

병원의 단기비용함수 추정과 규모의 경제

박 수 범* · 박 태 규**

논문초록

본 연구의 목적은 최근 급격하게 증가하고 있는 국민 의료비 지출의 큰 원인이 되고 있는 병원의 단기비용함수를 추정하고, 이를 이용하여 병원의 효율성을 확인하는데 있다. 본 연구는 2000년에서 2003년까지의 우리나라 57개 종합병원의 4개년도 패널자료를 이용하여 병원의 단기비용함수를 추정하고 효율성에 영향을 미치는 요인을 확인해보았다. 병원의 단기비용함수를 추정하기 위해 'translog multiproduct cost function'을 이용하여 고정효과모형으로 추정하였고, 규모의 경제를 확인하는 방법으로 '방사형 규모의 경제(ray scale economies)'를 이용하여 산출하였다. 단기적으로 병원의 비용과 유의적인 양의 상관관계를 갖는 변수들은 입원환자수, 외래환자수, 등록의사수, 의료기기고정자산, 자동차보험환자수로 밝혀졌다. 규모의 경제는 병원의 규모를 나타내는 고정투입물 중에서 유의적인 변수로 밝혀진 의료기기고정자산을 이용하여 산출하였다. 산출결과 우리나라의 종합병원은 규모의 경제 영역에서 운영되고 있었다. 이것은 단기적으로 최적 설비 이상의 초과설비를 보유하고 있음을 의미하는 것이다.

핵심 주제어: 단기비용함수, 방사형 규모의 경제

경제학문헌목록 주제분류: I1, L

* 제1저자, 한국보건산업진흥원 연구원, e-mail: economist@khidi.or.kr

** 교신저자, 연세대학교 경제학부 교수, e-mail: tkpark@yonsei.ac.kr

I. 서론

최근 선진 각국에서 가장 큰 고민 중의 하나는 늘어만 가고 있는 국민의료비의 증가이다. 의학기술의 발달로 평균수명이 늘어나면서, 사회는 점차로 고령화 되어 가고 있고 고령화와 더불어서 국민 의료비의 지출도 점점 증가하고 있는 현실이다. 국민의료비 증가의 원인은 고령화와 같은 수요측면에서 찾을 수도 있지만, 신기술의 도입과 같은 공급 측면에서 찾아본다면 기술 도입의 가장 큰 주체인 병원을 통하여 찾을 수도 있을 것이다.¹⁾ 국민의료비 지출에 영향을 미치는 부분은 여러 가지가 있지만, 그중에서 가장 큰 부문은 역시 병원이라고 할 수 있다. 즉, 공급측면의 요인 가운데 의료장비에 대한 과다한 투자가 병원의 진료비 상승에 영향을 미치고 이것이 국민의료비의 증가로 이어지고 있는 것으로도 볼 수 있다(오영호, 2003).²⁾

따라서 의료장비에 대한 적절한 투자를 포함한 병원의 효율적인 운영은 국민의료비의 증가를 억제할 수 있는 효과를 가질 수 있다. 여러 선진국에서 병원들의 의료장비에 대한 과다한 투자를 규제하는 제도를 도입해 의료기기에 대한 과잉투자로 인한 의료비상승을 억제하려는 노력을 기울이고 있는 것도 이런 이유 때문이다.³⁾ 한국은 다른 OECD국가에 비하면 아직까지는 국민의료비의 지출이 많은 편에 속하지는 않지만, 2000년에 시행된 의약분업으로 인하여 병원산업은 큰 전환기를 맞게 되었고 의약분업 시행 이후 의료비 지출은 더욱 급격하게 증가하고 있다.⁴⁾

1) OECD에서는 급격한 노령화, 개업의의 증가, 신기술의 도입 등을 의료비 지출 증가의 원인으로 지적하고 있는데, 이중 고령화는 의료서비스의 수요측면으로, 신기술 증가와 신기술의 도입은 공급측면으로 볼 수 있다(OECD, 2003).

2) 의료기술의 증가가 의료비 지출 증가의 약 50%에 해당한다는 연구도 있다(Newhouse, 1992).

3) 고가의의료장비는 의학연구와 교육, 진단과 치료, 그리고 재활 등 많은 영역에서 의료활동의 효과와 능력을 향상시킨 반면에 급격한 의료비 상승을 야기했다는 부정적인 측면이 제기되고 있다(오영호, 2003).

4) 우리나라의 GDP대비 의료비 지출 비중의 추이를 보면 2000년도(4.8%)와 2001년도(5.4%) 사이의 국민의료비 지출 증가폭이 매우 크다(OECD Health Data, 2006). 이것은 2000년도에 실시된 의약분업의 영향으로, 의약분업의 영향이 본격적으로 나타나게 된 2001년부터 의료비 지출 비중이 크게 증가하게 되었다. 이러한 변화는 의약분업을 계기로 해서 우리나라 의료제도에 있어서 보장성이 크게 강화되었음을 의미한다. 의약분업제도의 시행은 우리의 공공의료비 비중과 의료보장 실효급여율을 일거에 5%정도 상승시켰고 이를 통해 흔히 우리나라도 OECD국가 중에서 재원구조 상의 예외적인 국가인 미국, 멕시코와 함께 거론되던 입장에

다른 한편 최근 국내 의료환경의 변화로 인하여 병원들의 재무구조가 악화되어, 중소병원들의 도산이 이어지면서 이에 따라 국내에서도 병원의 효율성에 대한 인식이 증가하게 되었다. 따라서 효율적인 병원 경영을 위해서는 병원의 규모와 의료장비의 투자를 적절하게 유지하는 것이 필요하다. 특히 국내 보건의료산업에서 경제 활동을 하는 병원들은 일반적으로 완전경쟁이 아니기 때문에 경영이 효율적으로 이뤄지고 있는지 그리고 불필요한 비용의 규모가 어느 정도인지 의문을 갖게 된다.

따라서 본 연구는 이런 의문에 대한 부분적인 답을 찾는 것을 주요한 목적으로 하고 있다. 보다 구체적으로는 병원의 단기비용함수를 추정해 고가의료장비의 투자가 적절하게 이뤄졌는지를 분석하는 것을 목적으로 하고 있다. 병원 비용함수의 추정과 이를 통한 규모의 경제 판단여부는 병원의 비용에 영향을 주는 요인을 확인할 수 있게 해 줄 뿐만 아니라 투자의 효율성을 검토하는데 유용한 분석방법이 되기 때문이다.

하지만 국내에서 의료비 증가의 가장 큰 역할을 하는 병원과 장비의 투자에 대한 경제학적 연구는 극히 드물다. 기존의 병원과 관련된 연구들은 대부분 병원의 재무구조 분석이나 수익성에 대한 연구였으며(박창재·최대환, 1997; 이운석, 2002; 함시창, 2002; 오영호, 2003; 이희원, 2004; 안인환·양동현, 2005), 경제학적인 분석을 시도한 연구에서는 병원이나 병상의 최적규모를 추정하는 정도였다(안인환, 1990; 김진현·장동민, 1992; 전기홍 외, 1994). 외국의 경우 병원에 관한 경제학적 연구가 과거부터 매우 활발하게 이루어진 것과는 대조적이라 할 수 있다.

본 연구는 의약분업 이후 새롭게 변화된 병원의 자료를 이용함으로써 이전의 병원들의 행태와 어떻게 다른가를 판단할 수 있는 토대가 될 것으로 판단된다. 구체적으로 기존의 연구들은 단순한 횡단면 자료를 이용하였으나, 본 연구는 4년간의 패널자료(panel data)를 이용하여 단기적인 비용함수의 추정과 규모의 경제성 여부를 확인하였다. 또한 비용함수와 규모의 경제 추정에 있어서도 병원을 다산출 기업(multiproduct firm)으로 가정하여 모형을 설정함으로써 기존의 모형보다 발전된 방법론을 사용하고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 추정할 병원 비용함수의 모형과 실증 분석에 사용될 자료 및 변수에 대하여 설명을 하였으며, 3장에서는 병원 단기비용

서 약간은 벗어날 수 있게 된 것으로 보인다(정형선·이재현, 2003).

함수의 추정결과를 설명하였다. 4장에서는 추정된 비용함수를 이용하여 규모의 경제성 여부를 분석하고, 그 결과를 논의하였다. 5장에서는 결론과 연구의 한계점을 정리하였다.

II. 모형의 설정 및 실증분석 자료

1. 병원의 단기비용함수

산출물을 생산하는 기업의 장기비용함수는 장기적으로 비용을 극소화하기 위한 생산계획을 선택하기 위해서 자유롭게 모든 투입요소의 양을 조절하고 선택할 수 있다는 가정에 기초하고 있다. 그러나 단기에는 이러한 일이 불가능하기 때문에 기업에게는 특정한 형태의 장비나 특별한 규모의 공장 등의 임대료 인해 고정된 요소가 존재하게 된다. 병원의 경우에도 마찬가지로 이처럼 단기에 고정된 투입물이 있기 때문에 장기에서처럼 모든 투입물을 자유롭게 선택하거나 바꾸지 못하기 때문에 병원의 단기 비용함수는 장기 비용함수와는 다를 것이라는 예상을 할 수 있다.⁵⁾ 따라서 병원의 경우 장기 및 단기 비용함수는 다음과 같이 정의할 수 있다.

