 특수장비보유 여부(보유=1, 미보유=0) 개원년수 5년 이하, 개원년수 5년 이상(기준범주)
의료시장특성	인구당 의사수 <sup>†</sup> 도시규모 허쉬만-허핀달 인덱스(HHI) <sup>†</sup>	지역 인구 1000명 당 의사수의 변화 대도시, 중소도시, 군도시 244개 지역코드별 허쉬만-허핀달지수의 변화

- 1) † 표시된 변수는 1999년 대비 2002년 값의 변화(ratio)를 모형에 반영, 나머지 변수는 1999년 값을 모형에 반영함.
- 2) 특수장비 : CT, EMG & EP, Laser치료기, 초음파영상진단기, 혈액화학자동분석기
- 3) 표방과목1 : 가정의학과, 결핵과, 내과, 소아과, 신경과, 일반, 피부과, 흉부외과  
표방과목2 : 비뇨기과, 산부인과, 신경외과, 안과, 이비인후과, 일반외과, 정신과  
표방과목3 : 마취과, 성형외과, 임상병리, 재활의학과, 정형외과, 진단방사선과

세 번째 시장특성 및 기타 사회문화적 요인으로서 지역별 인구 천명당 개원의사수의 1999년 대비 2002년의 변화와 지역별 허쉬만-허핀달 지수(Hirshman-Herfindahl Index : HHI)의 1999년 대비 2002년의 변화 및 대도시, 중소도시, 시군구 지역의 도시규모 변수를 선정하였다. 이 중에서 인구 천명당 의사수의 변화와 HHI의 변화는 모두 경쟁정도를 반영하기 위한 변수이다. 즉, 지역별로 인구당 의사수가 높을수록 경쟁의원이 많아 진료비 증가가 용이하지 않을 수 있으며, HHI가 감소하여 경쟁수준이 높아질수록 역시 경쟁수준 증가로 인한 진료비 증가 억제 효과를 예측할 수 있다<sup>10)</sup>. 이러한 변수를 모형에 포함시키는데 있어 시장의 정의

10) 허쉬만-허핀달 지수(HHI)는 시장의 집중도를 나타내는 지수로서 시장내 사업자의 시장점유율(%) 제곱의 합으로 표현된다. HHI는 이론상 0~10,000 값을 가질 수 있으며 값이 높을수록 시장의 집중정도가 심하고 반대로 낮을수록 시장이 보다 경쟁적임을 시사한다. 본 연구에서는 자료의 한계상 병원외래와 의원외래간의 실질적인 경쟁은 고려하지 못하고 의원의 외래진료비만을 대상으로 HHI를 산출하였다. 즉, 지역별 의원의

가 중요한데, 본 분석에서는 244개 시군구 지역을 개별 의원의 시장범위로 정의하여 인구당 의사수의 변화와 HHI의 변화를 파악하였다<sup>11)</sup>. 마지막으로 도시규모는 도시화규모에 따른 시장특성 및 기타 설명되지 않은 요인의 영향력을 파악하기 위한 변수로 대도시, 중소도시, 시군구로 구분하였다.

나. 분석모형

순서형 로지스틱 회귀모형의 반응변수  $Y$ 는 개별 의원의 건강보험 외래진료비 증가비를 이용한 순서형 범주값으로 개별 범주에 대한 정의는 이미 설명한 바(식 (1))와 같다.

이때 식(1)의 값을 갖는 반응변수  $Y$ 의 순위가 특정 순위  $j$  이하일 누적확률, 즉 독립변수 수준  $X$ 에서 진료비 증가율이 높은 구간( $y_i = 1$ )에 속할 확률모형은

$$F_{ij} = P(Y \leq j | \mathbf{x}) = \sum_{i=1}^j \pi_{ij}, \quad m=1, 2, 3 \dots \dots \dots (2)$$

와 같으며, 여기서 반응변수  $Y$ 는 1, 2, 3의 값을 갖고  $\pi_{ij}$ 는  $i$ 번째 의원이  $j$ 번째 반응을 나타낼 확률을 의미한다. 또한 식(2)에서 독립변수벡터값  $\mathbf{x}_i$ 에서 반응변수의 순위가  $j$ 보다 클 경우와 비교해서  $j$ 이하가 될 누적로짓함수는

$$\begin{aligned} \log it_j(F_{ij}) &= \log \left\{ \frac{F_{ij}}{1 - F_{ij}} \right\} \dots \dots \dots (3) \\ &= \alpha_j + \beta' \mathbf{x}_i, \quad j = 1, 2 \end{aligned}$$

---

외래 총진료비 중 개별 의원의 외래총진료비가 차지하는 비중을 해당 의원의 시장 점유율로 정의하여 HHI를 산출하였다.

11) 각 의원의 시장범위는 서비스 종류별로 다를 수 있으므로 우선 상대적인 서비스 시장(relevant product market)을 정의하고 그 서비스를 이용하는 소비자의 흐름을 조사하여 상대적인 지역시장(relevant geographical market)의 범위를 조사하는 방식이 가장 엄밀한 방식이라고 할 수 있다.(Elzinga-Hogarty, 1978). 그러나 실제 이러한 방식으로 시장을 정의하는 것이 여러 가지 제약으로 인해 매우 어렵기 일반적으로 행정단위 위주의 시장정의도 사용한다. 미국의 연구에서는 SMSA(standard metropolitan statistical area)를 시장으로 정의한 연구들이 다수 존재하며(Hurd, 1973; Feldman, Scheffler, 1982) 임의의 거리를 설정한 경우도 있다(Robinson, 1988). 국내에서는 중진료권을 기본 단위로 설정하거나(신영전 등, 1999; 이선희 등 1994; 조우현 등 1994), 시군구 단위(이윤석, 유승흠, 2003)를 설정한 연구를 찾아볼 수 있다. 특히, 김윤미(2003)의 연구는 중진료권을 기본 단위로 하되, 대도시에 대해서는 친화도(RI)와 지역 중심 환자구성비(CI)를 이용하여 158개 소규모 지역을 설정하였기 때문에 가장 정교하게 지역을 구분했다고 할 수 있다. 그러나 김윤미의 지역설정은 의원 입원환자에 활용되는 지역설정이고 외래서비스의 진료권보다 입원서비스의 진료권의 범위가 더 넓기 때문에(김윤미, 2003) 본 연구에서는 244개 시군구 지역구분을 의원의외래서비스에 대한 시장 정의로 활용하였다.



와 같이 정의될 수 있다. 단,  $\beta = (\beta_1, \dots, \beta_k)'$ 는 범주  $j$ 의 계수 벡터로 범주  $j$ 의 계수벡터  $\beta$ 는 일반 로지스틱 회귀모형과는 달리  $x_i$ 의 효과를  $\beta (= \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{j-1})$ 로 동일하게 가정하며, 또한  $x_i$ 에 대한 오즈비(Odds Ratio)는 누적확률과 그것들의 여집합(complement)의 확률에 의해 설명된다.

