

# 한국 의료보험제도 내의 제도적 비효율로 인해 발생하는 추가 의료비용의 측정

-Stochastic Frontier 분석 기법을 이용한 접근-1)

유 태 균(연세대 사회복지연구소)<sup>2)</sup>

## < 목 차 >

- I. 서론
- II. 이론적 배경
- III. 연구설계 및 방법
- IV. 연구 결과
- V. 결론

## I. 서론

지난 20여년 동안 OECD 국가들을 비롯한 거의 모든 선진국가들은 '의료비의 지속적인 상승'이라는 문제에 직면하여 왔으며 이에 대한 효과적인 대책을 마련하기 위해 노력하여 왔다. 의료비 증가에는 많은 원인이 있을 수 있으나 의료비 증가 억제라는 관점에서 볼 때 어떤 원인들은 현실적인 통제가 매우 어렵거나 불가능하다.<sup>3)</sup> 따라서 효과적으로 의료비의 증가를 억제하기 위해서는 실제로 통제 가능한 원인(controllable causal factors)에 대책 마련의 초점이 맞추어져야 할 것이다.

이러한 맥락에서 볼 때, 여러 나라들의 경우에서 나타나듯이 각 나라에 있어서 의료비 증가의 상당 부분이 그 나라가 어떠한 제도적 형태의 의료체계(health care system)를 가지고 있는가에 의해 설명될 수 있다는 것은 매우 중요한 의미를 지니고 하겠다.<sup>4)</sup> 보다 구체적으로 말해서 한 나라의 의료체계 속에 불합리적인, 혹은 부적

1) 이 논문은 본 연구자의 박사학위논문의 일부를 요약 정리한 것임

2) 사회복지학박사, 연세대학교 강사, 연세대학교 사회복지연구소 전문연구원

3) Feldstein, P. J. (1988). Health Economics (3rd ed.). New York: John Wiley & Sons, Inc.; 예를 들어서 개인의 의료 서비스 이용률이 그 사람의 소득수준이나 교육수준에 비례한다고 할지라도 단순히 의료비용의 증가를 억제한다는 목적으로 개인들에게서 소득이나 교육수준을 높일 수 있는 기회를 박탈 혹은 제한한다는 것은 불가능하다.

절한 제도가 존재하는 경우 이는 의료비를 상승시키는 원인이 된다는 것이다.

한국의 경우도 이러한 제도적인 문제점으로 인한 의료비 증가의 가능성이 존재하는데 이는 현행 의료보험제도 내에 '제도적 비효율(institutional inefficiency)'이 있기 때문이다. 제도적 비효율이란 현행 제도가 내포하고 있는 여러 가지 제도상의 문제점들로 인하여 자원이 불필요하게 낭비된다는 것을 말한다. 이 연구의 목적은 한국의 현행 의료보험제도 내에 제도적 비효율이 존재한다는 것을 실증적으로 밝히고 그 비효율의 정도(degree)를 측정하는 것이다.

## II. 이론적 배경

현행 의료보험제도는 다음과 같은 두 가지 제도적 문제점을 내포하고 있다. 첫째, 현행 제도하에서는 보험자간의 경쟁적인 관계(competitive environment)가 조성될 수 없으며 따라서 조합 운영에 있어서 효율의 극대화를 이루기 어렵다. 둘째, 현행 제도는 의료 서비스 수요자와 공급자들에게 비효율적인 수요,공급의 행태(behavior)를 유발케 하는 그릇된 동기(perverse incentives)를 제공하게 되는데 이로 인하여 의료 서비스에 대한 과잉 수요와 과잉 공급이 야기된다.

### 1. 보험자들 간의 경쟁적 관계의 부재 (Lack of Competitive Environment for Insurers)

조합방식을 채택하고 있는 한국의 의료보험제도는 '95년 현재 421개의 의료보험조합들로 이루어져 있다. 각각의 조합은 제정 및 행정적으로 독립적인 비영리 특수법인으로 보험업무를 관리운영하는 보험자이다. 현행 제도하에서 한 개인이 어떤 조합에 속하게 되는가는 그 개인의 의사와는 무관하며 전적으로 직장, 직업, 혹은 거주지에 의해 결정된다. 보험자 또한 자신의 조합에 속하게 될 조합원을 선택할 수 없고 단지 외적(外的)으로 결정된 피보험자들을 받아들여 그들을 위한 보험업무를 관리할 뿐이다.

이와 같은 상황에서 조합을 운영하는 보험자는 조합 운영에 있어서 효율을 극대화하기 위해 노력해야 할 필요성을 느끼기 어렵게 된다. 효율의 극대화에 대한 필요성은 보험자들이 경제적인 동기에서 피보험자를 두고 경쟁하는 과정에서 발생할 수 있다. 다른 보험자들과의 경쟁 관계 속에서 보험자는 피보험자에 대한 유인책으로 낮은 보험료와 피보험자가 만족할 만한 수준의 의료 서비스를 동시에 보장해야 하며 이를 위해 보험자는 조합을 가장 효율적인 방식으로 운영하여 불필요한 비용을 최소화하여야 되기 때문이다.

---

4) Abel-Smith, B. (1992). Cost containment and new priorities in health care: A study of the European community. Brookfield, VT: Ashgate Pub. Ltd.; (1984). Cost containment in health care: The experience of twelve European countries (1977-1983). Brussels: Commission of the European Community.

앞서 언급한 바와 같이 현행 의료보험제도하에서 보험자와 피보험자는 서로에 대한 선택의 권리가 없다. 따라서 보험자들 간에 경쟁적 관계란 존재할 수 없다. 경쟁적 관계의 부재(不在)는 보험자의 피보험자 선별(skimming) 및 역선택(adverse selection)과 같은 문제를 근본적으로 방지할 수 있는 반면 보험자들로 하여금 효율적인 조합 운영에 대한 기본적인 동기(incentives)를 결여케 하는 효과를 가져온다. 따라서 현행 제도하에서 보험자가 조합을 운영함에 있어서 비용 절감의 가능성을 최대한으로 실현하기 위해 노력하기를 기대하기란 매우 힘들다. 이러한 이유에서 경쟁적 관계의 부재는 궁극적으로 X-비효율(X-inefficiency)<sup>5)</sup>을 야기시킬 수 있다.