병원의 장기 총비용(long-run total cost; LC)은 산출물 수준(Y)과 투입요소가격(w)의 함수로 표현된다.

$$LC = f(Y, w) + u \quad (1)$$

여기서 u 는 병원의 장기적인 비효율로서 관찰할 수 없는 효과(unobserved effect)이다. 그러나 횡단면 혹은 패널자료에서 병원이 일반적으로 장기균형상태(long-run equilibrium)에 있다고 할 수는 없으며, 단기에는 자유롭게 투입을 바꿀 수 없는 고정투입물이 존재하므로 단기 총비용함수(short-run total cost function; SC)는 가변

5) 이론적으로는 이런 차이가 분명하지만 현실에서 데이터를 통해 이런 구별을 하는 것은 쉽지 않다. 패널 자료(panel data)를 통해 관찰한 병원들이 장기적 비용최소화를 달성하는지, 모든 병원이 장기에서 바람직한 수준의 자본·설비 및 기타 고정투입요소를 조정하는지와 같은 가정은 특히 보건의료시스템이 유동적일 때 분명하지 않다. 혹은 현재 관찰되는 병원이 현재의 시장상황을 참고하지 않고 과거에 결정한 자본과 장비의 수준을 계속 사용하는지도 역시 모호하다.

비용에 고정투입물이 더해진 다음과 같은 형태로 표현할 수 있다.

$$SC = C^v(Y, w, K, A) + w_k K + w_A A + e \quad (2)$$

여기서 C^v 는 총가변비용, Y 는 산출물 수준, w 는 투입요소가격, K 는 고정자본 투입물, A 는 단기적으로 고정이라고도 볼 수 있는 의사수들, e 는 병원의 관찰할 수 없는 단기적 비효율을 나타낸다. 즉 총비용은 가변비용과 고정비용의 합으로 표현할 수 있다.⁶⁾

식 (2)를 Translog Multiproduct Cost Function(이하 TMCF)의 형태로 구성하면 다음과 같다.⁷⁾

$$\begin{aligned} \ln SC = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln Y_i + 1/2 \sum_i \sum_j \alpha_{ij} \ln Y_i \ln Y_j + \sum_i \beta_i \ln w_i \\ & + 1/2 \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln w_i \ln w_j + \gamma_K \ln K + \gamma_{KK} (\ln K)^2 + \phi_A \ln A \\ & + \phi_{AA} (\ln A)^2 + \sum_i \sum_j \delta_{ij} \ln Y_i \ln w_j + \sum_i \psi_i \ln Y_i \ln K \end{aligned}$$

6) Cowing et al. (1983b), Vita (1990)의 연구에서 이와 같은 형태의 함수를 사용하고 있다.

7) 병원은 대표적인 다산출 기업이므로 병원산업의 분석에 있어서는 다산출 기업의 비용구조를 파악하기에 가장 좋은 Multiproduct Cost Function (MCF)이 가장 널리 이용되고 있다. MCF는 크게 세 가지로 분류해 볼 수 있는데, Hybrid Diewert Multiproduct Cost Function (HDMCF), Translog Multiproduct Cost Function (TMCF), Quadratic Multiproduct Cost Function (QMCF)으로 나누어 볼 수 있다. 각각의 비용함수는 나름대로의 장점과 단점을 가지고 있다. QMCF는 요소가격에 대한 선형동차성(linear homogeneity)의 일반적인 조건을 만족하지 못하고, HDMCF는 매우 많은 변수를 포함하는 추정에 유리하며, TMCF는 표본에 0의 산출물이 있는 경우에 적절하지 못하다는 단점이 있다(Caves et al., 1980). 여러 가지 형태의 비용함수 중에서 현재 TMCF는 가장 자주 사용되는 함수의 형태이다. 양변이 모두 대수 형태로 변환된 이 모형은 계수(coefficient) 값이 탄력성과 같기 때문에 해석하기에도 매우 용이하여, 병원의 비용함수에 대한 기존의 여러 연구에서 TMCF를 사용하고 있으며, 따라서 본 연구에서도 TMCF를 이용하여 병원의 비용함수를 추정하였다. Newhouse (1987)는 translog function을 사용했을 경우 더욱 설득력 있는 결과가 도출될 수 있다고 지적하고 있다. Jenkins (1980), Conrad and Strauss (1983), Cowing and Holtmann (1983), Grannemann et al. (1986), Vita (1990), Fournier and Mitchell (1992), Gaynor and Anderson (1995), 사공진 (1998) 등의 연구에서 TMCF를 이용하고 있다.

$$\begin{aligned} & + \sum_i \theta_i \ln Y_i \ln A + \sum_i \zeta_i \ln w_i \ln K + \sum_i \pi_i \ln w_i \ln A \\ & + \gamma_{KA} \ln K \ln A + \eta + u \end{aligned} \tag{3}$$

위의 식 (3)에서 Y 는 병원의 산출물(입원환자수, 외래환자수), w 는 투입요소의 가격(의사 1인당 임금, 간호사 1인당 임금), K 는 병원의 고정자본요소(병상수, 의료기기고정자산), A 는 개별병원에 등록된 의사를 나타낸다. η 는 관찰할 수 없는 효과(unobserved effect)로서 개별병원의 특유한 효과(individual specific effect)⁸⁾를 나타내며, u 는 오차항(error term)을 나타낸다.⁹⁾

따라서 본 연구에서 사용할 병원의 단기 총비용함수(short-run total cost function)는 다음과 같은 설명변수들의 함수이다.¹⁰⁾

〈표 1〉 모형의 설명변수¹¹⁾

산출물 변수	입원환자수(IN), 외래환자수(OUT)
요소가격 변수	의사1인당임금(DWPC), 간호사1인당임금(NWPC)
고정투입물 변수	병상수(BED), 의료기기고정자산(MEDEQ), 의사수(DOC)
기타	자동차보험환자수(CI), 평균재원일수(LOS), 시장의 경쟁정도(HHI), 대학병원유무(TEA), 지역(LOC), 설립형태(PUB)

위에서 설명한 변수와 모형에 의해 우리나라 병원의 단기 비용함수를 추정하기 위해 설정한 식 (3)은 하우스만 테스트(Hausman test)를 거쳐 고정효과모형(fixed

8) 개별병원의 특유한 효과로는 대표적으로 경영능력, 업무의 효율성, 의료의 질 등을 들 수 있다(Carey, 1997).

9) 식 (3)에는 선형동차성과 같은 제약은 부과하지 않았다. 식 (3)을 추정하는 방법 중에 요소가격에 선형동차성의 제약을 부과하는 방법이 있지만, OLS로 추정시에 다중공선성(multicollinearity)의 문제가 발생한다. Brown et al. (1979)의 연구에서는 동차성(homogeneity)과 분리성(separability)의 가정을 부과하는 것이 한계비용과 규모의 경제 추정치에 큰 왜곡을 가져올 수 있다고 하였다. 이러한 이유에서 Bays(1980), Vitaliano(1989), Gaynor and Anderson(1995) 등의 연구에서도 모수에 제약을 가하지 않고 추정하고 있다.

10) Cremieux and Ouellette (2001)는 병원의 성과(performance)는 모형의 설정에 민감하게 반응하므로, 비용함수의 추정시에 누락변수(omitted variable)가 많을수록 잘못된 결과가 도출된다는 것을 보였다.

11) 모든 변수는 각각 변수의 연평균으로 나누어 표준화하였다.

effect model) 을 이용하여 추정하기로 한다.¹²⁾

2. 자료

본 연구에 사용된 자료는 전국 57개 종합병원의 2000년부터 2003년까지 4개년도의 경영분석 패널자료(panel data)로서, ‘한국보건산업진흥원’에서 매년 발간하는 『병원경영분석』에 사용되는 자료를 이용하였다. 그러나 본 자료는 해당 병원들이 자체 보고한 것을 종합한 것일 뿐 자료의 사실여부가 공정하게 검증되지 못한 관계로 신뢰성에 어느 정도의 문제점을 갖고 있다. 그러나 우리나라에서 병원에 관한 자료를 쉽게 얻기 어렵다는 현실을 감안하면 본 연구에 사용된 자료는 현재 이용할 수 있는 자료 중에서는 가장 공식적인 자료 중의 하나라고 판단된다.

분석에 사용된 57개 종합병원의 특성에 따른 분포는 <표 2>에 정리되어 있다. 병원의 특성은 병상규모, 설립형태, 소재지, 대학병원여부로 구분하여 요약하였다. 병상규모별로 살펴보면 500병상 이상의 규모를 갖는 병원의 수가 모든 해에 걸쳐서 가장 많았다. 특히 500병상 이상의 규모를 갖는 대형병원의 수는 해마다 조금씩 증가하고 있으나 300병상 이상에서 499병상 이하의 규모를 갖는 병원의 수는 조금씩 감소하고 있었다. 이것은 의약분업 이후의 변화된 환경에 적응하는 능력이 병원규모에 따라 다르다는 것을 간접적으로 확인할 수 있게 해준다. 즉, 어느 정도의 규모를 갖춘 병원들은 의약분업 이후의 새로운 환경에 빠르게 적응하여 병원을 효율적으로 운영, 규모를 확대하는 반면에 중소병원들은 이에 미치지 못하여 병원의 규모를 줄여가는 것으로 생각해 볼 수 있다.¹³⁾

12) 패널 분석(panel analysis)의 과정에서 흔히 η 가 확률변수인 경우 자동적으로 확률효과모형(random effect model)을 이용하여 추정하는 것으로 잘못 판단하는 경우가 많다. η 의 확률변수 여부와는 상관없이 η 와 설명변수간에 상관관계가 없는 경우 확률효과모형(random effect model)을, 상관관계가 있는 경우에 고정효과모형(fixed effect model)을 사용하는 것이 옳다. 만약, η 와 설명변수간에 상관관계가 있는 경우에 확률효과모형을 사용한다면, 그 추정치는 일관성을 갖지 못하게 된다(Wooldridge, 2003). 식 (3)의 하우즈만 테스트 결과 $\chi^2_{(41)} = 70.711534$, p-value = 0.0019546로, 관찰할 수 없는 효과 η_i 와 설명변수간에 상관관계가 존재하는 것으로 나타나 확률효과모형(random effect model)은 적합하지 않은 것으로 추정되었다.