따라서 식(1)에 정의된 반응변수의 범주가 3인 경우 독립변수  $x$ 를 조건으로 하는 각 범주의 오즈비는 식(4)와 같이 정리되고, 이는  $x_i$ 의 두 값 사이의 차에 비례하여  $\beta$ 는  $j=1, 2$ 에 대하여 동일한 비례상수가 된다<sup>12)</sup>.

$$OR_1(x) = \frac{P(Y = 1 | x)}{P(Y \geq 2 | x)} = \exp(\alpha_1 + \beta'x)$$

$$OR_2(x) = \frac{P(Y \leq 2 | x)}{P(Y = 3 | x)} = \exp(\alpha_2 + \beta'x) \dots\dots\dots (4)$$

여기서 상수  $\alpha_1$ 은 모형의 기준범주( $y_i = 3$ )에서 의원  $i$ 가  $Y \geq 2$ 의 범주보다는  $Y = 1$ 에 속할 확률을, 상수  $\alpha_2$ 은 의원  $i$ 가  $Y = 3$ 의 범주보다는  $Y = 2$ 에 속하게 될 확률을 나타낸다. 따라서 각 범주에 해당하는 상수  $\alpha$  간의 차이가 클수록 그 만큼 상위범주와 하위범주 간 진료비 격차가 크다고 설명할 수 있다.

본 연구는 순서형 로지스틱 회귀분석을 이용하여 의약분업 이후 의원의 건강보험 외래진료비 증가 원인을 의료의 소비자특성, 의료의 공급자특성 그리고 의료시장특성을 식(4)에 정의된 오즈비를 이용하여 비교 분석하고자 한다.

### Ⅲ. 의약분업 이후 의원의 건강보험 진료비 분포 변화 분석

#### 1. 의약분업 이후 의원의 기관당 건강보험 진료비 변화

우선 의약분업 전후 개별의원의 건강보험 진료비 변화를 입원, 외래 그리고 전체의 형태로 살펴보았다(표 2). 2002년 의원의 기관당 월평균 건강보험 진료비는 의약분업전보다 평균 13.20%(252만원) 증가한 2천 161만원(표준편차 227만원)인 것으로 나타났다. 표방과목별로는 안과, 정형외과 그리고 신경외과의 건강보험 진료비가 월평균 3천만원 이상인 것으로 나타났

12) 이와 같은 성질에 의해 모형(3)을 '비례오즈모형(proportional odds model)'이라 한다.

고 재활의학과, 소아과, 일반의, 가정의학과, 신경과, 정신과 그리고 진단방사선과 피부과, 산부인과의 건강보험 진료비는 전체 평균보다 낮은 수준에 있는 것으로 분석되었으며 특히 흉부외과(-21.23%), 피부과(-5.82%) 그리고 내과(-3.48%)는 의약분업 전인 1999년보다 오히려 감소한 진료비 수준을 나타내었다.

<표 2> 의약분업 이후 의원의 기관당 월평균 건강보험 진료비 변화

(단위 : 만원, %)

표방과목	1999년					2002년					증감율						
	외래	(std)	입원	(std)	의원수	총진료비	(std)	외래	(std)	입원	(std)	의원수	총진료비	(std)	외래	입원	총진료비
안과	2,153	(1,715)	1,66€	(2,792)	796	2,725	(3,283)	2,831	(1,956)	1,661	(2,079)	1,010	3,603	(3,238)	31.48	-0.33	32.21
정형외과	2,367	(1,392)	59€	(747)	1159	2,867	(4,877)	2,801	(1,680)	672	(1,032)	1,548	3,365	(2,59)	18.36	13.95	17.38
신경외과	2,143	(1,525)	1,034	(4,380)	282	2,942	(4,813)	2,427	(1,523)	80€	(1,870)	392	3,038	(2,595)	13.24	-21.84	3.29
이비인후과	2,689	(1,440)	284	(882)	1233	2,709	(1,522)	2,851	(1,487)	457	(1,017)	1,573	2,908	(1,675)	6.02	60.85	7.33
내과	2,599	(1,969)	407	(562)	2417	2,612	(1,987)	2,504	(1,911)	53€	(790)	3,215	2,521	(1,952)	-3.67	-	-3.48
일반외과	1,485	(1,201)	65€	(1,292)	1068	1,834	(1,698)	1,616	(1,243)	1,13€	(1,547)	1,129	2,306	(1,871)	8.81	73.44	25.74
마취과	1,506	(1,129)	38€	(487)	247	1,529	(1,152)	2,255	(1,569)	491	(1,097)	482	2,271	(1,583)	49.74	27.58	48.51
평균	1,734	(1,678)	744	(1,622)	18,903	1,909	(1,993)	1,960	(2,000)	84€	(1,408)	23,732	2,161	(2,272)	13.02	14.05	13.20
재활의학과	1,981	(1,337)	22€	(221)	109	2,004	(1,343)	1,976	(1,095)	301	(214)	228	2,005	(1,109)	-0.26	31.40	0.03
소아과	1,802	(1,166)	261	(537)	1991	1,804	(1,178)	1,954	(1,443)	707	(1,398)	2,362	1,969	(1,541)	8.44	170.43	9.16
일반	1,548	(1,966)	373	(771)	5044	1,616	(2,075)	1,745	(2,729)	422	(855)	6,330	1,827	(2,823)	12.72	13.24	13.09
가정의학과	1,678	(1,268)	24€	(402)	560	1,692	(1,284)	1,762	(1,044)	7€	(65)	737	1,763	(1,045)	5.00	-69.86	4.21
신경과	1,363	(986)	942	(909)	71	1,456	(989)	1,691	(1,124)	1,104	(1,151)	112	1,740	(1,113)	24.04	17.23	19.51
정신과	1,249	(970)	1,457	(998)	452	1,459	(1,276)	1,492	(1,137)	1,422	(1,026)	609	1,725	(1,363)	19.39	-2.39	18.25
진단방사선	1,127	(928)	15€	(133)	233	1,130	(932)	1,686	(1,208)	5€	(84)	263	1,686	(1,207)	49.56	-62.25	49.27
피부과	1,712	(1,725)	-	-	539	1,712	(1,725)	1,612	(2,047)	-	-	697	1,612	(2,047)	-5.82	-	-5.82
결핵과	1,361	(1,294)	-	-	14	1,361	(1,294)	1,575	(1,543)	-	-	12	1,575	(1,543)	15.70	-	15.70
흉부외과	1,692	(1,094)	241	(387)	35	1,788	(1,154)	1,316	(970)	372	(472)	36	1,409	(991)	-22.24	54.47	-21.23
비뇨기과	1,276	(936)	20€	(273)	647	1,279	(950)	1,379	(951)	16€	(219)	838	1,382	(959)	8.02	-23.57	8.10
산부인과	443	(433)	1,00€	(1,515)	1893	1,048	(1,562)	781	(721)	1,117	(1,610)	2,064	1,377	(1,915)	76.46	11.15	31.42
임상병리과	767	(764)	2€	-	19	768	(764)	1,071	(800)	51	-	9	1,077	(814)	39.70	104.99	40.20
성형외과	81	(162)	472	(715)	94	121	(366)	108	(182)	33€	(362)	86	132	(289)	33.76	-29.46	9.02

## 2. 건강보험 진료비의 의원간 분포

지니계수와 로렌츠 곡선을 이용하여 전체 의원의 건강보험 총진료비와 입원, 외래 건강보

험 진료비의 불평등 정도를 분석한 결과가 그림 1과 표 3에 제시되어 있다. 표 3에 제시된 바와 같이 전체 의원의 기관당 건강보험 총진료비(건강보험 외래진료비)에 대한 지니계수 변화는 1999년 0.40(0.40)에서 2002년은 0.38(0.37)로 다소 낮아진 것으로 보이나, 그다지 큰 차이는 없는 것으로 나타났다<sup>13)</sup>. 그러나 입원 진료의 지니계수는 의약분업과 상관없이 항상 0.50수준이 넘는 아주 심한 불평등도를 보이고 있는 것으로 나타났다.