## 2. 의료 수요자와 공급자의 그릇된 동기 (Perverse Incentives among Consumers and Providers)

### 1) 의료 수요자의 도덕적 위해(Moral Hazard)

의료보험이 가지는 가장 직접적이고 중요한 효과는 의료 서비스 이용시 수요자들의 재정부담을 감소시켜 의료 서비스에 대한 접근도(accessibility)를 증진시키는 것이다. 그러나 이러한 재정부담의 감소는 수요자의 비용의식(cost consciousness)을 저하시키는 효과를 가져온다. 예를 들어 보험가입자는 자신이 전적으로 비용을 지불해야 하는 경우라면 소비하지 않을 불필요한 의료 서비스, 혹은 한계효용(marginal utility)이 매우 낮은 의료 서비스를 보험이 있기 때문에 이용하려는 비효율적인 소비 행태(inefficient consumption behavior)를 보이기도 한다. 이러한 수요자의 도덕적 위해(moral hazard) 행위는 의료 수요를 증가시키며, 따라서 의료비 증가의 주된 원인 가운데 하나가 된다.<sup>6)</sup>

현행 한국의 의료보험제도하에서도, 이러한 수요자의 도덕적 위해 행위의 존재를 부인할 수는 없으며 실제로 정부는 도덕적 위해로 인한 불필요한 의료 서비스 소비를 억제하기 위한 수단으로 본인일부부담제(cost-sharing)를 지난 '80년 후반부터 시행하여 왔다. 그러나 본인일부부담제의 의료비 상승 억제 효과는 매우 제한된 것으로 보여지며<sup>7)</sup> 오히려 과도한 본인부담제로 인한 소득역진효과가 나타나고 있다는 지적이

5) X-비효율의 개념에 대한 보다 자세한 내용은 다음을 참조하기 바람.

Leibenstein, H. (1978). General X-inefficiency theory and economic development. New York: Oxford University Press.; (1966). Allocative efficiency vs. X-efficiency. American Economic Review, 56(June), pp. 392-415; Frantz, R. S. (1988). X-inefficiency: Theory, evidence, and applications. Boston, MA: Kluwer Academic Publishers.

6) Arrow, K. J. (1963). Uncertainty and the welfare economics of medical care. American Economic Review, 53, pp. 941-973; Dickerson, O. D. (1963). Health Insurance (3rd, ed.). Homewood, IL: Richard D. Irwin, Inc.; Donaldson, C., & Gerard, K. (1993). Economics of health care financing: The visible hand. New York: St. Martin's Press Inc.; Pauly, M. (1968). The economics of moral hazard: comment. American Economic Review, 58, pp. 531-537.

7) Yoo, T. K. (1992). Imbalance in the health care cost containment policy of the Korean National Health Insurance System. Unpublished manuscript. University of California at Berkeley, School of Social Welfare..

있다.

2) 공급자에 의한 수요창출(Supply-Induced-Demand)과 비용 상승적인 행태  
현행 의료보험제도는 의료 공급자에 대한 지불방식으로 행위별 수가제(fee-for-service)를 채택하고 있다. 행위별 수가제란 공급자가 자신이 제공한 각각의 의료 서비스에 대하여 서비스가 제공된 후에 보상받게 되는 후지불상환(retrospective reimbursement) 방식을 말한다. 이러한 공급자 지불방식하에서 공급자의 소득은 공급한 의료 서비스의 양과 단위당 가격에 비례한다. 따라서 공급자는 이윤의 극대화를 목적으로 가능한 한 단위당 가격이 높은 의료 서비스를 다량으로 공급하려는 동기를 가질 수 있다.

현행 공급자 지불방식은 또한 공급자에게 의료 수요 창출(Supply-Induced-demand)의 동기를 제공할 수 있다. 예를 들어 공급자는 어떠한 이유에서 자신의 소득이 감소하거나 혹은 자신의 기대 소득 수준을 유지하지 못하게 되는 경우, 이를 보상하기 위해 수요자로 하여금 더 많은 의료 서비스를 소비하도록 유도할 수 있다.<sup>8)</sup> 현행 의료보험제도하에서 정부는 의료 서비스에 대한 접근도를 높이기 위해 진료수가를 비교적 낮은 수준으로 책정하여 왔다. 낮은 수준의 진료수가는 의료 서비스 공급자에게 있어서 소득의 감소를 의미한다는 점으로 미루어 볼 때 현행 제도하에서 공급자에 의한 의료 수요 창출의 가능성은 매우 높다고 볼 수 있다.

### 3. 제도적 비효율: 개념적 정의

앞서 논의한 현행 제도의 문제점들을 고려하여 볼 때 다음의 두 가지 것을 이야기할 수 있다. 첫째, 현행 의료보험제도는 보험자, 의료 수요자, 그리고 의료 서비스 공급자로 하여금 조합운영의 효율성을 높이는 방법을 모색하게 하거나, 비용의식을 높여 효율적인 소비 행태를 갖게 하거나, 혹은 불필요한 의료 서비스 공급을 억제하도록 유도할 수 있는 적절한 제도적인 장치를 갖추고 있지 못하다. 따라서 현행 제도 아래에서는 비효율적인 조합 운영 및 의료 서비스에 대한 과잉수요와 과잉공급이 존재할 수 있다.