13) 함시창(2002)의 연구에 의하면 2001년의 경우 적어도 병상수가 600병상 이상이며, 진료환자가 60만명 이상이 되는 병원들의 경영효율성이 상대적으로 높은 것으로 나타나고 있다. 1999

설립형태별로는 국립, 사단법인, 회사법인, 기타의 형태를 갖는 병원은 하나도 없었으며, 학교법인(15개 병원, 26.32%)과 의료법인(13개 병원, 22.81%)의 수가 가장 많은 수를 차지하고 있다. 그 외에 재단법인 9개(15.79%), 특수법인 8개(14.04%), 지방공사 6개(10.53%)였으며, 개인소유의 종합병원도 3개(5.26%)나 있었다. 병원이 위치한 소재지를 살펴보면 대도시에 26개(45.61%), 중소도시에 28개(49.12%) 병원이 설립된 반면, 군(읍·면)지역에는 3개(5.26%)의 종합병원만이 설립되어있어 종합병원이 주로 도시 이상에 집중되어 있음을 확인할 수 있다. 마지막으로 전체 종합병원 중에서 대학병원이 20개(35.09%)에 달하고 있었다.

〈표 2〉 대상병원의 특성에 따른 분포

구분		빈도				비율(%)			
		'00	'01	'02	'03	'00	'01	'02	'03
병상규모	160병상미만	3	3	3	3	5.26	5.26	5.26	5.26
	160병상이상	17	14	15	16	29.82	24.56	26.32	28.07
	-299병상이하	14	17	14	12	24.56	29.82	24.56	21.05
	300병상이상	23	23	25	26	40.35	40.35	43.86	45.61
설립형태	국립	0				0			
	시·공립	1				1.75			
	지방공사	6				10.53			
	학교법인	15				26.32			
	특수법인	8				14.04			
	사단법인	0				0			
	재단법인	9				15.79			
	사회복지법인	2				3.51			
	의료법인	13				22.81			
	개인	3				5.26			
	회사법인	0				0			
소재지	기타	0				0			
	대도시	26				45.61			
	중소도시	28				49.12			
대학병원여부	군(읍, 면)	3				5.26			
	대학병원	20				35.09			
	기타	37				64.91			

년과 2001년을 비교했을 때, 1999년에 병상수 200~500병상 사이의 중형병원들이 비교적 비효율적으로 경영되고 있었던 반면에, 2001년에는 병상수 300병상 이하인 소형병원들이 비효율적인 것으로 나타났다.

병원규모별로 대상 병원들의 분포현황을 <표 3>로 정리하였다. 설립형태별로 살펴보면 학교법인으로 설립된 병원은 대부분이 500병상 이상의 대규모 병원이며, 의료법인으로 설립된 병원은 대부분이 160병상~499병상의 중규모 병원이 많았다. 반면에 지방공사 병원은 160병상~299병상 미만의 중소규모 병원이 대부분이고, 재단법인으로 설립된 병원은 160병상 미만의 소규모를 제외하고 규모별로 고르게 분포하고 있음을 확인할 수 있다.

설립지역별로 살펴보면 대도시에 위치한 26개의 종합병원 가운데 15개소가 500병상 이상의 대규모 병원이었으며, 중소도시에 위치한 28개의 종합병원 중에서는 500병상 이상의 대규모 병원은 11개소, 160병상~299병상, 300병상~499병상의 중규모 병원이 각각 7개소씩 고르게 위치하고 있었다. 반면에 군(읍, 면) 지역에는 500병상 이상의 대규모 병원은 하나도 위치하지 않는 것으로 나타났다.

규모별 대학병원 현황의 경우 전체 20개의 대학병원 가운데 15개소가 500병상 이상의 대규모 병원으로 나타나 압도적인 비율을 차지하고 있었다.

<표 3> 병원규모별 대상병원 분포(2003년)

(단위 : 개소)

	160병상미만	160병상이상 ~299병상이하	300병상이상 ~499병상이하	500병상이상	합계
시·공립	0	0	0	1	1
지방공사	1	4	1	0	6
학교법인	1	2	1	11	15
특수법인	0	0	1	7	8
재단법인	0	3	2	5	10
사회복지법인	0	1	0	0	1
의료법인	1	4	6	2	13
개인	0	2	1	0	3
대도시	0	8	3	15	26
중소도시	3	7	7	11	28
군(읍, 면)	0	1	2	0	3
대학병원	1	3	1	15	20

3. 변수

총비용(TC)

i 병원의 당해 t 년도의 총비용으로서 소비자물가지수(CPI)를 이용하여 2000년 불변가격으로 환산하였다. 총비용은 운영비용과 비운영비용의 합으로 구성된다. 운영비용은 인건비, 재료비, 관리비, 선택진료(특진)비, 의학교육연구비로 구성되며, 비운영비용은 의료외비용으로 지급이자와 할인료, 전출금, 기타비용으로 구성된다.¹⁴⁾

병상수(BED)

t 년도의 i 병원의 병상수를 나타내는 변수이다. 병상수는 가장 고전적이면서도 가장 중요하게 사용되어 오던 변수로서, 병원의 규모를 나타내는 대표적인 척도이다. 병상수가 병원의 비용에 미치는 영향에 대해서는 많은 연구결과가 발표되어 있다. 일반적으로 병상수는 고정요소로 간주하여 단기에는 투입을 바꾸지 못하는 것으로 다루어지고 있다. 본 연구에서도 가장 기본적인 변수라 할 수 있는 병상수를 포함하여 기존의 연구와 비교해보고, 병원의 총비용과 어떠한 관계에 있는지를 살펴보는 것이 타당하다고 생각된다.¹⁵⁾

대학병원여부(TEA)

병원이 대학병원인지 아닌지를 판단하는 가변수(dummy variable)로서 대학병원

-
- 14) 병원의 비용에 대한 정의는 연구마다 조금씩 다르게 범위를 정하고 있는데, 크게 총비용으로 정의하는 경우, 총 운영비용으로 정의하는 경우, 평균비용으로 정의하는 경우가 있다. Jenkins(1980), Vitaliano(1987), Fournier and Mitchell(1992), Carey(1997)의 연구에서는 총비용을 이용하였고, Lave and Lave(1970), Bays(1980), Friedman and Pauly(1981)의 연구에서는 평균비용을 종속변수로 사용하고 있다. Cowing and Holtmann(1983), Gaynor and Anderson(1995)의 연구에서는 총 운영비용을 종속변수로 사용하고 있다. Frech and Ginsburg(1981)의 연구에서도 총 운영비용을 사용하고 있는데 총비용을 사용하지 않는 이유로는 자료 조사시에 과소언급되는 경향이 있기 때문이라고 지적하고 있다.
- 15) 병상수 이외에도 병원의 규모를 나타내는 변수로 병원의 유형고정자산(fixed asset)을 사용하는 연구도 있다. Carey(1997)의 연구에서는 고정자산을 고정자본(fixed capital)의 측정수단으로 사용하여 감가상각 이전의 건물, 토지, 장비 등을 포함시켰으며, Fournier and Mitchell(1992)의 연구에서는 고정투입물(fixed input)로서 토지를 포함한 자본스톡(capital stock)과 건축물, 장비 등을 포함시켰다.

이면 1, 아니면 0으로 표시된다. Friedman and Pauly(1981), Grannemann et al. (1986), Vitaliano(1987), Carey(1997), Gaynor and Anderson(1995), 사공진(1998), Fournier and Mitchell(1992) 등의 연구에서 대학병원의 여부가 병원의 비용에 미치는 영향을 추정하였다. 국내의 연구로 전기홍 외(1994), 사공진(1998)에서는 수련기관 여부가 병원의 평균비용을 설명하는 유의한 변수로 선정되었으며 대학병원일 경우 비용이 더 증가하는 것으로 나타났다. 함시창(2002)의 연구에서는 대학병원의 여부를 비용함수의 변수로 포함하여 추정한 결과 의료비용에 미치는 영향이 크지 않은 것으로 추정되었다.¹⁶⁾ 안인환·양동현(2005)은 200병상에서 500병상 규모의 48개 종합병원을 이용하여 자료포락분석(DEA)을 한 결과 비대학병원에 비하여 대학병원의 효율성이 높은 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서도 대학병원의 여부를 변수로 포함하여 대학병원의 여부가 병원의 총비용에 영향을 주는지를 확인하기로 한다.

설립형태(PUB)

병원의 설립형태가 공공병원인지 민간병원인지를 나타내는 변수로서 해당병원이 민간병원이면 1, 공공병원이면 0으로 표시되는 가변수(dummy variable)이다.¹⁷⁾ 병원의 설립형태에 따른 효율성의 많은 연구에서 일반적으로 공공병원은 민간병원에 비해서 비효율적이라는 의견이 지배적이다. 반면에 공공병원이 민간병원에 비해 오히려 효율적이라는 주장도 국내외 연구에서 제기되고 있다.¹⁸⁾ 따라서 본 연구에서도 병원의 설립형태가 비용에 어떠한 영향을 주는지를 검정하기 위하여 변수를 선

16) 반면에 X-비효율성(X-inefficiency)을 측정한 결과에서는 대학병원이 그렇지 않은 병원에 비해 상당히 비용효율적임을 확인할 수 있었다. 이는 일반병원들에 비해 대학병원들에서 인건비 상승이 상대적으로 낮은 현실과도 무관하지 않은 것으로 보인다(함시창, 2002).