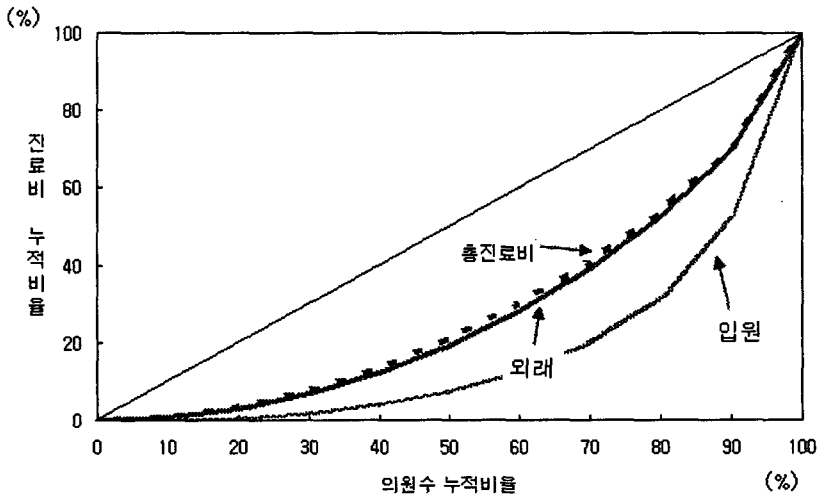


그림 1. 의원의 기관당 월평균 건강보험 진료비에 대한 로렌츠 곡선(2002년)

<표 3> 월평균 건강보험 진료비에 대한 지니계수 및 10분위 분배율 변화 추이

	지니계수			10분위 분배율		
	외래	입원	총진료비	외래	입원	총진료비
1999년	0.40	0.58	0.40	0.25	0.06	0.25
2000년	0.38	0.57	0.39	0.28	0.06	0.27
2001년	0.37	0.57	0.38	0.30	0.07	0.28
2002년	0.37	0.57	0.38	0.31	0.06	0.29

13) 연도별 의원의 지니계수는 치과를 포함할 경우와 포함하지 않을 경우 큰 차이를 보이고 있다. 이는 현재 치과 진료의 대부분이 비급여 진료라는 사실과 무관하지 않을 것으로 사료되며, 참고로 치과를 포함하는 경우의 지니계수는 다음과 같다.

	1999년	2000년	2001년	2002년
지니계수	0.45	0.44	0.43	0.43

이러한 양상은 각 연도별 전체 의원의 기관당 건강보험 진료비 수준을 10등분하여 분석한 결과에서도 동일하게 관찰되었다(표 4). 즉, 건강보험 진료비 순위 상위 20%에 속하는 의원들의 월평균 건강보험 총진료가 전체 의원의 월평균 건강보험 총진료비에서 차지하는 비중이 1999년 47.73%였으나 2002년도에는 46.2%로 감소하였고, 하위 40%에 속하는 의원의 건강보험 진료비 비중은 1999년 12.0%에서 2002년 13.6%로 증가하였다. 한편, 의원당 건강보험 진료비 순위의 최하위에 속하는 1분위 의원들의 월평균 건강보험 진료비와 최상위에 속하는 10분위 의원들의 월평균 건강보험 진료비간에는 2002년(1999년) 33배(44배) 이상의 차이를 보여, 비급여 비율의 차이를 감안하더라도 의원들간의 건강보험 진료비의 격차가 상당함을 알 수 있다(표 4).

<표 4> 월평균 기관당 건강보험 총진료비 분포 변화

(단위 : 천원, %)

10분위 계층	구성비 (N=18,903)	1999년		2002년		
		월 평균 진료비	표준편차	구성비 (N=23,732)	월 평균 진료비	표준편차
1	0.69	1,311	774	0.87	1,888	1,138
2	2.19	4,188	886	2.64	5,694	1,071
3	3.77	7,194	823	4.27	9,229	986
4	5.38	10,263	948	5.82	12,581	973
5	7.05	13,459	919	7.38	15,949	989
6	8.84	16,868	1,058	8.99	19,419	1,033
7	10.89	20,775	1,193	10.79	23,307	1,234
8	13.46	25,688	1,644	13.04	28,186	1,652
9	17.30	33,014	2,673	16.58	35,818	2,945
10	30.43	58,079	37,429	29.62	64,013	46,694
평균	100.00	19,084	19,932	100.00	21,608	22,717

외래의 경우, 하위 10% 즉 1분위에 해당되는 의원들과 상위 10%인 10분위에 속하는 의원들의 2002년(1999년) 건강보험 외래진료비가 의원 전체의 건강보험 외래진료비에서 차지하는 비중은 각각 0.81%(0.63%)와 25.12%(26.59%)이고 기관당 평균 건강보험 외래진료비의 격차는 30배(42배)인 것으로 나타났다(표 5).

건강보험 입원진료비의 분포는 외래보다도 그 격차가 극심한 것으로 나타났다. 2002년(1999년) 기준으로 하위 10%에 속하는 의원들의 건강보험 입원진료비와 상위 10%에 속하는 의원들의 건강보험 입원진료비가 전체 의원의 건강보험 입원진료비 규모에서 차지하는 비중

은 각각 0.10%(0.07%), 48.54%(51.20%)인 것으로 나타났으며 그 절대액의 격차도 514배(761배)인 것으로 나타났다(표 6).

<표 5> 외래 월평균 기관당 건강보험 진료비 분포 변화

(단위 : 천원, %)

10분위 계층	구성비 (N=18,903)	1999년		구성비 (N=23,732)	2002년	
		월평균 진료비	표준편차		월평균 진료비	표준편차
1	0.63	1,204	690	0.81	1,756	1,066
2	1.92	3,657	742	2.42	5,227	964
3	3.32	6,342	789	3.95	8,514	927
4	4.86	9,265	918	5.44	11,720	931
5	6.52	12,441	902	6.95	14,977	952
6	8.22	15,685	1,025	8.50	18,328	983
7	10.19	19,439	1,149	10.18	21,955	1,141
8	12.58	24,005	1,511	12.27	26,455	1,493
9	16.07	30,656	2,490	15.27	32,930	2,405
10	26.59	50,717	28,264	25.12	54,168	42,722
평균	100.00	17,340	16,775	100.00	19,599	19,996

<표 6> 입원 월평균 기관당 건강보험 진료비 분포 변화

(단위 : 천원, %)