둘째, 앞에서 논의한 현행 제도의 문제점들은 불필요한 자원의 낭비를 가져온다. 의료 서비스에 대한 과잉수요와 과잉공급은 결국 보다 많은 자원이 필요량 이상의 의료

---

8) Pauly, M. V. (1980). Doctors and their workshops. Chicago, IL: University of Chicago Press; Richardson, J. R. (1981). The theory of supplier induced demand in the market of medical services (Research Paper No. 203). Marquarie University, School of Economics and Financial Studies; 의료 서비스 공급자가 의료 수요를 창출할 수 있는 가능성은 수요자와 공급자 사이에 존재하는 정보의 비대칭성 혹은 정보의 편재(information asymmetry)에서 비롯된다. 공급자와 비교해 볼 때 수요자는 의료 서비스에 대한 지식이 절대적으로 부족하며 따라서 소비자는 의료 서비스를 소비하는 과정에서 전적으로 공급자에게 의존하게 된다. 즉 '어떠한 종류의 의료 서비스를 얼마나 소비해야 하는가?'는 전적으로 공급자에 의해 결정된다. 이러한 정보의 편재로 인한 의존관계가 존재하기 때문에 의료 공급자는 소비자의 의료 서비스의 필요성에 대한 인식에 영향을 줄 수 있으며 공급자는 이윤추구를 목적으로 필요 이상의 의료 서비스를 과잉공급할 수도 있다.

서비스를 생산하기 위해 사용되어야 한다는 것을 의미한다. 필요량 이상의 의료 서비스로부터 얻어지는 한계효용은 그 만큼의 의료 서비스를 생산하기 위해 사용된 자원의 한계비용 보다 적을 수밖에 없다. 따라서 의료 서비스에 대한 과잉수요와 과잉공급은 궁극적으로 비효율적인 자원 사용을 야기시킨다. 이러한 비효율의 가장 근본적인 원인이 현행 의료보험제도가 가지고 있는 제도상의 문제점이라는 것을 볼 때 본 연구자는 이러한 형태의 비효율을 '제도적 비효율(institutional inefficiency)' 이라고 명명하며 다음과 같이 개념적으로 정의 내린다.

**정의1.** 현행 의료보험제도에 있어서 제도적 비효율(institutional inefficiency)이란 현행 제도가 가지고 있는 제도적 문제점으로 인해서 발생하는 자원의 불필요한 낭비를 말한다.

### Ⅲ. 연구설계 및 방법

#### 1. 조작화 (Operationalization)

이 연구의 목적은 현행 의료보험제도 내에 제도적 비효율이 존재하는가를 실증적으로 밝히고 비효율의 정도를 측정하는 것이다. 이러한 연구 목적을 달성하기 위해서는 먼저 제도적 비효율이라는 개념에 대한 조작화(operationalization)가 필요하다. 본 연구자는 제도적 비효율을 조작화하기 위해 다음의 두 가지 비용 개념, 즉 의료보험을 운영하는데<sup>9)</sup> 있어서의 '최적비용'과 '실제비용'을 정의한다.

**정의2.** 의료보험제도를 운영하는 데 있어서의 최적비용(optimal cost) 혹은 최소비용(minimum cost)이란 현행 의료보험제도 내에 제도적 비효율성이 존재하지 않는 상태에서 의료보험제도를 운영하는 데 필요한 비용을 말한다.

**정의3.** 의료보험제도를 운영하는 데 필요한 실제비용(actual cost)이란 현행 의료보험제도 내에 제도적 비효율성이 존재한다고 가정할 때 의료보험제도를 운영하는 데 필요한 비용을 말한다.

---

9) 여기서 주의하여야 할 것은 '의료보험제도의 운영'이라고 할 때 이는 단순히 관리 행정적인 측면만을 말하는 것이 아니고 의료보험제도가 존재하고 유지되는데 필요한 모든 행위, 즉 보험자가 조합을 운영하고 의료 수요자와 공급자가 의료 서비스를 소비하고 공급하는 모든 행위를 말한다. 같은 맥락에서 이 연구 논문에서 '의료보험제도를 운영하는 데 필요한 비용'이라 할 때 이는 위에서 언급한 모든 행위를 함으로써 발생하는 비용을 말한다.

이 두 가지 비용 개념을 이용하여 본 연구자는 제도적 비효율로 다음과 같이 조작화하였다.

**정의4.** 제도적 비효율이란 현행 의료보험제도를 운영하는데 필요한 실제비용과 최적비용의 불일치(不一治)를 말하며 따라서 제도적 비효율의 정도(degree)는 실제비용과 최적비용 간의 차이의 정도로 측정될 수 있다.

제도적 비효율을 위와 같은 조작화할 수 있는 논리적 타당성은 다음과 같다. 앞서 논의한 바와 같이 현행 의료보험제도 안에 제도적 비효율이 존재한다는 것은 자원의 불필요한 낭비를 의미한다. 자원이란 곧 비용(cost)을 의미하므로 불필요한 자원의 낭비는 필연적으로 불필요한 비용을 초래한다. 그러므로 현행 의료보험제도 내에 제도적 비효율이 존재한다면 이는 제도를 운영하기 위해 필요한 최소비용 이외의 부가적인 비용(additional cost)의 형태로 나타나게 될 것이며, 이 경우 의료보험제도의 운영에 필요한 실제비용은 최적비용을 초과하게 될 것이다. 따라서 제도적 비효율의 존재는 실제비용과 최적비용이 일치하지 않음을 보여줌으로써 입증할 수 있다.

## 2. 측정방법

### 1) 표본 및 자료내용

본 연구자는 현행 의료보험제도 내의 제도적 비효율을 측정하기 위해서 최적비용과 실제비용을 측정하였다. 이 두 가지 비용은 1992년부터 1993년말 까지 연속적으로 운영되었던 153개 직장의료보험조합에 대한 자료를 바탕으로 측정되었다. 이들 153개 조합들에 대한 자료는 의료보험연합회의 전산자료와 의료보험연합회에서 발간하는 직장의료보험조합 결산서에서 수집하였다. 각각의 조합에 대하여 <표 1> (p. 6)에 나타난 23개 변수에 관한 자료를 수집하였다.