17) 국립, 시·공립, 지방공사, 특수법인의 경우 공립으로 분류하였으며, 학교법인, 사단법인, 재단법인, 사회복지법인, 의료법인, 개인, 회사법인, 기타의 경우 민간으로 분류하였다.

18) Gaynor and Anderson(1995)의 연구에서는 공공병원이 오히려 민간병원에 비해서 비용이 절감되는 것으로 추정되었으며, 국내병원을 대상으로 한 사공진(1998)의 연구에서도 민간병원의 경우 공공병원에 비해 비용이 더 증가하는 것으로 나타났다. 이회원(2004)에 의하면 공공병원이 민간병원에 비해 자원생산성은 높지만, 재정수익성이 낮다고 분석하였다. 공공병원의 재정수익성이 낮은 원인으로는 민간병원에 비해서 수익성이 낮은 환자 혹은 질환을 진료하고 있으며, 민간병원에 비해 서비스의 양과 청구액(진료비)이 낮기 때문이라고 하였다. 안인환·양동현(2005)의 연구에서는 공공병원의 효율성이 민간병원에 비하여 더 높은 것으로 추정되었다.

정하였다.

지역(LOC)

해당병원의 위치와 지역을 나타내는 변수로 병원이 대도시에 위치하고 있으면 1, 그렇지 않으면 0으로 표현되는 가변수(dummy variable)이다. 종합병원이 위치한 지역이 병원의 비용에 영향을 주는지의 여부를 확인하기 위해 추가되었다. 일반적으로 병원이 위치하고 있는 지역은 병상 공급에 영향을 미치는 매우 중요한 요인으로 지적될 수 있다. 그 이유는 그 지역의 병원서비스에 대한 수요가 어느 정도인가에 따라서 병원자원의 적정분포를 결정하기 때문이다.¹⁹⁾

입원환자수(IN)

i 병원의 t 년도 입원환자수를 나타내는 변수이다. 입원환자수는 병원의 산출물로서 이용되는 변수중의 하나이다. 연구에 따라서 입원환자수 대신 퇴원환자수(patient discharge)를 사용하는 연구도 있으나, 자료 획득의 문제로 인해 본 연구에서는 입원환자수를 사용하였다.²⁰⁾

외래환자수(OUT)

i 병원의 t 년도 외래환자수를 나타내는 변수이다. 외래환자수는 병원의 산출물로서 이용되는 변수중의 하나이다. 외래환자에 관련된 산출물 변수의 정의 역시 연구마다 다양하다. 크게 환자수와 방문횟수(visit)를 사용하는 경우가 많은데, 본 연구에서는 자료획득의 문제로 인해 환자수를 사용하기로 한다. 사공진(1998)의 연구에

19) 김진현·장동민(1992)에 따르면 대도시 지역의 병원은 중소도시나 군단위 지역의 병원보다 병상수를 기준으로 약 3배의 규모를 갖는 것이 평균비용을 최소로 할 수 있는 최적규모라고 하였다. 사공진(1998)의 연구에서는 도시지역에 위치한 병원의 비용이 더욱 증가하는 것으로 나타났으며, 수가와 질병 등의 구조적 요인뿐만 아니라 고가의료장비의 사용 등을 원인으로 지적하였다. 이밖에도 안인환·양동현(2005)의 연구에서는 광역시에 위치한 병원이 다른 지역에 위치한 병원에 비하여 효율적인 것으로 분석되었다.

20) 병원의 산출물에 관한 정의는 연구마다 매우 다양하게 정의되고 있어서, 어느 하나를 꼭 병원의 산출물로 단정 짓기는 어렵다. 입원에 관련된 산출물 변수로는 입원환자수(number of inpatient)를 사용하는 경우와 입원일수(inpatient day)를 사용하는 경우, 퇴원환자수(patient discharge)를 사용하는 경우 등 다양하다. Fournier and Mitchell(1992), Gaynor and Anderson(1995), 사공진(1998)의 연구에서는 입원환자수를 사용하였고, Vita(1990), Carey(1997)는 퇴원환자수를, Cowing and Holtmann(1983)은 입원일수를 사용하였다.

서는 외래환자수를 사용하였으며, Grannemann et al. (1986), Vita (1990), Fournier and Mitchell (1992), Gaynor and Anderson (1995), Carey (1997)의 연구에서는 외래방문횟수(outpatient visit)를 사용하였다.

평균재원일수(LOS)

i 병원의 t 년도 입원환자의 평균재원일수를 나타내는 변수로서, 질병구성(case mix) 문제를 보정하기 위한 대체변수(proxy variable)이다.

$$\text{평균재원일수} = \frac{\text{총재원일수}}{(\text{입원실인원} + \text{퇴원실인원}) \div 2}$$

병원은 규모뿐만 아니라 성격에서도 매우 다양하기 때문에 병원마다 산출물이 크게 달라 병원간 산출물을 단순히 비교할 수 없는데, 이는 서비스의 질, 진료환자들의 질병유형(case mix), 질병의 중증도(severity) 등의 차이가 크기 때문이다. 따라서 이러한 병원간의 산출물을 비교하기 위해서는 이런 변수들을 보정할 필요가 있다.²¹⁾ 따라서 본 연구에서도 질병구성의 문제를 보정하기 위하여 평균재원일수를 변수로 포함하고 있다.²²⁾

당해 시장의 경쟁정도(Herfindahl-Hirschman Index(HHI))

t 년도 시장의 경쟁정도를 나타내는 변수이다. 즉, 병원 시장의 경쟁정도에 따라 병원의 비용에 영향을 줄 수 있다는 가정에 근거하여 추가된 변수이다. 본 연구에서는 시장의 경쟁정도를 나타내는 변수로 허핀달-허쉬만 지수(Herfindahl-Hirschman Index; HHI)를 사용하기로 한다. 허핀달 지수는 시장의 경쟁정도를 측정하는 가장 일반적인 측정방법으로서, ‘시장점유율의 제곱의 합’으로 측정된다.²³⁾

21) 질병의 구성 혹은 환자의 종류를 계량적으로 측정하기는 매우 어렵기 때문에, 많은 연구에서는 이를 보정하기 위하여 제한적인 변수들을 사용하고 있다. 기존의 Feldstein (1967), Berki (1972), 전기홍 외 (1994) 등의 연구에서는 재원일수를 질병구성의 대체변수(proxy)로 사용였다. 그러나 최근의 연구인 Fournier and Mitchell (1992), Carey (1997), Carey and Burgess (1999) 등의 연구에서는 질병구성의 문제를 보정하기 위하여 더욱 정확한 대체변수인 DRGs(Diagnosis Related Groups) 자료를 이용하고 있다.

22) 본 연구에서는 자료의 한계로 인하여 DRGs 자료를 이용할 수 없었으므로, 평균재원일수를 이용하기로 한다.

$$HHI_t = \sum_{i=1}^N S_i^2 \quad (0 < HHI_t \leq 10,000)$$

여기서, S_i 는 i 병원의 t 년도 시장점유율(market share)을 의미한다.

그러나 각 개별 병원이 전체 시장의 몇 %를 점유하고 있는지를 확인하는 것은 사실상 불가능하기 때문에 본 논문에서는 시장점유율을 측정하기 위한 대체변수(proxy variable)로서 병상수를 이용하기로 한다.²⁴⁾ 다만 지역간 혹은 병원간에 병상이용률에 차이가 있을 때, 시장점유율의 대체변수로서 병상수를 이용하는 것이 타당한가 하는 의문이 제기될 수 있다. 그러나 본 연구에 사용된 병원들을 살펴보면 병원간에 병상이용률의 차이가 크지 않으므로, 이용에 큰 문제가 없을 것으로 판단된다.²⁵⁾ 일반적으로 기존의 연구에서는 시장이 경쟁적일수록 서비스의 중복투자 및 고기술 장비의 도입으로 병원의 비용이 상승하는 것으로 밝혀져 있다.²⁶⁾ 따라서 본 연구에서도 시장의 경쟁정도를 나타내는 허핀달 지수를 변수로 추가하였다.

의사 1인당 임금(DWPC), 간호사 1인당 임금(NWPC)

2001년에 우리나라 일반병원들의 운영비용 중에서 인건비가 차지하는 비중은 평균적으로 39.9%에 달하고 있었다. 특히 병원의 규모가 작아질수록 인건비의 비중은 더욱 커지는데, 3차 의료기관의 경우 운영비용 중 인건비가 차지하는 비중이 37.8%인데 반해, 160병상 미만의 병원은 무려 50.4%에 달하였다.²⁷⁾ 따라서 병

23) 본 지수는 해당 산업내에서 개별 기업의 시장점유율의 제곱의 합으로 계산된다. 따라서 그 값은 0에서 10,000사이의 값을 갖게 되며 0이면 완전경쟁, 10,000이면 완전독점의 형태가 된다. 1984년에 미국 법무성(Department of Justice (DOJ))에서 발표한 가이드라인에 따르면 이 지수가 1,800이상이면 “집중도가 높고”, 1,000이하이면 “집중도가 낮다”고 고려할 수 있다.