10분위 계층	구성비 (N=4,443)	1999년		구성비 (N=5,626)	2002년	
		월 평균 진료비	표준편차		월 평균 진료비	표준편차
1	0.07	50	35	0.10	83	60
2	0.37	273	96	0.49	417	133
3	0.99	735	167	1.20	1,015	201
4	1.94	1,439	239	2.15	1,819	263
5	3.28	2,436	332	3.34	2,833	354
6	5.11	3,798	472	5.10	4,327	486
7	7.54	5,601	637	7.70	6,532	832
8	11.28	8,384	1,025	11.81	10,015	1,282
9	18.24	13,554	2,208	19.56	16,589	2,721
10	51.20	38,053	37,654	48.54	41,160	23,358
평균	100.0	7,439	16,217	100.0	8,479	14,076

1) 표방과목별 의원간 건강보험 진료비 분포

표방과목별 의원의 건강보험 진료비에 대한 지니계수는 표 7에 제시된 바와 같이, 1999년 이후 전반적으로 감소하는 경향을 나타내고 있다. 그러나 표방과목 중에서도 성형외과(2002년: 0.58), 산부인과(2002년: 0.51)는 여전히 지니계수가 0.5 수준을 초과하고 있어 불평등도가 심각한데 이는 이들 진료과의 광범위한 비급여 존재와 연관이 있으리라 생각되며, 결핵과(2002년: 0.52)도 높은 지니계수값을 나타내었다. 이 외 대부분의 표방과목들은 지니계수가 최소 0.25에서 0.4이하 범위 내에 존재하고 있으며, 의원간 건강보험 진료비 규모가 상대적으로 다소 균등하게 분배되고 있는 진료과는 이비인후과로서 2002년 지니계수가 0.25로 나타났다.

그림 2에서는 각 표방과목별로 기관당 건강보험 진료비를 기준으로 10분위 계층을 구분한 후 최상위 층과 최하위 층의 월평균 건강보험 진료비를 비교하였다(2002년 기준). 그 결과 안과, 정형외과, 신경외과, 일반외과, 내과, 산부인과 등에서 큰 차이를 보이고 있음을 알 수 있다. 안과 최상위군은 기관당 월평균 건강보험 진료비가 1억 842만원으로 최하위군의 기관당 월평균 건강보험 진료비의 414만원에 비해 약 26배 높은 것으로 나타났고, 피부과는 최상위군의 월평균 건강보험 진료비 규모가 4천 781만원인데 반해 최하위군의 월평균 건강보험 진료비는 124만원으로 38배의 차이를 나타내었다. 따라서 동일한 표방과목 내에서도 건강보험 진료비 수준은 여전히 큰 차이가 있음을 다시 한번 확인할 수 있다.

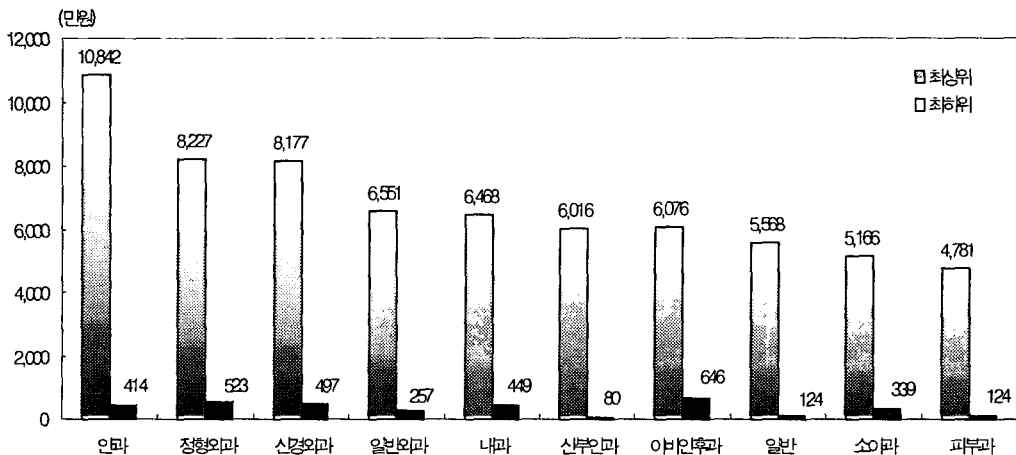


그림 2. 표방과목별 월평균 건강보험 진료비 분포(2002년)

<표 7> 표방과목별 월평균 건강보험 진료비 분포 변화

표방과목	지니계수				10분위 분배율			
	1999년	2000년	2001년	2002년	1999년	2000년	2001년	2002년
성형외과	0.68	0.69	0.69	0.58	0.04	0.03	0.04	0.08
결핵과	0.49	0.49	0.52	0.52	0.16	0.17	0.13	0.11
산부인과	0.53	0.52	0.51	0.51	0.11	0.11	0.13	0.13
일반	0.43	0.41	0.40	0.39	0.21	0.23	0.25	0.27
평균	0.40	0.39	0.38	0.38	0.25	0.27	0.28	0.29
피부과	0.33	0.34	0.36	0.38	0.40	0.38	0.32	0.29
흉부외과	0.33	0.37	0.37	0.38	0.41	0.30	0.30	0.26
안과	0.39	0.38	0.37	0.37	0.31	0.31	0.32	0.32
일반외과	0.38	0.37	0.36	0.36	0.30	0.31	0.33	0.33
진단방사선	0.34	0.35	0.36	0.35	0.38	0.37	0.33	0.35
신경외과	0.40	0.36	0.37	0.34	0.27	0.34	0.31	0.36
정신과	0.36	0.34	0.37	0.34	0.34	0.39	0.32	0.39
소아과	0.31	0.31	0.32	0.32	0.44	0.43	0.42	0.42
비뇨기과	0.32	0.32	0.32	0.32	0.42	0.43	0.42	0.43
정형외과	0.31	0.31	0.32	0.32	0.44	0.44	0.43	0.43
내과	0.33	0.32	0.32	0.31	0.40	0.43	0.42	0.45
마취과	0.34	0.31	0.30	0.30	0.36	0.43	0.47	0.47
신경과	0.31	0.33	0.35	0.30	0.45	0.42	0.35	0.46
재활의학과	0.33	0.33	0.30	0.28	0.39	0.39	0.46	0.51
가정의학과	0.35	0.32	0.32	0.28	0.35	0.41	0.41	0.51
이비인후과	0.27	0.26	0.25	0.25	0.55	0.58	0.61	0.60

## 2) 지역별 및 지역규모별 의원간 건강보험 진료비 분포

표 8에서는 요양기관의 소재지역별 대도시, 중소도시, 군지역<sup>14)</sup> 의원들의 지니계수를 비교해 보았다. 대도시로 갈수록 지니계수는 큰 값을 보이고 군지역으로 갈수록 작아지는 것을 확인할 수 있다. 전반적으로 1999년도에 비해 2002년의 지니계수가 낮아지고 있기는 하지만,

14) 대都市는 특별시(서울시, 부산시, 대구시, 인천시, 광주시, 대전시, 울산시)를 의미하고, 군지역은 경기도, 강원도, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남 그리고 제주도에서 군지역을 의미하고, 중소都市는 대도시와 군지역을 제외한 나머지 시지역을 의미한다.

대도시와 중소도시의 지니계수 감소폭은 군지역에 비해 상대적으로 작아서 전체적으로 대도시, 중소도시와 군지역의 지니계수의 격차는 의약분업 이후 더욱 벌어졌다. 10분위 계층 분류에 따라 최하 및 최상등위에 속한 의원들의 건강보험 진료비의 격차도 대도시 39배, 중소도시 29배 그리고 군지역 14배로 나타나, 대도시 지역에서 의원간 건강보험 진료비 분배의 격차가 가장 큼을 다시 한번 확인할 수 있다.