### 2) 측정기법

현행 의료보험제도의 운영에 필요한 실제비용은 조합의 지출 자료를 이용하여 측정하였다. 최적비용은 실제비용과는 달리 직접적인 관찰이 가능하지 않은 이론적인 비용이며 이를 추정하기 위해 본 연구자는 확률전선회귀분석(stochastic frontier regression, 이하 SFR)모델을 사용하였다. SFR모델의 일반적 형태는 공식 (1)과 같다.<sup>10)</sup>

$$y_i = x_i \beta + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i = \nu_i + v_i \quad \dots\dots\dots (1)$$

$$\nu_i \sim N(0, \sigma^2), \quad v_i \geq 0 \text{ 혹은 } \leq 0.$$

10) 확률전선회귀모델에 대한 보다 자세한 내용은 다음을 참조하기 바람. Aigner, D., Lovell, K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6, pp. 21-37; Stevenson, R. E. (1980). Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation. *Journal of Econometrics*, 13, pp. 57-66.

<표 1> 조사된 변수의 내용

| 변수명                        | 변수내용                                |
|----------------------------|-------------------------------------|
| <b>종속변수</b>                |                                     |
| CSTPB                      | 조합의 총지출 ÷ 조합원의 수*                   |
| HCPB                       | 보험급여비 ÷ 조합원의 수*                     |
| OPERPB                     | 행정관리비 ÷ 조합원의 수*                     |
| <b>행정적 변수</b>              |                                     |
| EMP                        | 조합의 직원 수                            |
| FIRM                       | 영업장수                                |
| BENE                       | 조합원의 수                              |
| SQBENE                     | (조합원의 수) <sup>2</sup>               |
| <b>사회 경제 및<br/>인구학적 변수</b> |                                     |
| LOCAT                      | 조합의 위치; 인구 백만 이상의 도시=1, 그렇지 않은 경우=0 |
| SALA                       | 전체 피보험자 월평균소득의 평균                   |
| SEX                        | 여자 조합원 對 남자 조합원의 비율                 |
| SUPR                       | 피부양자 對 피보험자의 비율                     |
| N1549                      | 15세-49세인 조합원의 수                     |
| N5064                      | 50세-64세인 조합원의 수                     |
| N65+                       | 65세 이상인 조합원의 수                      |
| <b>의료 서비스 이용 변수</b>        |                                     |
| INPTPB                     | 입원 건수 ÷ 조합원의 수                      |
| OUTPB                      | 외래 건수 ÷ 조합원의 수                      |
| PXPB                       | 약국 건수 ÷ 조합원의 수                      |
| INPDAY                     | 입원일수 ÷ 입원 건수                        |
| OUTV                       | 외래진료일수 ÷ 외래 건수                      |
| PXV                        | 약국방문일수 ÷ 약국 건수                      |
| INPD                       | 입원시 투약일수 ÷ 입원 건수                    |
| OUTD                       | 외래진료시 투약일수 ÷ 외래 건수                  |
| PXD                        | 약국방문시 투약일수 ÷ 약국 건수                  |

\*측정단위: 1,000원

SFR모델은, 공식 (2)에 나타난 일반최소자승분석(ordinary least squares, 이하 OLS

$$y_i = x_i \beta + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i = \nu_i \sim N(0, \sigma^2) \quad \dots\dots\dots (2)$$

OLS)모델의 오차 구조와 달리 복합오차구조(composite error structure)를 가진다. 복합오차구조란 일반적으로 OLS모델에서 가정되는 대칭형 오차(symmetric or two-sided error)인  $\nu_i$ 와 이와 달리 어느 한 쪽 방향으로 치우쳐 분포하는 편형 오차(asymmetric or one-sided error)인  $\nu_i$ 가 함께 존재하는 오차구조를 말한다. 이러한 복합오차구조는 오차를 순수한 오차(pure error term), 즉 어떤 통제가 불가능한 외적(exogeneous) 요인으로 인해 발생하는 오차와 비효율과 같은 요인에 의해 발생하는 구조적인 오차(systematic error term)로 분리할 수 있게 한다.<sup>11)</sup>

SFR모델의 복합오차구조의 특성은 제도적 비효율을 조사함에 있어서 다음과 같이 활용되었다. 현행 의료보험제도 내에 제도적인 비효율이 존재한다면 비효율의 존재는 SFR 모델의 편형 오차의 형태로 나타나게 될 것이며 따라서 관찰(측정) 가능하게 된다. 반면에 만일 제도적 비효율이 존재하지 않는다면 편형 오차는 존재하지 않을 것이고 따라서 편형 오차의 기대치,  $E(\nu)$ ,는 0이 될 것이다. 이 경우 공식 (2)에서 볼 수 있듯이  $\varepsilon_i = \nu_i$  가 성립되어 SFR모델은 OLS모델과 동일하게 된다. 따라서 제도적 비효율성의 존재 여부는 1)수집된 의료보험조합에 관한 자료를 바탕으로 SFR모델을 추정(estimate) 할 수 있는가? 그리고 2)만일 SFR모델을 측정할 수 있다면 SFR모델이 OLS모델 보다 수집된 자료를 표현하는데 더 적절한 모델인가? 라는 두 가지 조건을 검증함으로써 판단할 수 있다.

첫 번째 조건, 즉 SFR모델의 추정 가능성을 조사하기 위해서는 먼저, 수집된 자료를 바탕으로 하여 OLS모델을 이용하여 비용함수(cost function)를 구하고 이때 얻어진 오차의 편형도(skewness)를 검토하여야 한다.<sup>12)</sup> OLS모델에서 얻어진 오차의 편형분포정도는 공식 (3)에 나타난 편형지표를 이용하여 조사할 수 있다.

$$\sqrt{b_1} = M_3/(M_2)^{3/2} = E[\varepsilon^3]/(\sigma^2)^{3/2} \quad \dots\dots\dots (3)$$

SFR모델의 추정 가능성을 조사하기 위한 다른 방법들로는  $\lambda$ -비율( $\lambda$ -ratio)을 이용한 방법과 OLS모델과 SFR모델의 절편(intercept)의 상대적 위치를 이용하는 방법이 있다.  $\lambda$ -비율은 편형 오차의 표준편차와 대칭형 오차의 표준편차의 비(比), 즉  $\sigma_\nu/\sigma_\nu$  를 말하는데 만일 수집된 자료가 OLS모델 보다 SFR모델에 의해서 보다 적절하게 설명되어 진다면  $\lambda$ -비율은  $\lambda \neq 0$ 이 될 것이다. 절편의 상대적 위치를 이용하는 경우 제도적 비효율이 존재한다면 OLS모델의 절편과 SFR모델의 절편은 일치하지 않을 것이다.