24) Dranove et al. (1992)에서는 허핀달 지수(Herfindahl index)를 계산하기 위한 대체변수로서 퇴원환자수(patient discharge)를 이용하였다. 그러나 퇴원환자수(patient discharge) 이외에 병원의 병상수를 기준으로 하는 방법도 제시하였으며, 국내의 이용가능한 자료로서는 병상수를 이용하여 허핀달 지수(Herfindahl index)를 산출하는 것이 적절하다고 판단된다.

25) 병원산업에서의 시장점유율은 입원일수(number of inpatient days), 병상수(bed), 순입원수입(net inpatient revenues) 등 산출물의 측정수단으로 사용되는 것을 이용해 계산할 수 있다 (Santerre and Neun, 1996).

26) Fournier and Mitchell (1992)은 시장의 구조가 병원의 비용에 미치는 영향을 허핀달 지수를 사용하여 추정한 결과 다른 변수들을 통제한 상태에서 시장의 구조가 경쟁적일수록 병원의 비용이 점차로 증가하는 것으로 추정되었다.

원의 비용함수와 효율성을 확인하는데 있어서 임금은 매우 중요한 변수로 고려될 수 있다.²⁸⁾

본 연구의 임금변수는 t 년도 i 병원의 임금을 나타내는 변수로서 소비자물가지수(CPI)를 이용하여 2000년도 불변가격으로 환산하였다. 임금변수는 의사의 1인당 임금과 간호사의 1인당 임금으로 구분하여 변수로 선정하였다. 의사 1인당 임금(DWPC)은 전문의와 일반의 임금의 합으로 구성된 t 년도 i 병원의 1인당 의사임금을 그리고 간호사 1인당 임금(NWPC)은 t 년도 i 병원의 간호사 1인당 임금을 나타낸다. 그런데 본 연구에서 사용한 자료는 강제성이 없이 병원의 자발적인 응답에 의해 수집된 자료이므로, 자료의 신뢰성에 있어서 어느 정도의 한계가 있다. 특히 임금에 관련된 항목은 문제가 더욱 심각하여 원자료를 그대로 사용했을 경우 올바른 추정치를 얻기가 힘들 것으로 판단되어 의사와 간호사의 해당년도 병원규모별 1인당 평균임금을 사용하였다.²⁹⁾

의사수(DOC)

t 년도 i 병원의 의사수를 나타내는 변수로서 전문의, 일반의, 인턴·레지던트로 구성된다. Bays(1980)의 연구에서는 미국 병원의 비용함수는 추정할 때 중요한 변수인 의사의 투입을 무시하고 있기 때문에 이로 인한 편의(bias)가 발생한다고 지적하였다. 이처럼 의사를 비용에 추가하지 않는 이유는 수술, 치료에 드는 가격(비

27) 병원을 민간병원과 공공병원으로 구분할 경우 그 차이는 더욱 커진다. 민간병원의 경우 운영비용중에서 인건비가 차지하는 비중은 평균적으로 38.8%인데 반해, 공공병원의 경우는 46.5%였다. 160병상 미만의 규모를 갖는 병원에서는 민간병원이 평균 47.7%, 공공병원은 평균 56.5%를 보였다.

28) 사공진(1998)의 연구에서는 의사와 간호사의 1인당 임금을 투입요소 가격으로 포함시켰으며, 의사의 임금은 비용에 대하여 감소함수로, 간호사는 증가함수인 것으로 추정되었다. 함시창(2002)의 연구에서는 생산요소가격의 하나로서 인건비를 변수로 사용하였으며, 의사와 간호사를 많이 고용할수록 전체비용이 증가하고 있는 것으로 나타났다. Vita(1990), Fournier and Mitchell(1992), Gaynor and Anderson(1995) 등의 연구에서도 임금은 병원의 비용에 매우 유의적인 양의 관계에 있는 것으로 밝혀졌다.

29) 의사와 간호사의 규모별 1인당 평균임금 산출은 다음과 같은 절차를 거쳤다. ① 병원을 160병상 미만, 160~299병상 미만, 300병상 이상의 규모로 분류한다. ② 규모별로 각 년도의 총 전문의와 일반의 수(총 간호사수)를 산출한다. ③ 규모별로 각 년도의 총 의사급여계(총 간호사급여계)를 산출한다. ④ 규모별 총 의사급여계(총 간호사급여계)를 총 전문의와 일반의의 합으로 나누어 규모별 1인당 의사(간호사)의 평균급여를 산출한다.

용)에는 이미 의사의 노력과 시간이 투입되어 있기 때문에 의사의 대체변수 역할을 한다고 간주하기 때문이다.³⁰⁾

자동차보험환자수(CI)

t 년도 i 병원의 자동차보험환자수(CI)³¹⁾를 나타내는 변수이다. 안인환(1990)의 연구에서는 의료보험환자 및 의료보호, 산재, 자보, 학연, 일반환자 등을 포함한 기타환자로 나누어서 병원의 수익성에 미치는 영향을 살펴보았는데, 보험환자 점유율이 높아짐에 따라 이익이 감소하는 부(-)의 상관관계를 보였다. 따라서 본 연구에서도 자동차보험 환자를 변수로 추가하여 병원의 비용에 어떠한 영향을 미치는지를 확인해보기로 한다. 본 연구에서는 자동차보험환자수(CI)만을 변수로 추가하였는데, 자동차보험은 민간보험환자수의 대체변수로 사용된다. 이를 통해 민간보험환자가 병원의 비용에 어떠한 영향을 미치는지를 확인할 수 있을 것으로 예상된다.

의료기기고정자산(MEDEQ)

t 년도 i 병원의 의료기기 고정자산을 의미하며, 역시 소비자물가지수(CPI)를 이용하여 2000년도 불변가격으로 환산하였다. 의료기기고정자산은 의료소모비품³²⁾을 제외한 의료기기 합계액에서 감가상각충당금을 차감한 잔액을 의미한다. 이 변수는 병원의 고가의료장비의 도입이 병원의 비용에 미치는 영향을 확인해보기 위하여 추가하였으나, 해당병원의 고가의료장비(MRI, CT)만을 나타내는 변수가 아니라는 한계점을 가지고 있다. 그러나 고가의료장비 역시 본 변수의 일부로 포함될 뿐만 아니라 큰 부분을 차지하고 있을 것이라 추측할 수 있다. 실제 병원의 규모에

30) Bays(1980)의 추정결과 의사비용을 추가했을 경우는 병원의 규모가 커질수록 병원의 평균비용이 증가하였으나 의사비용을 제외했을 경우는 평균비용이 감소하는 것으로 나타났다. Cowing and Holtmann(1983)의 연구에서는 노동투입물로는 간호사, 보조사, 행정직원 등이 모두 포함된 노동투입물이 병원의 비용에 매우 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 박창제·최대환(1997)은 다른 투입요인들과는 달리 병상당 의사수가 많을수록 서비스 수량측면의 효율성을 증대시켜 준다고 하였다. 그러나 의사직은 서비스의 수익성 측면에서는 긍정적인 영향을 미치지 못한다고 하였는데, 이는 의사직이 높은 보수로 인한 고비용을 수반하기 때문이라고 지적하였다.

31) 정형선·이재현(2003)은 자동차보험은 비록 민간재원으로 분류되어 있기는 하지만 사회보험으로서의 기능을 하고 있기 때문에 자동차보험재원의 의료비도 의료보장성을 나타내는 부분으로 간주할 수 있다고 하였다.

32) 구입금액이 건당 100,000원 이하이나 1년 이상의 내용 연수를 갖는 청진기, 수술 소도구 등.

따라 고가장비를 도입할 수 있는 병원도 있고 그렇지 못한 병원도 있는데, 규모가 작은 병원에서는 고가장비 외의 다른 의료장비를 과다하게 도입하는 경우도 있을 수 있다. 또한 자료의 제약상 해당병원의 고가장비 보유대수를 확인할 수 없었던 것을 감안하면 본 변수가 어느 정도의 대체변수 역할을 할 수 있을 것으로 판단된다. 또한 국내의 연구에서도 병원의 고가장비에 대한 투자가 비용을 상승시키고 있다는 실증연구결과가 있다.³³⁾ 따라서 본 연구에서도 현재 우리나라 종합병원의 적절한 자본투자 여부를 확인하고 기존의 연구결과와 비교해보기 위하여 의료기기고정자산의 변수를 추가하였다.

이상에서 설명한 본 연구의 추정에 사용될 변수들에 대한 기본적인 통계량은 다음 <표 4>에 정리되어 있다.

<표 4> 변수들의 기초통계량

(단위 : 천 원, 명, %, 일)

변수 (Variable)	평균 (mean)	최대 (Max.)	최소 (Min.)	표준편차 (Std. Dev.)
총비용* (TC)	47,668,715	3.99E+08	3,939,741	56,291,261
입원환자수 (IN)	143,436.5	535,883.0	23,754.0	96,301.63
외래환자수 (OUT)	301,068.7	1,698,917	60,130	251,922.7
의사1인당 임금* (DWPC)	55,329.63	90,280.01	41,427.51	13,168.42
간호사1인당 임금* (NWPC)	16,618.32	20,209.01	8,469.5	3,027.733
병상수 (BED)	485.2805	1601	96	299.4883
의료기기고정자산* (MEDEQ)	3,469,020	30,603,014	33,452	5,169,909
의사수 (DOC)	146.6652	1,235	6	194.2678
간호사수 (NUR)	273.7738	1,400	41	227.7745
자동차보험환자수 (CI)	16,914.54	61,300	0	11,299.86
시장의 경쟁정도 (HHI)	241.7177	249.1132	241.139	5.610395
병상이용률 (OCC)	79.3013	114.8549	40.51406	11.01216
평균재원일수 (LOS)	11.44523	29.92519	4.384131	3.742938
대학병원 (TEA)	0.339367	1	0	0.474569
지역 (LOC)	0.470588	1	0	0.500267
설립형태 (PUB)	0.253394	1	0	0.435942

주 : *는 2000년도 불변가격 기준이며, 단위는 천 원임.