<표 8> 지역규모별 월평균 기관당 건강보험 진료비 분포

(단위 : %, 만원)

도시규모	지니계수				진료비 분포							
	99년	00년	01년	02년	1999년				2002년			
					1분위		10분위		1분위		10분위	
%	평균(std)	%	평균(std)	%	평균(std)	%	평균(std)	%	평균(std)			
대도시	0.42	0.41	0.40	0.39	0.63	107 ( 62)	32.28	5,494 (4,659)	0.79	157 ( 94)	31.03	6,141 (5,875)
중소도시	0.38	0.37	0.36	0.36	0.80	173 (104)	28.67	6,162 (2,496)	0.96	227 (140)	28.68	6,773 (2,968)
군지역	0.35	0.33	0.33	0.31	0.99	209 (127)	25.78	5,433 (1,348)	1.69	396 (205)	24.43	5,740 (1,742)

주) 구성비란 해당 분위수가 전체 진료비 규모에서 차지하는 구성비이고, 진료비는 월평균진료비를 의미

지역을 16개 시·도로 구분한 지역별 지니계수는 역시 서울, 광주, 부산 등 광역시의 지니계수가 평균 지니계수(0.38)보다 높게 나타났고, 반대로 제주와 대전에서는 지니계수가 가장 낮은 것으로 나타났다.

좀 더 구체적으로 지니계수가 가장 큰 서울의 경우, 10분위 계층 최하위 그룹 의원들의 건강보험 총진료비 규모가 전체에서 차지하는 비중은 2002년(1999년) 기준 0.7%(0.6%)에 불과하고 최상위 그룹 의원들의 건강보험 총진료비의 비중은 32.65%(33.84%)를 차지하며, 두 그룹간의 월평균 진료비 규모의 격차는 46배 (55배)이상에 달한다. 반면 지니계수가 가장 낮은 대전은 최상·하위 계층간의 월평균 건강보험 진료비 편차가 2002년(1999년)에 19배(29배) 정도를 보여, 16대 광역시 중에서 가장 공평한 분배양상을 보였다.



<표 9>

지역별 월평균 기관당 건강보험 진료비 분포

(단위 : %, 만원)

16개 지역	지니계수				진료비 분포							
	99년	00년	01년	02년	1999년				2002년			
					1분위		10분위		1분위		10분위	
%	평균 (std)	%	평균 (std)	%	평균 (std)	%	평균 (std)	%	평균 (std)			
서울	0.44	0.42	0.42	0.42	0.60	94 ( 54)	33.84	5,257 (5,725)	0.70	128 ( 77)	32.65	5,947 (7,985)
광주	0.41	0.41	0.40	0.39	0.57	92 ( 54)	31.33	5,035 (2,910)	0.86	177 (109)	30.72	6,359 (3,781)
부산	0.43	0.41	0.40	0.39	0.61	112 ( 63)	32.89	6,072 (3,862)	0.83	174 (107)	30.29	6,371 (2,178)
경기	0.43	0.40	0.39	0.38	0.64	125 ( 87)	35.05	6,829 (6,357)	1.16	246 (152)	31.12	6,626 (3,273)
충북	0.37	0.36	0.37	0.37	0.92	186 (110)	27.67	5,590 (2,309)	0.92	203 (123)	28.48	6,296 (3,017)
전북	0.37	0.37	0.36	0.36	1.12	225 (119)	28.65	5,786 (2,362)	0.97	196 (115)	28.79	5,808 (2,725)
대구	0.37	0.37	0.37	0.36	0.75	144 ( 81)	27.88	5,370 (2,203)	0.93	200 (115)	27.55	5,930 (2,885)
충남	0.39	0.36	0.36	0.36	0.81	187 (111)	29.90	6,885 (2,838)	1.29	321 (192)	28.89	7,172 (2,712)
울산	0.39	0.37	0.35	0.35	0.64	140 ( 87)	29.46	6,409 (2,910)	0.92	234 (149)	27.54	6,991 (3,348)
강원	0.35	0.33	0.34	0.35	1.31	314 (162)	25.87	6,187 (1,580)	1.07	258 (258)	25.22	6,087 (1,660)
경북	0.38	0.37	0.36	0.35	0.83	180 ( 97)	28.46	6,201 (2,276)	1.06	255 (174)	27.79	6,702 (2,470)
인천	0.37	0.36	0.35	0.35	0.80	179 (119)	28.24	6,308 (1,863)	1.30	315 (186)	28.34	6,856 (2,296)
전남	0.38	0.36	0.35	0.35	0.87	188 (105)	27.44	5,947 (1,467)	1.28	306 (164)	27.02	6,447 (2,095)
경남	0.38	0.37	0.35	0.35	0.73	150 ( 95)	28.86	5,901 (3,052)	1.16	275 (172)	28.66	6,797 (3,681)
제주	0.35	0.34	0.34	0.34	0.78	183 (122)	26.14	6,131 (1,541)	1.17	297 (169)	26.49	6,737 (1,814)
대전	0.36	0.36	0.35	0.34	0.95	180 (121)	28.11	5,313 (2,016)	1.35	321 (200)	26.83	6,382 (2,216)

주 : 1) 구성비란 해당 분위수가 전체 진료비에서 차지하는 구성비이고, 진료비는 월평균진료비를 의미.

#### IV. 건강보험 외래진료비 불평등의 결정요인

의약분업 이후 의원의 기관당 건강보험 진료비 증가에 영향을 미치는 요인에 대한 순서형 로지스틱 회귀분석 결과가 표 10에 제시되어 있다.

모형 I 은 의료수요의 특성 변수들만을 투입하여 설명한 모형이고 모형 II 는 모형 I 에 의료 공급자의 특성 변수들을 추가로 투입하여 통제한 모형이다. 마지막 모형 III 은 모형 I 과 모형 II 에 의료시장 특성 변수들이 투입된 모형으로 본 연구의 전체모형이 된다. 여기서 추정된 회귀 계수 ( $\beta$ ) 는 '건강보험 외래진료비의 1999년 대비 2002년 비(ratio)'의 순서형 범주에서 한 단계 상위범주에 속하게 될 확률(log odds)에 대한 해당 독립변수들의 추정효과를 의미하고, 상수1 ( $\alpha_1$ ) 은 모형의 기준변수 ( $y_i = 3$ )에서 의원  $i$ 가  $Y \geq 2$ 의 범주보다는  $Y = 1$ 에 속할 확률

을, 상수  $\alpha_2$ 은 의원  $i$ 가  $Y=3$ 의 범주보다는  $Y=2$ 에 속하게 될 확률을 나타낸다.

전체 모형인 모형 III을 중심으로 살펴보면 인구당 의사수와 대도시, 중소도시, 군도시의 지역 변수를 제외한 모든 변수가 5%, 혹은 1% 수준에서 통계학적으로 유의한 것으로 나타났다.