11) Aigner, Lovell, & Schmidt, 전제서.

12) Schmidt, P., & Lin, T. F. (1984). Simple tests of alternative specification in stochastic frontier models. Journal of Econometrics, 29(9), pp. 349-361.



일단 수집된 자료로부터 SFR모델을 추정할 수 있다는 것이 밝혀지면 두 번째 조건을 검증하는 것은 매우 간단하다. SFR모델이 추정 가능하다는 것이 판명되면 SFR모델의 파라메터(parameter)는 최우추정요인추출법(maximum-likelihood estimation, 이하 ML)을 사용하여 추정할 수 있는데 일반적으로 ML기법을 사용하여 얻어진 추정치는 OLS으로 얻어진 추정치 보다 효율적(asymptotically efficient)이다.<sup>13)</sup>

### 3) 가설과 가설검증 기준

이 연구에서 검증하고자 하는 영가설(null hypothesis;  $H_0$ )과 대립가설(alternative hypothesis;  $H_1$ )은 다음과 같다.

$H_0$ : 제도적 비효율이 존재하지 않는다, 혹은  
 실제비용이 최적비용과 동일하다.  
 수식으로 표현할 경우,  
 $E(v) = 0, \sqrt{b_1} = 0, \lambda = 0$ , 또는  $\beta_{OLS} \leq \beta_{SFR}$ .

$H_1$ : 제도적 비효율이 존재한다, 혹은  
 실제비용이 최적비용에 비해 많다.  
 수식으로 표현할 경우,  
 $E(v) > 0, \sqrt{b_1} \neq 0, \lambda \neq 0$ , 또는  $\beta_{OLS} > \beta_{SFR}$ .

### 3) 측정모형

본 연구에서 사용된 자료가 153개의 직장의료보험조합에 대한 2년간의 자료로 구성된 패널(panel) 자료라는 점과 SFR모델의 오차가 복합오차구조라는 것을 동시에 고려할 때 아래와 같은 세 가지 확률전선비용함수 추정모델을 생각할 수 있다.

모델 I:  $y_{it} = x_{it}\beta + \nu_{it} + v_{it}, \nu_{it} \sim N(0, \sigma^2), v_{it} \geq 0,$   
 $E[\nu_{it} v_{it'}] = 0 \quad \forall t \neq t',$  그리고  $E[\nu_{it} v_{jt}] = 0 \quad \forall i \neq j.$

모델 II:  $y_{it} = x_{it}\beta + \nu_{it} + v_i, \nu_{it} \sim N(0, \sigma^2), v_{it} \geq 0,$   
 $v_{it} = v_{it'} = v_i,$  그리고  $E[\nu_{it} v_{jt}] = 0 \quad \forall i \neq j.$

13) Green, W. H. (1990). The econometric approach to efficiency analysis, In H. Fried, C. A. Lovell & S. Schmidt (Eds.), The measurement of productive efficiency: Techniques and applications. Oxford University Press.

$$\text{모델 III: } y_{it} = x_{it}\beta + v_{it} + u_{it}, \quad v_{it} \sim N(0, \sigma^2), \quad v_{it} \geq 0, \\ E[v_{it}v_{it'}] = \sigma_{vtt'} \quad \forall t \neq t', \quad \text{그리고 } E[v_{it}v_{jt}] = 0 \quad \forall i \neq j. \text{14)}$$

## IV. 연구 결과

### 1. 추정결과 및 가설검증

확률전선비용함수는 최우추정요인추출기법(ML)을 사용하여 추정하였다. 앞서 논의한 3가지 추정모델들을 기본 모델로 하여 확률전선비용함수를 추정했다. 3가지 모델 가운데 모델 II와 III은 추정이 불가능했다. 따라서 현행 의료보험제도의 확률전선비용함수는 모델 I을 바탕으로 추정하였다.

<표 2> (p. 9)에 나타난 것과 같이, OLS에서 얻어진 오차의 편형 지표,  $\sqrt{b_1}$ , 는 5.52였고 이는 통계적으로 유의미하게 0과 달랐다( $p < 0.01$ ).<sup>15)</sup> 이는 OLS에서 얻어진 오차가 대칭형으로 분포된 것이 아니라 편형 분포되어 있음을 말한다. 따라서 수집된 자료에 대해 SFR모델이 OLS모델 보다 더 적절한 설명 모델이라는 것을 알 수 있다.

OLS와 SFR의 절편의 상대적 위치를 비교했을 때 OLS의 절편은 -78.36( $p < 0.01$ )으로 이는 SFR의 절편인 -114.4( $p < 0.05$ ) 보다 위쪽에 위치하고 있다는 것이 밝혀졌다. 이 결과는 SFR모델에서 도출된 최적비용함수가 OLS모델에 의해 도출된 실제비용함수와 일치하지 않는다는 것을 의미한다. 따라서 이는 제도적 비효율의 존재를 뒷받침하는 결과로 해석할 수 있다. 추정된 절편간의 차이는 36.04였으며 이 역시 통계적으로 유의미한( $p < 0.05$ ) 차이로 나타났다.