33) 함시창(2002)의 연구에서는 병원이 고가의 의료장비를 사용함에 따라 전체비용이 증가하고 있는 것으로 나타났다. Cowing and Holtmann(1983)의 연구에서는 평균적인 병원이 장기균형에 도달하고 있지 못하며, 병원이 너무 많은 자본을 소유하고 있음을 지적하였다. Fournier and Mitchell(1992)은 플로리다(Florida)에 위치한 179개의 단기 종합병원을 살펴본 결과 Case-mix, 경쟁, 소유구조, 기타 다른 변수를 통제한 상황에서 병원들은 장기균형상태로 운영되지 않고 매우 과다하게 자본과 장비가 투자되어 있었다고 지적하고 있다.

Ⅲ. 추정결과

1. 단기 비용함수 추정결과

〈표 5〉은 식 (3)을 고정효과모형을 이용하여 추정한 결과를 정리한 것이다.

〈표 5〉 고정효과모형(fixed effect model)결과³⁴⁾

Variable	Coefficient	t-Statistic
Constant	-0.213821	-3.606064
LOG(의사1인당임금)	-0.145640	-1.157903
LOG(간호사1인당임금)	0.098270	0.374344
LOG(입원환자수)***	0.328194	2.788108
LOG(외래환자수)**	0.208432	2.204354
LOG(자동차보험환자수)**	0.027492	2.264910
LOG(평균재원일수)	0.035823	0.534015
LOG(시장의경쟁정도)	-0.126035	-0.674760
LOG(병상수)	0.084058	0.740195
LOG(의사수)**	0.146258	2.134451
LOG(의료기기고정자산)**	0.035375	2.029019
대학병원	-0.068906	-0.678228
위치	-0.005217	-0.139811
설립형태	-0.001514	-0.016794
[LOG(입원환자수)] ²	-0.075443	-0.288320
[LOG(외래환자수)] ²	0.027073	0.181283
[LOG(의사1인당임금)] ²	0.114693	0.137774
[LOG(간호사1인당임금)] ²	1.018643	1.627728
[LOG(병상수)] ²	0.069470	0.411709
[LOG(의사수)] ²	-0.014529	-0.269384
[LOG(의료기기고정자산)] ²	0.013422	1.389661
[LOG(입원환자수)]×[LOG(외래환자수)]*	0.503189	1.968778
[LOG(의사1인당임금)]×[LOG(간호사1인당임금)]	-0.078655	-0.088755
[LOG(입원환자수)]×[LOG(의사1인당임금)]	-0.600268	-0.810143
[LOG(입원환자수)]×[LOG(간호사1인당임금)]	-1.262375	-1.177451

34) 개별병원의 고정효과 추정치(fixed effect estimator)는 생략하였다.

$[\text{LOG}(\text{외래환자수})] \times [\text{LOG}(\text{의사1인당임금})]$	0.298004	0.839498
$[\text{LOG}(\text{외래환자수})] \times [\text{LOG}(\text{간호사1인당임금})]$	0.483913	0.887654
$[\text{LOG}(\text{입원환자수})] \times [\text{LOG}(\text{병상수})]$	-0.144262	-0.343126
$[\text{LOG}(\text{입원환자수})] \times [\text{LOG}(\text{의사수})]$	-0.220957	-1.489445
$[\text{LOG}(\text{입원환자수})] \times [\text{LOG}(\text{의료기기고정자산})]$	-0.045848	-1.231148
$[\text{LOG}(\text{외래환자수})] \times [\text{LOG}(\text{병상수})]$	-0.008854	-0.029660
$[\text{LOG}(\text{외래환자수})] \times [\text{LOG}(\text{의사수})]$	-0.018621	-0.131893
$[\text{LOG}(\text{외래환자수})] \times [\text{LOG}(\text{의료기기고정자산})]**$	-0.094057	-2.022227
$[\text{LOG}(\text{의사1인당임금})] \times [\text{LOG}(\text{병상수})]$	0.841963	0.952053
$[\text{LOG}(\text{의사1인당임금})] \times [\text{LOG}(\text{의사수})]$	-0.135215	-0.864807
$[\text{LOG}(\text{의사1인당임금})] \times [\text{LOG}(\text{의료기기고정자산})]$	-0.069528	-0.799069
$[\text{LOG}(\text{간호사1인당임금})] \times [\text{LOG}(\text{병상수})]$	0.302605	0.241234
$[\text{LOG}(\text{간호사1인당임금})] \times [\text{LOG}(\text{의사수})]$	0.048880	0.231669
$[\text{LOG}(\text{간호사1인당임금})] \times [\text{LOG}(\text{의료기기고정자산})]$	0.115318	0.959611
$[\text{LOG}(\text{병상수})] \times [\text{LOG}(\text{의사수})]$	0.100517	0.452858
$[\text{LOG}(\text{의료기기고정자산})] \times [\text{LOG}(\text{의사수})]$	0.036819	1.534997
Weighted Statistics		
R-squared	0.999173	Mean dependent var -0.566434
Adjusted R-squared	0.998514	S.D. dependent var 1.835046
S.E. of regression	0.070745	Sum squared resid 0.590581
Durbin-Watson stat	2.262363	
Unweighted Statistics		
R-squared	0.994870	Mean dependent var -0.486646
Sum squared resid	1.099985	Durbin-Watson stat 2.020364

주 : ***, **, *는 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계학적으로 유의미함.

추정결과 병원의 단기 총비용과 직접적인 상관관계를 보이는 변수들은 입원환자수, 외래환자수, 자동차보험환자수, 의사수, 의료기기고정자산이 통계적으로 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.³⁵⁾ 유의적인 영향을 미치는 변수들에 대해 자

35) TCMF는 적은 수의 투입물과 산출물에 비해서 매우 많은 모수(parameter)를 포함하고 있으므로, 다중공선성(multicollinearity)에 대한 문제가 제기될 수 있다. 본 연구의 결과에서도 R^2 가 매우 높아 공선성의 문제가 제기될 수 있다. 그러나 병원의 비용함수 추정의 경우는 공선성의 문제를 일반적인 경우와는 조금 다르게 봐야 한다. 첫째, 문제는 경제이론에 따른 경우 중요한 관계가 있음에도 불구하고 공선된 변수들이 각각의 분리된 효과를 추정할 만큼 충분한 정보를 제공하지 못하는데 있다. 노동과 자본처럼 상대적으로 고정된 비율로 사용되는 투입요소의 경우 생산이 증가함에 따라 둘 또는 그 이상의 투입 요소들의 양은 비례적으로 증

세히 살펴보면 다음과 같다.

입원환자수, 외래환자수

병원의 산출물 변수인 입원환자수와 외래환자수는 총비용과 양의 관계를 갖고 있으며, 통계적으로 유의미한 것으로 추정되었다. 특히 입원환자수는 종합병원의 총 비용에 매우 유의적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 입원환자수가 병원의 비용에 매우 유의적인 영향을 주는 이유는 재원기간동안 많은 검사와 진료를 병행하게 되므로 병원의 비용에 영향을 강하게 주기 때문인 것으로 판단된다.

반면에 입원환자수와 외래환자수의 교차항(interaction term)도 병원의 비용에 영향을 주는 것으로 추정되었다. 따라서 입원환자수는 독립적으로도 병원의 비용에 영향을 주지만, 외래환자수에 영향을 받으면서 병원의 비용에 간접적으로도 영향을 주는 것으로 확인되었다. 교차항의 계수값이 양수이므로 서로가 병원의 비용에 간접적으로 양의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 일반적인 예상과 일치하는 것으로 입원환자수의 증가는 외래환자수의 증가에 영향을 받으며, 이것이 병원의 비용을 증가시키는 것으로 볼 수 있다. 즉, 외래환자수가 증가하면 자연스럽게 입원환자수도 증가하게 되고, 입원환자수가 증가하게 되면 병원의 비용이 증가하게 된다. 외래환자수가 많을수록 그중에서 입원해야 할 필요성이 있는 환자들의 수도 증가하게 되며, 따라서 입원환자수가 증가하면 병원의 비용이 상승하게 되는 것이다.

가하기 때문이다. 또한 설명변수의 값이 자료 표본 내에서 큰 폭으로 변동하지 않거나 변화하지 않을 경우 이런 문제가 발생하기도 한다(Hill et al., 2000). 둘째, 전체 표본의 수가 작을 때에 공선성의 문제가 발생하기도 한다. 이런 경우를 “소표본의 문제(problem of small sample size)”라고 한다(Wooldridge, 2003). 본 연구에서 사용된 종합병원의 수가 그리 많지 않으므로 이에 따른 문제도 배제할 수는 없다. 공선성을 제거하는 가장 좋은 방법은 완벽한 정보를 추가하는 것인데, 이것은 현실적으로 불가능하다. 셋째, 예를 들어 사용된 변수가 A, B, C이고, 이중에 중요한 관심이 되는 변수가 A라면 B와 C사이에 발생하는 공선성의 문제는 무시할 수 있다(Wooldridge, 2003). 넷째, 총비용함수나 평균비용함수 등의 2차항 이상의 고차항이 포함되는 회귀식에서는 필연적으로 공선성의 문제가 발생하게 된다. 이때 공선성의 문제를 완전히 해결하는 방법은 없다. 그러나 로그변환(translog)을 통해서 고차항의 차수를 낮출 수 있고, 이를 통해 공선성의 문제를 일부 해결할 수 있다(Stewart, 2005).