또한 각 변수의 부호가 의미하는바, 지역소득 수준이 증가하고 65세 이상 인구비중이 증가할수록 개별 의원의 건강보험 외래진료비가 더 많이 증가하는 것으로 나타났으며 개원연수가 5년 이하인 기관과 고가장비를 소유한 의원일수록, 그리고 여자 의사와 의사연령이 낮을수록 건강보험 외래진료비 증가비가 더 높은 것으로 나타났다. 또한 HII가 증가할수록 건강보험 외래진료비 증가비가 더 높을 확률이 증가하고, 유의하지는 않지만 인구당 의사수가 증가할수록 외래진료비 증가비가 낮아질 확률이 높아져서 의원간의 경쟁이 건강보험 외래진료비 증가에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편, 비차비의 크기를 살펴보면 다른 어떤 요인보다도 65세 이상 인구 증가가 개별 의원의 건강보험 외래진료비 증가에 결정적인 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 이 외에도 개원연수와 지역소득수준의 증가, 고가장비 보유여부가 개별 의원의 건강보험 외래진료비 증가 확률을 1.1배~2.89배 정도씩 증가시키는 것으로 나타나 개별 의원의 건강보험 외래진료비 증가에는 수요자측 요인과 의원이 처한 경제적 유인이 중요한 작용을 하고 있음을 알 수 있다. 한편, 표방과목별 진료비 증가정도에서도 약제비 비중이 높았던 표방과목1(가정의학과, 결핵과, 내과, 소아과, 신경과, 일반, 피부과, 흉부외과)의 건강보험 진료비 증가 확률이 0.45배로 많이 감소하는 것으로 나타나 제도변화의 영향이 반영되었다.

## V. 고 찰

1999년부터 2002년까지 건강보험공단의 기관별 진료비 자료를 이용하여 의원의 진료실적을 분석하였다. 그 결과, 의원급 요양기관 전체의 건강보험 진료비 규모는 의약분업 이전인 1999년에 비해 의약분업 이후인 2002년 41.71%나 증가하였고 기관당 월평균 진료비도 의약분업 전보다 평균 13.20%(252만원) 증가한 2천 161만원인 것으로 나타났다. 이러한 증가양상은 거의 모든 진료과에서 관찰되었는데 상대적으로 전체 진료비 중 약제비 비중이 높은 내과, 소아과, 가정의학과 등의 진료과의 경우는 그 증가정도가 낮았다.

기관별 건강보험 진료비 분포의 불평등 정도를 나타내는 지니계수는 1999년도와 2002년도 각각 총진료비의 경우 0.40 → 0.38, 외래진료비의 경우 0.40 → 0.37, 입원진료비의 경우 0.58 → 0.57로 변화하여 전반적으로 개선된 것으로 나타났다. 또한, 기관당 진료비 순위 상위 10%에 속하는 의원의 건강보험 진료비와 하위 10%에 속하는 의원의 건강보험 진료비도

<표 10> 의원별 진료비 증가범주에 소속확률에 대한 Ordered Logistic Regression 분석 결과

특성	변수	모형 I		모형 II		모형 III	
		추정계수	OR	추정계수	OR	추정계수	OR
	$\alpha_1$	-9.7508**		-87908**		-10.0423**	
	$\alpha_2$	-8.5802**		-7.5430**		-8.8003**	
의료수요	지역소득수준 <sup>†</sup>	0.8396**	2.23	0.7458**	2.10	0.6168**	1.85
특성	65세이상인구 <sup>†</sup>	4.12871**	126.1	4.8451**	201.0	10.5628**	320.7
공급자	의사 성별						
특성	남자			-0.4694**	0.63	-0.4829**	0.62
	여자						
	의사 연령			-0.0202**	0.98	-0.0196**	0.98
	표방과목						
	과목1			-0.5447**	0.45	-0.5488**	0.45
	과목2			0.2931**	1.04	0.2961**	1.04
	과목3 <sup>*</sup>						
	고가장비						
	보유			0.0993**	1.09	0.0961**	1.10
	미보유						
	개원년수						
	5년 이하			1.0668**	2.89	1.0612**	2.89
	5년 이상						
의료시장	인구당 의사수 <sup>†</sup>						
특성	HHI <sup>†</sup>					-0.0042	0.99
	지역					0.0904*	1.09
	대도시					-0.1216*	0.77
	중소도시					-0.0192	0.85
	군도시						
	-2 log L	28505.14		28028.88		27152.094	

주 : 1) \*\* : p value<0.01, \* : p value<0.05

2) † : 1999년 대비 2002년 값의 변화(ratio)를 나타내고, 나머지 변수는 1999년 값을 사용.

3) OR : Odds Ratio

1999년에 비해 2002년 그 격차가 줄어들어 전반적으로 유사한 양상을 나타냈다. 결과적으로 1999년에 비해 2002년의 개설의원수가 22.72% 증가하였음(건강보험통계연보, 2002)에도 불구하고 위와 같이 기관당 평균 건강보험 진료비는 증가하였고 지니계수는 감소하였으며, 기관당 진료비 규모의 격차는 줄어들었기 때문에 의약분업 이후 의원들이 건강보험 부문 진료비가 상대적으로 안정된 분포를 보인 것으로 판단된다.

표방과목별로는 성형외과, 결핵과, 산부인과, 일반의, 피부과, 흉부외과, 일반외과, 안과 등의 지니계수가 높았다. 전반적으로 모든 진료과가 1999년도에 비해 2002년의 지니계수가 감소하거나 비슷한 수준인 것으로 나타났으나 피부과와 흉부외과에서는 지니계수가 오히려 더 상승하였다. 서수교와 박재용(1995)의 연구에서는 대부분의 진료과들을 특수외과계, 특수진료과 등으로 묶어 지니계수를 산출하였기 때문에 본 연구와 직접 비교는 불가하나 산부인과와 일반의, 일반외과의 지니계수가 상대적으로 높게 나타나 본 연구와 유사한 양상을 보여준다. 지역규모별 건강보험 진료비에 대한 지니계수와 집중률은 대도시로 갈수록 집중정도가 높고 군지역으로 갈수록 집중정도가 낮은 것으로 나타났다. 의약분업 이후 지니계수는 전반적으로 감소하였으나 감소정도의 편차가 있어 도시규모간 지니계수의 편차는 더욱 커졌다. 이러한 연구결과는 대도시의 지니계수가 가장 높고 시지역의 지니계수가 가장 낮았던 서수교, 박재용(1995)의 연구결과와는 다소 차이를 보인다. 그러나 서수교, 박재용(1995)의 연구는 대구, 경북지역만을 대상으로 하였기 때문에 시,군,구 지역의 특성이 본 연구와 다를 수 있다고 판단된다. 다만, 대도시 지역의 진료비 집중정도가 높게 나타나는 것은 일관되게 관찰되는 현상인바, 대도시 지역이 개원의의 지명도 차이 및 비급여 진료 위주의 성형외과와 산부인과의 밀집, 그리고 상당수의 병상과 장비를 갖춘 고급 의원 존재 등으로 인해 진료비 집중이 여전한 함을 암시한다고 할 수 있다.