$\lambda$ -비율은 2.01이었고 이에 상응하는 t-값 2.69( $p < 0.01$ )는 수집된 자료를 바탕으로 추정된  $\lambda$ -비율이 0과 통계적으로 유의미하게 다르다는 것을 보여준다. 마지막으로 편형 오차의 기대치와 이에 상응하는 t-값은 각각 27.31과 2.36( $p < 0.01$ )로 나타났으며 따라서  $E[v_{it}] \neq 0$ 임을 알 수 있다.

14) 각각의 추정모델은, panel 형식의 자료를 확률전선회귀모델을 이용하여 분석할 때 일반적으로 사용되는, 편향 오차에 관한 세 가지 상이한 가정(assumption)을 바탕으로 하고 있다. 이들 가정들에 대한 논의는 이 논문에서 생략하기로 하며 자세한 내용을 위해서는 다음의 문헌들을 참조하기 바란다; Pitt, M., & Lee, L. F. (1981). The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economics*, 9, 43-64; Kumbhakar, S. C. (1991). Estimation of technical inefficiency in panel data models with firm- and time-specific effects. *Econometric Letters*, 36, pp. 43-48.

15)  $\sqrt{b_1}$ 의 통계적 유의도 검사를 위해서는 *Biometrika Tables for Statisticians* (1976), Table 34B, p. 207을 참조.

<표 2> 확률전선비용함수의 OLS와 ML 추정치

| 변수   | 종속변수 = CSTPB 표본의 수 = 306      |                      |
|--|-------------------------------|----------------------|
|  | OLS                           | ML                   |
| LOCAT  | -0.5831 <sup>a</sup> (-0.236) | -0.5831(-0.066)      |
| FIMP   | -0.1156(1.56)                 | -0.1156(0.575)       |
| BENEF  | -0.148E10-3(-3.294)**         | -0.148E10+3(-1.118)  |
| SQBENE   | 0.360E10-9(2.620)**           | 0.645E10-9(2.047)*   |
| SALA   | -0.1414E10-4(-1.545)          | -0.1414E10-4(-0.421) |
| SEX  | 31.257(2.988)**               | 31.257(0.939)        |
| SUPR   | -0.6047(-0.193)               | -0.6047(0.059)       |
| N1549  | 18.462(0.969)                 | 18.462(0.346)        |
| N5064  | 101.42(2.158)*                | 101.42(0.762)        |
| N65+   | -130.52(-1.674)               | -130.52(-0.535)      |
| INTPB  | 635.61(5.662)**               | 635.61(2.803)**      |
| OUTPB  | 12.051(3.634)**               | 12.051(1.220)        |
| PXPB   | 14.880(2.074)*                | 14.880(0.706)        |
| INPDAY   | 0.2392(1.287)                 | 0.2392(0.355)        |
| OUTV   | -0.1567(-0.270)               | -0.1567(-0.064)      |
| PXV  | -9.2967(-1.696)               | -9.2967(-0.742)      |
| INPD   | 2.2563(4.702)**               | 2.2563(3.584)**      |
| OUTD   | 0.1247(0.279)                 | 0.1247(0.070)        |
| PXD  | -0.0561(-0.146)               | -0.0561(-0.045)      |
| Constant   | -78.36(-3.326)**              | -114.40(-1.774)*     |
| Sum of squares   | 72416                         | N/A                  |
| R (adjusted R )  | 0.437(0.40)                   | N/A                  |
| Std. D of Residuals  | 15.80                         | N/A                  |
| (M <sub>2</sub> ) <sup>3/2</sup>                               | 3640.5                        | N/A                  |
| M <sub>3</sub>   | 20097                         | N/A                  |
| E(ν)   | N/A                           | 27.31(2.365)**       |
| Log-Likelihood   | N/A                           | -1347.748            |
| λ-Ratio (σ <sub>v</sub> /σ <sub>v</sub> )                      | N/A                           | 2.010(2.466)**       |
| σ = √σ <sub>v</sub> <sup>2</sup> + σ <sub>v</sub> <sup>2</sup> | N/A                           | 39.189(8.992)**      |

<sup>a</sup>는 추정된 coefficient; 괄호 안은 t-값

λ, σ, 및 E(ν)는 단측(one-tail) 검증; 그 이외는 모두 양측(two-tail) 검증

\*p<.05, \*\*p<.01

이러한 추정 결과들에 준하여 볼 때 본 연구의 영가설, 즉 현행 의료보험제도 내에 제도적 비효율이 존재하지 않는다는 가설은 전반적인 유의도 수준 5%에서 기각되었다. 다시 말해서 위에서 논의된 결과들은 제도적 비효율이 존재한다는 가설의 타당성을 실증적으로 입증하고 있다.

## 2. 제도적 비효율로 인한 추가비용 측정

제도적 비효율로 인한 추가비용의 규모는 편형 오차의 기대값으로 측정하였다. 확률전선비용함수 추정모델 I 을 이용하여 얻은 편형 오차의 기대값은 27.31이었다. 이 수치를 화폐 가치로 환산했을 때 제도적 비효율로 인한 비용은 피보험자 1인당 2만7천3백원인 것으로 나타났다. 이 액수는 현재 의료보험제도의 운영에 필요한 실제비용인 피보험자 1인당 7만3천8백원의 약 37%에 해당하는 것으로 나타났다.

총비용의 37%에 이르는 제도적 비효율의 원인을 설명함에 있어 본 연구자는 앞서 언급하였던 현행 제도의 두 가지 문제점, 즉 '보험자들 간의 경쟁적 관계의 부재'와 '의료 수요자와 공급자의 그릇된 동기'의 상대적 중요성을 조사해 보았다. 이를 위해 의료보험제도를 운영하는데 필요한 비용을 '의료비용'과 '행정 및 관리비용'으로 양분하였다. 의료비용이란 조합이 지출한 보험급여비를 말하는 것으로 의료비용 속에는 의료 수요자와 공급자의 그릇된 동기에 의해 수요되고 공급된 의료 서비스에 대한 대가로 지불된 비용이 포함되어 있다고 믿어진다. 행정·관리비용은 조합의 행정 및 관리업무를 위해 지출된 비용을 말하며 여기에는 경쟁적 관계의 부재에서 오는 보험자의 비효율적인 조합관리로 인한 비용은 여기에 포함되어 있고 볼 수 있다.