병상수

단기적으로는 고정요소인 자본스톡으로 간주한 병상수는 병원의 총비용과 양의 관계를 갖지만 통계적으로 유의적이지 못한 것으로 확인되었다. 일반적으로 병상수는 병원의 비용과 양의 관계를 갖는 것으로 알려져 있다. 또한 병상수와 상호작용하는 어떠한 교차항(interaction term)도 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서 나타난 결과를 통해 추측해보면, 단기적으로 병원의 총비용에 병상수는 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 판단된다.

의사수

의사수는 병원의 총비용과 양의 관계를 갖는다. 즉, 의사의 수가 많을수록 평균적인 병원의 비용은 상승한다. 이러한 결과는 기존의 연구와 크게 다르지 않은 결과로서 병원의 비용에서 의사의 비중이 얼마나 큰지를 잘 알려준다고 하겠다. 또한 계수(coefficient) 값인 탄력성도 역시 양의 값을 보이고 있는데, 병원이 장기적인 균형에 도달하려면 탄력성의 값이 음이 되어야 한다. 결국 우리나라의 ‘평균적인’ 종합병원에서는 의사를 과다하게 고용하고 있으며, 제공하는 서비스의 변화 없이 의사수를 줄이면 총비용을 감소시킬 수 있다.

과다한 수의 의사를 고용하게 될 경우 의사당 평균 환자수가 감소하게 되고, 의사들은 자신의 소득을 증대시키기 위해 수요를 유인할 가능성이 있다.^{36) 37)} 그러나 의사가 과다하게 고용되었다고 해서 이것을 단순히 유인수요와 결부시키기에 우리나라의 현실을 좀 더 고려해야 할 필요가 있다. 종합병원에는 다양한 진료과목이 있으며, 각 진료과에 따라 환자의 수는 매우 다르다. 만약 효율성의 관점에서만 이것을 평가한다면, 환자의 수가 적은 진료과목의 의사는 고용하지 않는 것이 옳을지도 모른다. 하지만 의료서비스의 특성상 이러한 일은 불가능하다. 적은 수의 환자

36) 의사의 유인수요를 확인하고자 하는 실증연구들은 매우 많이 발표되었으나, 그 결과는 서로 다르다. Fuchs(1978), Rossiter and Wilensky(1984) 등의 연구에서는 의사의 유인수요가 존재하는 것으로 추정되었으나, Grytten et al. (1995), Grytten and Sorensen(2001)의 연구에서는 유인수요에 대한 증거를 찾을 수 없다고 하였다. 또한 Carlsen and Grytten(2000)의 연구에서는 의사수가 증가 할수록 소비자의 만족도가 증가한다고 주장하였으나, Jaegher and Jegers(2000)의 연구에서는 의사가 시장지배력을 가질 경우 환자들의 후생손실(welfare loss)이 발생한다고 하였다.

37) 이러한 결과는 Cowing and Holtmann(1983), Fournier and Mitchell(1992)의 연구 결과와도 일치한다.

라 하더라도 병원을 찾을 경우 치료를 해야만 하기 때문이다. 또한 특정 진료과목과 연계되어서 이루어져야 하는 의료서비스의 경우에는 비효율성과 상관없이 반드시 관련 전공 의사가 필요하기 때문에 의사수가 과다하게 나타날 수 있다. 따라서 이런 조건을 동시에 고려해 본다면, 현재 병원의 행태는 주어진 조건하에서 적응하기 위한 최적의 행태일 수도 있다.

의료기기고정자산

자본스톡인 의료기기고정자산도 통계적으로 유의미한 영향을 미치며, 양의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 즉, 우리나라의 평균적인 종합병원에서 의료기기를 많이 보유할수록 병원의 총비용이 증가한다는 것을 의미한다. 병원이 장기적인 균형과 효율성을 달성하려면 자본스톡이 음의 탄력성을 나타내야 한다. 그러나 본 추정결과에서는 양의 값을 가지며 매우 유의적인 것으로 나타났다. 이것은 ‘평균적인’병원이 균형을 이루고 있지 못하여, ‘평균적인’ 병원이 너무 많은 의료장비를 소유하고 있음을 보여주는 결과이다.³⁸⁾

고가의료장비의 과다한 보유와 병원의 비용상승은 의료의 질 경쟁 (quality competition) 과 의료장비경쟁 (Medical Arms Race; MAR) 에 연관시켜 설명할 수 있다. 의료의 질은 쉽게 감시 될 수 없기 때문에, 소비자들의 정보탐색비용이 상당히 높을 수 있다. 환자들은 자신의 탐색비용을 감소시키기 위해 면허 및 인증, 의료소송의 위험, 질 보증체계 등의 수단을 검색하는 선별과정 (screening) 을 거치려 할 것이다. 따라서 병원에서는 환자들에게 의료의 질을 대변할 수 있는 하나의 신호 (signaling) 로 간주 할 수 있는 고가의료장비를 과다하게 보유하려고 할 유인 (incentive) 을 갖게 되며, 이것이 의료장비경쟁 (MAR) 의 형태로 나타나며 병원의 비용을 상승시키는 큰 요인이 되는 것으로 볼 수 있다.³⁹⁾

그러나 병원이 균형을 초과하는 자원을 보유하고 있는 현상에 대하여, 조직론의 관점에서는 자연스러운 잉여자원 (slack resource) 의 보유로 볼 수도 있다.⁴⁰⁾ 효율

38) Cowing and Holtmann (1983) 의 연구에서도 본 연구와 유사한 결과를 보였으며, 미국 병원의 투자규제에 대하여 긍정적인 결론을 도출한 바 있다. Friedman and Pauly (1982), Fournier and Mitchell (1992) 의 연구에서도 병원의 투자규제인 필요명장 (Certificate-of-Need; CON) 의 시행은 병원의 비용절감에 효과가 있는 것으로 추정된 바 있다.

39) 이러한 의료장비경쟁 (MAR) 은 질 (quality) 적 수준의 선택이 사회적 최적수준을 초과하는 비가격경쟁의 대표적인 예로 제시된다 (정영호 외, 2004).

적인 병원은 잉여자원이 없는 상태를 뜻한다고 볼 수 있으나 실제 조직적인 관점에서 보면, 효율성이 항상 목표일 수는 없다. 병원의 과다한 장비보유는 효율적인 수준에 이르고 있지는 않지만 조직적인 측면에서 보면 하나의 자연스러운 현상으로도 해석할 수도 있다.

자동차보험환자수

민간보험환자의 대체변수로서 사용된 자동차보험환자수는 병원의 단기적인 총비용에 유의적인 양의 영향을 주는 것으로 추정되었다. 즉, 민간보험환자가 많을수록 병원의 비용은 상승하는 것으로 나타났다.⁴¹⁾

평균재원일수

평균재원일수는 병원의 비용과 양의 상관관계에 있으나 통계적으로 유의적이지 못하였다. 이러한 결과는 일반적인 예상과는 다른데, 재원일수가 길어질수록 그에 따른 여러가지 검사나 치료 등이 이어지게 되고 이것이 병원의 비용상승에 영향을 주는 것이 일반적이기 때문이다. 일반적으로 환자가 입원하게 되면, 입원 후 1주일 동안 의료서비스 제공량도 가장 많고 진료비도 가장 많이 부담하게 되며, 이 기간이 지나면 환자는 회복을 기다리는 기간이 된다. 병원이 제공해야 할 서비스도 감소하게 되며 환자가 부담하는 진료비는 입원료와 식대 및 간단한 처치료에 불과하다. 따라서 병원에서는 이익을 증대시키기 위해서 재원일수를 단축할 유인을 갖게 된다.⁴²⁾

또한 평균재원일수는 규모가 다른 병원간의 질병구성문제를 보정하기 위해 질병구성(case mix)의 대체변수로서 추가한 변수였다. 평균재원일수가 병원의 비용에 유의적이지 못한 것으로 판명된 이유는 아마도 연구에 사용된 전체 표본 중에서 절반 정도의 병원이 500병상 이상의 규모이기 때문으로 판단된다. 일반적으로 500병

40) 기업과 같은 조직에 있어서 구조조정과 같은 내부의 압력이나 정책변화와 같은 외부적인 압력에 대비하기 위하여 조직이 보유하고 있는 잠재적인 자원을 잉여자원(slack resource)이라고 한다(Bourgeois, 1981; Sharfman et al., 1988).

41) 안인환(1990)의 연구에서는 보험환자의 비율이 높을수록 병원의 수익에 악영향을 미치는 것으로 추정되었는데, 본 연구의 결과와 어느 정도 일치하고 있다.

42) 안인환(1990)의 연구에서는 재원일수가 증가할수록 병원의 수익은 감소하는 것으로 나타나고 있다.

상 이상의 병원에서는 질병구성(case-mix)의 형태가 비슷하기 때문이다.

시장의 경쟁정도

시장의 경쟁정도를 나타내는 허핀달 지수(Herfindahl-Hirschman Index)는 병원의 총비용과 음의 관계에 있으나 통계적으로 유의적이지 못하였다. 본 결과는 기존의 연구결과와는 사뭇 다른 결과이다. 일반적으로 많은 연구에서는 경쟁시장일수록 서비스의 중복투자 및 고기술 장비의 도입으로 인해 병원의 비용이 상승하는 것으로 밝혀져 있다. Carey(1997), Dranove et al. (1992), Fournier and Mitchell(1992) 등의 기존 연구에서도 모두 시장의 구조가 경쟁적일수록 병원이 비용이 증가하는 것으로 나타난 것과 비교해볼 때 기존의 연구와 일치하지 못하는 결과가 도출되었다.