외래 진료비 증가 정도의 불균등에 대한 순서형 로지스틱 회귀모형 결과 지역의 노인인구 비중의 변화, 지역의 소득변화, 의사의 성별, 연령, 개원기간, 장비보유여부, 진료과목, 시장의 경쟁정도 등이 모두 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 65세 이상 노인인구수의 비중 증가와 지역소득 증가 등 수요자측 요인이 개별 의원의 건강보험 외래진료비 증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났는데 이는 의원 입원율에 대한 분석에서 지역주민의 건강수준이 낮고, 소득수준이 높을수록 입원율이 증가한다고 보고한 김윤미(2003)의 연구결과와 일치하는 측면이 있다. 분석단위는 다르지만 김한중과 전기홍(1989)은 외래의 경우 진료비 증가에 있어서는 전반적으로 외래수요 증가를 더 중요한 요인으로 판단할 수 있고 아울러, 외래수요 증가원인을 소비자과 공급자에 의한 것으로 구분해 볼 때 가격통제에 의한 서비스 제공자의 수요유인 부분이 있을 것이라 하였는데 본 분석에서 이에 대한 논의를 하기에는 한계가 있다.

공급자 특성 중에서는 개원년수가 5년 이하인 의원의 건강보험 외래진료비 증가확률이 그렇지 않은 의원에 비해 2.89배 높고, 고가장비를 소유하고 있는 의원은 그렇지 않은 의원보다 증가 확률이 1.10배 높게 나타나 공급자의 경제적 유인이 일정부분 건강보험 외래진료비 증가에 작용하고 있는 것으로 나타났다<sup>15)</sup>. 선행연구에서도 유사한 경향성을 발견할 수 있는데, 서수교와 박재용(1995)의 연구결과에서는 종사인원수, 장비보유수 등이 보험진료비 수입 증가에 정(+)의 영향을 미쳤으며, 신순애 등(2001)의 연구에서도 개원연한이 짧을수록, 고가 장비 보유대수가 증가할수록 건강보험진료비는 증가한다고 하였다. 한편, 연령별로는 연령이 감소할수록, 여자의사가 남자의사보다, 약제비 비중이 낮았던 표방과목이 상대적으로 건강보험 외래진료비가 증가되는 양상을 보였다. 이 모든 요인들은 의료제공자의 특성-즉, 의사의 수입에 대한 기대정도, 의사의 개인적 특성인 전문과목, 연령, 성별, 경험, 수료 방식 등이 모두 진료내용의 차이나 진료비에 영향을 미친다는 기존의 연구내용과 일치한다(정은경, 1993). 특히 의사의 연령이 많아짐에 따라 의원의 진료비 증가 확률이 감소하는 것은 의사의 생산성이 40세 전후에서 최대에 달하고 이후 점차 감소한다는 경험적 결과들과(유승흠 등, 1988; 김정호 등, 1991; 정은경, 1993; 서수교와 박재용, 1995; 신순애 등, 2001) 수련환경 및 의학교육의 차이에 따른 영향(Phelps, 1993)을 모두 반영하는 것이라 하겠다.

한편, 의료서비스의 특성을 나타내는 표방과목별 진료비 증가정도는 기준범주인 표방과목 3(마취과, 성형외과, 임상병리, 재활의학과, 정형외과, 진단방사선과)에 비하여 표방과목1(가정의학과, 결핵과, 내과, 소아과, 신경과, 일반, 피부과, 흉부외과)의 건강보험 진료비 증가 확률이 감소하고, 표방과목2(비뇨기과, 산부인과, 신경외과, 안과, 이비인후과, 일반외과, 정신과)의 증가확률이 증가하였다. 즉, 다른 모든 요인을 통제하였을 때 약제비 수입부분을 제거한 의약분업 제도와 그 간의 수가인상의 영향이 반영되었음을 알 수 있고 이는 제도변화가 반영되지 않은 서수교와 박재용(1995)의 연구결과와는 다른 양상이다.

수요자, 공급자 특성요인에 비해 시장특성요인의 유의수준은 다소 떨어지는 것으로 나타났다. 다만, 인구당 의사수가 증가할수록, HHI가 감소할수록 건강보험 외래진료비가 증가하는 방향으로 나타나 경쟁의 존재가 진료비를 감소시킴을 암시한다고 볼 수 있다. 물론, 본 분석이 건강보험 진료비만을 대상으로 하고 있고, 경쟁특성이 급여영역과 비급여 영역에 대해 동일한 양상으로 진행될 것이라고 보는 것은 무리가 있으므로 해석상의 주의와 제한이 필요하다

15) 개원연한에 대해서는 개원연한이 짧을수록 초기값(즉, 개원초 건강보험 진료비의 절대크기)이 낮기 때문에 상대적으로 증가율이 높게 나타날 가능성을 간과할 수 없다. 그러나 환자 방문당 진료비에 대한 비교결과 개원연한 5년 이내 의원의 방문당 진료비 절대값이 그렇지 않은 의원보다 평균 3.2% 수준 높았고 99년 대비 2002년의 일당진료비 증가폭도 상대적으로 높게 나타나 의원의 경제적 유인과 관련이 있는 것으로 해석하였다.

다. 다른 특성 요인에 비해 시장특성요인이 건강보험 진료비 증가에 큰 영향력을 못 미치는 것은 김정호 등(1991)의 연구결과 및 서수교와 박재용(1995)의 모형에서도 공통적으로 나타나는 현상이다. 그러나 본 연구에서 설정한 시장의 범위가 244개 행정구역을 위주로 하고 있어 엄밀한 의미에서 지역 주민의 생활권, 혹은 개별 의원의 진료권역과 일치하지 않을 가능성이 있고 HHI 계산시 병원외래와 의원외래와의 경쟁관계를 반영하지 못한 한계점 등으로 인해 영향을 받았을 수 있으므로 이에 대해서는 추후 보완 연구가 필요하다고 생각한다.

이상의 분석결과에 의하면 의원급 요양기관의 표방과목별, 지역별 등 특성에 따라 기관별 건강보험 진료비 규모의 차이가 엄연히 존재하고 있고 그 증가양상 및 분포는 수요자, 공급자, 시장 환경 등 다양한 요인의 영향을 받고 있음을 알 수 있다. 물론, 의약분업 이후 전반적인 분포 불균형 정도가 전반적으로 조금씩 개선되고 있다는 점은 상당히 다행스러운 일이지만, 그럼에도 불구하고 전체 의원은 물론 동일한 진료과 내에서조차 상당한 진료비 불균형이 여전히 존재한다는 것은 의료자원의 활용이 효율적이지 못함을 의미하는 것이라고 할 수 있다. 더군다나 로지스틱 회귀모형에서 드러난 바와 같이 개별 의원의 진료비 증가가 수요측 요인 뿐만 아니라 공급자의 경제적 유인과 개별 특성에 따른 진료행태의 차이에 의해서도 결정되고 있다는 점을 상기해 볼 때 상당한 비효율의 여지가 있다고 생각되며 국민에게 불편 없는 양질의 서비스 제공을 위해서라도 이에 대한 개선이 더욱 필요하다고 하겠다.