이 두 가지 비용들을 각각의 종속변수로 하여 확률전선의료비용함수와 확률전선행정관리비용함수를 추정하였다. <표 3> (pp. 10-11)에 나타난 바와 같이,  $\sqrt{b_1^{16}}$ ,  $E(v)$ , 그리고  $\lambda$ -비율을 검증 기준으로 볼 때 두 비용함수 모두 SFR모형을 써서 추정 가능하다는 것이 입증되었다. 각각의 추정된 비용함수들의 편형 오차의 기대치를 측정하여 전체 의료비용 가운데, 그리고 전체 행정·관리비용 가운데 비효율로 인해 발생하는 비용의 규모를 측정했다. 확률전선의료비용함수의 편형 오차의 기대치는 5.91이며 확률행정관리전선함수의 편형 오차의 기대치는 22.6로 나타났다. 각각은 피보험자 1인당 5천9백10원과 2만2천6백원으로 환산되었으며 제도적 비효율로 인해 발생하는 전체 비용의 추정치인 2만7천3백원에 대한 상대적 비율은 약 20%와 80%이었다.

이 분석 결과에 따르면 측정된 제도적 비효율의 약 80%는 보험자간의 경쟁적 관계의 부재에서의 비롯될 수 있는 비효율적인 조합 행정·관리에서 야기되며 나머지 20%의 제도적 비효율은 의료 서비스 수요자와 공급자의 그릇된 동기에서 비롯되는 비효율적인 수요·공급 행태에서 발생한다고 볼 수 있다.

16) 의료비용을 종속변수로 했을 때 OLS 오차의 편향도는 1.22( $p < 0.01$ )이었고 행정·관리비용을 종속변수로 했을 때 OLS 오차의 편향도는 6.35( $p < 0.01$ )로 나타났다.

<표 3> 확률전선의료비용함수와 확률전선행정관리비용함수의 OLS와 ML 추정치

| 변수       | 종속변수 = HCPB<br>표본의 수=306       |                          | 종속변수 = OPERPB<br>표본의 수=306 |                            |
|----------|--------------------------------|--------------------------|----------------------------|----------------------------|
|          | OLS                            | ML                       | OLS                        | ML                         |
| LOCAT    | 0.4612 <sup>a</sup><br>(0.654) | 0.4612<br>(0.556)        | -1.0443<br>(-0.491)        | -1.0443<br>(-0.118)        |
| FIMP     | 0.6598E10-1<br>(3.121)**       | 0.6598E10-1<br>(3.355)** | 0.4965E10-1<br>(0.779)     | 0.4965E10-1<br>(0.245)     |
| BENEF    | -0.1502E10-4<br>(-1.172)       | -0.1502E10-4<br>(-1.100) | -0.1329E10-3<br>(-3.442)** | -0.1329E10-3<br>(-1.044)** |
| SQBENE   | 0.2592E10-10<br>(2.620)        | 0.4520E10-10<br>(1.031)  | 0.33427E10-9<br>(2.827)**  | 0.33427E10-9<br>(1.979)*   |
| SALA     | 0.4988E10-5<br>(1.911)         | 0.4988E10-5<br>(1.929)*  | -0.1912E10-4<br>(-2.431)*  | -0.1912E10-4<br>(-0.543)   |
| SEX      | 9.7422<br>(3.625)**            | 9.7422<br>(2.947)**      | 21.515<br>(2.392)*         | 21.515<br>(0.709)*         |
| SUPR     | 1.8246<br>(2.043)*             | 1.8246<br>(1.522)*       | -1.2199<br>(-0.453)        | -1.2199<br>(-0.130)        |
| N1549    | 5.3737<br>(0.989)              | 5.3737<br>(0.646)        | 13.088<br>(0.799)          | 13.088<br>(0.260)          |
| N5064    | 59.230<br>(4.418)**            | 59.230<br>(5.584)**      | 42.195<br>(1.044)          | 42.195<br>(0.327)          |
| N65+     | -63.739<br>(-2.866)**          | -63.739<br>(-2.436)**    | -66.782<br>(-0.996)        | -66.782<br>(-0.277)        |
| INPTPB   | 255.82<br>(7.988)**            | 255.82<br>(9.393)**      | 379.79<br>(3.935)**        | 379.79<br>(1.116)**        |
| OUTPB    | 12.229<br>(12.927)**           | 12.229<br>(17.848)**     | -0.1778<br>(-0.620)        | -0.1778<br>(-0.016)        |
| PXPB     | 7.7696<br>(3.796)**            | 7.7696<br>(8.418)**      | 7.1104<br>(1.153)          | 7.1104<br>(0.279)          |
| INPDAY   | 0.323E10-1<br>(0.609)          | 0.323E10-1<br>(0.612)    | 0.2068<br>(1.295)          | 0.2068<br>(0.251)          |
| OUTV     | -0.1935<br>(-1.168)            | -0.1935<br>(-0.545)      | 0.3682E10-1<br>(0.074)     | 0.3682E10-1<br>(0.017)     |
| PXV      | -3.1066<br>(-1.987)*           | -3.1066<br>(-1.641)*     | -6.1901<br>(-1.313)        | -6.1901<br>(-0.489)        |
| INPD     | 0.7464<br>(5.452)**            | 0.7464<br>(10.378)**     | 1.5099<br>(3.659)**        | 1.5099<br>(1.96)*          |
| OUTD     | 0.2037E10-1<br>(0.160)         | 0.2037E10-1<br>(0.042)   | 0.1043<br>(0.271)          | 0.1043<br>(0.073)          |
| PXD      | 0.6052E10-1<br>(0.551)         | 0.6052E10-1<br>(0.273)   | -0.1166<br>(-0.352)        | -0.1166<br>(-0.107)        |
| Constant | -36.82<br>(-5.478)**           | -43.030<br>(-5.470)**    | -41.535<br>(-2.050)        | -41.535<br>(-1.263)        |