## VI. 결 론

제도의 변화는 의료공급자의 진료행태는 물론 전체 진료비 규모 및 공급자간 진료비 수입 분배에 영향을 미친다. 본 연구에서는 의약분업 전후 의원급 요양기관의 건강보험 진료비 규모와 분배 양상 및 그것에 영향을 미치는 요인들을 살펴보았다. 그 결과 의약분업 이후 건강보험 약제비 부분이 원천적으로 제거되었음에도 불구하고 매약환자의 의원방문에 의한 수진율 증가와 대폭적인 수가인상에 힘입어 의원급 요양기관의 건강보험 부문 평균 진료비는 증가하였으며, 분포 불균형 정도도 전반적으로 미미하게나마 개선된 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 여전히 의약분업 이후의 건강보험 진료비 분포의 절대적 불균등 규모는 상당하고 이러한 차이는 지역규모는 물론 동일 표방과목 내에서도 여전히 존재하고 있다. 또한 의약분업 이후 의원의 건강보험 진료비 증가의 기여요인에 대한 분석에서도 의료수요요인 이외 공급자 행태 및 시장 상황에 의해 유발되는 격차가 존재하는 것으로 드러났다. 이는 자원의 효율적 사용을 위해 수가구조의 지속적인 개선은 물론 진료수입의 적정성 평가, 의료자원의 적정 분포 및 배치 등 전반적으로 개선할 사항이 많이 남아있음을 의미한다.

본 연구는 건강보험 부문 이외의 진료비를 분석에 반영하고 있지 못하기 때문에 본 연구

의 결과나 해석을 전체 진료비 수입변화양상에 그대로 적용하는 것은 무리가 있다. 또한 요양기관현황파일에서 파악할 수 없는 공급자 특성 및 요양기관 환자구성상의 차이 등을 보정하지 못하였고 자료의 제약으로 지역단위의 설정이 변수간에 일치하지 못하고 엄밀하지 못한 한계점도 있다. 그러나 이러한 한계에도 불구하고 우리나라 모든 의원을 대상으로 기관당 건강보험 진료비의 규모를 파악하고 그 분포양상을 살펴보았으며, 의약분업 전후의 건강보험 진료비 변화에 초점을 두고 영향요인을 설명하였다는 점에서 일정 부분 의의가 있다고 생각한다. 향후 이와 같은 연구가 지속적으로 이루어져 특정 시점의 제도변화에 따른 영향은 물론, 장기간에 걸친 변화추이에 대한 정보를 파악하여 제도 발전에 한층 도움이 될 수 있기를 기대하는 바이다.

## 참 고 문 헌

- 건강보험심사평가원. 2000년 요양급여비용 청구내역 경향조사. 2000.12.
- 국민건강보험공단. 건강보험통계연보. 2002.
- 김윤미. 다빈도 수술의 소규모 지역간 변이에 관한 연구[박사학위 논문]. 서울 : 서울대학교 대학원;2003.
- 김정호, 정귀원, 전진호, 이채언, 배기택, 김공현, 박형중. 경상남도 개원의의 진료생산성에 관한 조사연구. 예방의학회지 1991;24(2):171-180.
- 김재용. 의약분업이 국민들의 의료서비스 이용에 미친 영향. 보건복지포럼 2002;2:6-19
- 김준수, 박재용, 한창현. 치과위원의 건강보험 진료비 수입분포와 관련요인. 보건행정학회지 2002;12(1):84-101.
- 김창보. 우리나라 의원에서의 의사유인수요 가설 검증[박사학위 논문]. 서울 : 연세대학교 대학원;2002.
- 김한중, 전기홍. 의료비 상승 요인 분석. 예방의학회지 1989;22(4):542-554.
- 박실비아, 문옥륜, 강영호. 일부 다빈도 질환에서 개원의의 의약품 처방에 영향을 미치는 요인. 보건행정학회지 1998;8(2):166-190.
- 배은영. 의약분업이 제약산업에 미친 영향. 보건복지포럼 2002;2:31-39.
- 서수교, 박재용. 의원의 의료보험진료비 수입분포와 그 결정요인. 보건행정학회지 1995;5(1):1-30.
- 신순애, 고수경, 정현진. 의원 진료비추이 및 진료량 변이에 관한 연구. 건강보험연구센터;2001.
- 신영전, 이원영, 문옥륜. 의료이용의 지역간 격차 : 3차성 내과계 진단군을 중심으로. 보건행정

- 학회지 1999;9(1):72-109.
- 신의철, 황진미, 최수미, 박용규, 최순, 정상혁, 이선희 등. 의약분업 정책도입 후 국민의 의약서비스 이용만족도 조사. 제54회 대한예방의학회 추계학술대회 2002.
- 양봉민. 보건경제학. 서울:나남출판사;1999.
- 유승흠, 조우현, 이용호, 전병율. 우리나라 의사인력의 공급 및 생산성 추계. 예방의학회지 1988;20(1):56-66.
- 이선희, 조우현, 남정모, 김석일. 일부 다빈도 진단명들의 지역간 의료이용변이. 보건행정학회지 1994;4(1):49-76.
- 이윤석, 유승흠. 병원의 수익성 관련 요인. 보건행정학회지 2003;13(3):129-147.
- 이진경. 건강보험 본인부담 실태와 추이분석. 건강보험포럼 2002;1(3):51-72.
- 임부들, 천병렬, 감신, 김창엽, 임정수. 의약분업 전후 고혈압 환자의 의료기관 이용양상 비교. 한국보건행정학회 02 후기학술대회 2002.11:200-202.
- 장선미. 의약분업이 의사의 의약품 처방에 미친 영향. 보건복지포럼 2002;2:20-30.
- 정은경. 의사특성에 따른 외래 진료비 변이 연구[석사학위 논문]. 서울 : 서울대학교 대학원;1993.
- 조동영, 유승흠, 손태용. 의약분업 전후 1차 진료기관 외래이용변화. 제54회 대한예방의학회 추계학술대회 2002.
- 조우현, 이선희, 박은철, 손명세, 김세라. 지역간 입원이용 변이에 관한 연구. 예방의학회지 1994;27(3):609-626.
- 조희숙, 이선희. 의약분업 전후 일부 종합병원 진료비 및 약제진료비 삭감추이. 보건행정학회지 2002;12(3):23-35.
- Charles E. Phelps. Health Economics. 2nd ed. Addison-Wesley. 1993.
- Morrisey M, Sloan F, Mtichell S. State rate setting : an analysis of some unresolved issues. Health Affairs 2(2):36-47.
- Richard W.,Hurd. Equilibrium Vacancies in a Labor Market Dominated by Non-profit Firms: the Shortage of Nurses. Review of Economics and Statistics. 1973.
- Roger Feldman, Richard Scheffler. The Union Impact on Hospital Wages and Fringe Benefits. Industrial and Labor Relations Rev 1982;3.
- Salkever D. Regulation of prices and investment in hospitals in the United States. In Cluyer AJ, Newhouse JP, editors. Handbook of health economics. 2nd impression. Amsterdam:Elsevier science;2001. pp.1489-1535.



Salkever D, Steinwachs D, Rupp A. Hospital cost and efficiency under per service and per case payment in Maryland : a tale of carrot and the stick. *Inquiry* 1986;23:56-66.

Santerre R, Neun S. *Health Economics : Theories, insights, and industry studies*. 1st ed. Irwin.

Scott A, Shiell A, Analysing the effect of competition on general practitioners' behaviour using a multilevel modelling framework. *Health Econ.* 1997;6:577-588.

Thorpe K, Phelps C. Regulatory intensity and hospital cost growth. *J Health Econ* 1990;9:143-166.