<sup>a</sup>는 추정된 coefficient; 괄호 안은 t-값

$\lambda$ ,  $\sigma$ , 및  $E(v)$ 는 단측(one-tail) 검증; 그 이외는 모두 양측(two-tail) 검증

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$

| 변수  | 종속변수 = HCPB<br>표본의 수 = 306 |                     | 종속변수 = OPERPB<br>표본의 수 = 306 |                    |
|---|----------------------------|---------------------|------------------------------|--------------------|
|   | OLS                        | ML                  | OLS                          | ML                 |
| Sum of squares                            | 5893.6                     | N/A                 | 53536.2                      | N/A                |
| R (adjusted R )                           | 0.795<br>(0.782)           | N/A                 | 0.259(0.211)                 | N/A                |
| Std. D of Residuals                       | 4.53                       | N/A                 | 13.68                        | N/A                |
| $(M_2)^{3/2}$                             | 84.5                       | N/A                 | 2314.2                       | N/A                |
| $M_3$                                     | 102.8                      | N/A                 | 14699.0                      | N/A                |
| $E(v)$                                    | N/A                        | 5.91<br>(1.620)*    | N/A                          | 22.6<br>(2.42)**   |
| Log-Likelihood                            | N/A                        | -958.01             | N/A                          | -1311.77           |
| $\lambda$ -Ratio ( $\sigma_v/\sigma_v$ )  | N/A                        | 4.69<br>(7.856)**   | N/A                          | 1.97<br>(2.537)**  |
| $\sigma = \sqrt{\sigma_v^2 + \sigma_v^2}$ | N/A                        | 7.604<br>(17.697)** | N/A                          | 35.07<br>(9.170)** |

<sup>a</sup>는 추정된 coefficient; 괄호 안은 t-값

$\lambda$ ,  $\sigma$ , 및  $E(v)$ 는 단측(one-tail) 검증; 그 이외는 모두 양측(two-tail) 검증

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$

## V. 결론

### 1. 요약

현행 의료보험제도 내의 제도적 문제점들로 인해 발생할 수 있는 제도적 비효율의 존재를 규명하고 그 정도를 측정하기 위해 153개 직장의료보험조합에 대한 2년간(1992-1993년)의 자료를 토대로 현행 의료보험제도에 대한 확률전선비용함수를 도출하여 의료보험제도의 운영에 필요한 최적비용과 실제비용을 구해 이 두 비용을 비교하였다. 수집된 자료로부터 얻어진 결과에 의하면 실제비용과 최적비용은 일치하지 않았고 이는 제도적 비효율의 존재를 뒷받침하는 실증적 증거로 해석되었다. 제도적 비효율의 정도를 측정했을 때 현재 의료보험제도를 운영하는데 소요되는 총비용 가운데 약 37%가 제도적 비효율로부터 비롯됨을 발견하였다. 더 나아가서 측정된 비효율의 80%는 보험자간의 경쟁적 관계의 부재에서, 그리고 나머지 20%는 의료 수요자와 공급자의 그릇된 동기로부터 발생함을 발견하였다.

## 2. 정책적 시사점

이 연구를 통해 얻어진 결과가 갖는 정책적 시사점은 다음과 같다. 첫째, 현행 의료보험제도 내에 제도적 비효율이 존재한다는 것은 현행 의료보험제도의 운영에 있어서 아직 실현되지 않은 효율 증진 혹은 비용 절감의 가능성이 있다는 것을 의미한다. 이러한 가능성의 정도는 본 연구에서 측정한 바에 의하면 현재 의료보험제도를 운영하는데 소요되는 총비용의 약 37%에 이른다. 이러한 규모의 비용 절감의 가능성이 존재한다는 것은 그 만큼의 자원을 피보험자가 받을 수 있는 의료 혜택의 양과 질을 향상하는 등의 발전적인 변화를 위해 사용할 수 있다는 것을 의미하므로 매우 중요하다고 하겠다.

둘째, 이러한 가능성을 실현하기 위해서는 현행 의료보험제도에 대한 개혁과 재정비가 필요하다. 앞서 논의하였듯이 현행 제도가 가지고 있는 제도적 비효율은 의료비 증가를 유발한다. 의료비의 증가는 '증가' 그 자체가 문제되는 것이 아니라 바로 제도적 비효율과 같은 이유에서 비롯되는 불필요한 증가가 존재한다는 것이 문제되는 것이다. 따라서 성공적인 의료비 증가 억제 대책은 불필요한 의료비 증가를 억제할 수 있어야 한다. 이러한 맥락에서 볼 때 현행 의료보험제도에 대한 개혁 및 재정비는 무엇보다도 먼저 제도적 비효율을 제거하는 방향으로 전개 되어야 할 것이다.

## 3. 연구의 제한점

이 연구에서 얻은 모든 결과들은 153개의 직장의료보험조합들에 관한 자료만을 바탕으로 하고 있다. 현행 의료보험제도가 직장의료보험조합 뿐만 아니라 266개의 지역 의료보험조합을 포함하고 있음을 고려할 때 본 연구의 결과들을 전체 의료보험제도에 대하여 일반화시키기는 어렵다고 하겠다. 그러나 지역의료보험조합들이 이 연구에서 제외된 것은 지역의료보험조합에 대한, 사용 가능한 자료의 부족에서 비롯된 것임을 밝혀 두고자 한다.

이 연구가 가지고 있는 또 하나의 제한점은, 비록 제도적 비효율의 존재를 실증적으로 입증했다고 하더라도 제도적 비효율의 존재가 어떤 일시적인 현상이 아니라는 것을 검증하지 못했다는 점이다. 이를 검증하기 위해서는 의료보험조합들에 대한, 보다 장기간에 걸친 시계열(time-series) 자료를 바탕으로 하는 연구가 필수적이라 하겠다.