이렇게 본 연구에서 허핀달 지수가 유의적이지 못한 이유로는 개별 종합병원이 전체 종합병원시장에서 차지하는 시장점유율이 매우 작고 서로간에 점유율의 큰 차이가 없기 때문으로 판단된다.

의사1인당임금, 간호사1인당임금

의사와 간호사의 1인당 임금은 단기적인 병원의 총비용에 영향을 주지 못하는 것으로 추정되었다.

IV. 규모의 경제

1. 방사형 규모의 경제

단기에 다산출 병원(multiproduct hospital)이 효율적으로 운영된다고 보기는 어렵다. 따라서 병원의 효율성을 검토하기 위해서는 규모의 경제를 측정할 필요가 있다. 병원과 같은 다산출 기업의 규모의 경제를 측정하는 방법으로는 다른 변수가 고정된 상태에서 모든 산출물이 동시에 변할 때, 총가변비용(total variable costs)의 변동을 반영하는 '방사형 규모의 경제(ray scale economies)'가 주로 사용되고 있다.⁴³⁾ 다산출 기업의 방사형 규모의 경제 추정식은 Panzar and Willig(1977), Caves et al. (1981)의 방법을 이용하기로 한다. Panzar and Willig(1977), Caves

et al. (1981)에서 도출된 다산출 비용함수에 대한 방사형 규모의 경제는 다음과 같다.⁴⁴⁾

$$S = \frac{(1 - \frac{\partial \ln SC}{\partial \ln K})}{\sum_i (\frac{\partial \ln SC}{\partial \ln Y_i})} \quad (4)$$

여기서 $i = 1, \dots, m$ 인 산출물이다. 위의 식 (2-4)에서 분자는 (1 - 비용에 대한 자본스톡의 탄력성)을, 분모는 비용에 대한 산출물 탄력성의 합이다. 이때의 자본스톡(K)은 단기적으로 바꿀 수 없는 병원의 고정투입물(fixed input)이 사용된다. 병원의 경우 대표적으로 병상수(bed), 고정자산(fixed asset) 등이 이용되고 있으며⁴⁵⁾, 본 연구에서는 병상수(BED)와 의료기기고정자산(MEDEQ)이 여기에 해당되므로 각각에 대하여 규모의 경제를 측정해 볼 수 있다.

식 (4)에서 $\frac{\partial \ln SC}{\partial \ln K}$ 를 ϵ_K 로 $\frac{\partial \ln SC}{\partial \ln Y_i}$ 를 ϵ_i 로 표기한다면 다음과 같은 식으로도 표현이 가능하다(Carey, 1997).

$$S = \frac{(1 - \epsilon_K)}{\sum \epsilon_i} \quad (5)$$

여기서 ϵ_K 는 고정요소의 탄력성을, ϵ_i 는 산출물의 탄력성을 의미한다.

43) 규모의 경제를 추정하는 또 다른 방법으로는 ‘특정 산출물에 대한 규모의 경제(product-specific economies of scale)’를 고려할 수 있다. 이 방법은 다른 모든 서비스, 투입물 가격, 의사수, 자본 등이 고정일 때 하나의 서비스의 한계비용(marginal cost)을 반영하는 방법이지만, 병원과 같이 동시에 다양한 산출물을 생산하는 다산출 기업(multiproduct firm)의 분석에는 적절치 않다. Carey(1997)는 ‘특정 산출물에 대한 규모의 경제’는 하나의 산출물에 대한 규모의 경제를 측정할 때 유용하지만, 다산출물에 대한 추정에 있어서는 산출물의 총비용을 과소추정하게 된다고 지적하고 있다.

44) 자세한 도출과정은 Panzar and Willig(1977), Caves et al. (1981), Braeutigam and Daughety(1983)을 참조.

45) 거의 모든 연구에서 고전적인 변수인 병상수를 이용하고 있으며, Fournier and Mitchell (1992)에서는 고정자산을 이용하고 있다.

식 (5)의 추정결과가 $S > 1$ 이면 규모의 경제(ray scale economies), $S < 1$ 이면 규모의 비경제(ray scale diseconomies)가 존재하고 있음을 의미한다. 만약 병원이 규모의 경제 영역에서 운영되고 있다면, 병원은 장기적으로 비용을 최소화시켜주는 최적설비(optimal capacity)의 조합을 선택한 것이 아니라 초과설비(excess capacity)를 보유하고 있다는 의미가 된다. 왜냐하면 장기평균비용곡선(long-run average cost curve)의 최저점이 장기적으로 비용을 극소화시켜주는 최적설비인데, 그 왼쪽 영역(장기평균비용곡선이 하락하는 부분)에서 생산이 이루어지고 있다는 것은 장기적으로 비용을 극소화시켜주는 수준보다 작은 규모에서 생산하는 것을 의미하기 때문이다.

병원과 같은 다산출물을 생산하는 경우의 규모의 경제는 방사형 규모의 경제를 이용하여 측정할 때 더욱 정확성이 높아진다. 따라서 최근에 발표되는 연구에서는 방사형 규모의 경제를 이용하여 규모의 경제 여부를 확인하고 있으며⁴⁶⁾, 본 연구에서도 방사형 규모의 경제식을 이용하기로 한다.⁴⁷⁾

2. 추정결과

방사형 규모의 경제 추정은 식 (5)에 의해 산출 할 수 있다. 규모의 경제는 병원의 규모를 나타내는 자본스톡 변수인 병상수(BED)와 의료기기고정자산(MEDEQ)을 통해 산출할 수 있으나, 비용함수의 추정에서 유의적인 변수로 밝혀진 의료기기 고정자산을 이용하여 산출하였다.

의료기기고정자산을 기준으로 병원의 규모의 경제를 산출한 결과 약 2.59로 나타

46) Fournier and Mitchell(1992), Gaynor and Anderson(1995), Carey(1997), 사공진(1998) 등의 연구에서 방사형 규모의 경제를 이용하고 있다.

47) 규모의 경제는 장기평균비용에 관한 개념이다. 따라서 단기총비용과 패널자료를 이용하여 장기의 균형을 논하는 것에는 한계가 있다. 이 문제는 사실 병원의 단기비용함수를 이용한 규모의 경제에 관한 분석에서 공통적으로 직면하는 이슈이다. 따라서 기존의 많은 선행연구에서는 단기비용함수를 추정하고 이를 확장하여 규모의 경제를 논의하고 있다. 대표적으로 Cowing and Holtmann(1983)의 연구에서는 병원의 단기비용함수를 이용하여 규모의 경제를 추정하였는데, 병원들이 일반적으로 장기균형상태에 있지 않기 때문에 횡단면 자료를 이용한 장기비용함수는 적절치 않다고 지적하였다. 그 외에 Bays(1980), Cowing and Holtmann(1983), Cowing et al.(1983), Vita(1990), Carey(1997) 등의 연구에서 단기비용함수의 추정을 이용한 규모의 경제에 대하여 논하고 있다.

나 우리나라의 종합병원은 규모의 경제를 달성하고 있는 것으로 나타났다. 이것은 병원이 초과설비(excess capacity)를 보유하고 있다는 의미이다. 즉, 병원은 장기적으로 비용을 극소화 시켜주는 최적설비를 달성하고 있지 못하며, 초과설비를 보유한 상태에 있다고 해석할 수 있다.⁴⁸⁾

그러나 병원이 장기적으로 평균비용을 극소화 시켜주는 가장 효율적인 최적설비를 달성하고 있지 못하고, 초과설비를 보유하고 있는 것이 효율성의 관점에서 반드시 비효율적이라고 말하기에는 조금 더 고려해야할 사항이 있다. 다음의 두 가지 경우를 고려하여 보기로 한다.

첫째, 병원은 의료서비스에 대한 수요가 불확실하므로 이에 대한 일종의 완충(buffer)적 설비를 보유하는 것이라 볼 수 있다. 병원은 불확실성이 증가할 때, 초과설비의 보유를 늘리기 때문에 병원의 비용이 증가한다는 기존의 연구와도 유사한 면이 있으며, 잉여자원(slack resource)을 보유하고 있는 이유와도 일치하고 있다.⁴⁹⁾

둘째, 우리나라의 병원산업은 완전경쟁시장(perfect competition)이나 독점시장(monopoly)으로 보기는 어려우며, 비가격경쟁을 하고 있는 독점적 경쟁시장(monopolistic competition)으로 볼 수 있다. 따라서 초과시설이 사라지려면 독점적 경쟁시장에 존재하는 의료시설의 수를 줄이든지 아니면 시장구조가 완전경쟁으로 바뀌어야 하는데, 어떤 경우든지 소비자는 독점적 경쟁시장의 특징인 차별화된 다양한 의료서비스를 소비할 수 있는 기회를 빼앗기게 된다. 따라서 독점적 경쟁시장의 비효율성은 소비자들이 차별화된 의료서비스를 소비할 수 있는데 대한 비용이라고 볼 수 있으며, 독점적 경쟁의 시장구조가 사회후생을 증가시키는지 아니면 감소시키는지 판단하기 위해서는 비효율성의 측면과 차별화된 다양한 의료서비스를 소비함으로써 얻는 후생적 이득을 비교하여야 한다.⁵⁰⁾

48) 이 결과는 Cowing and Holtmann(1983), Gaynor and Anderson(1995), Carey(1997), 사공진(1998)의 연구결과와도 일치하고 있다. Carey(1997)의 연구에서는 횡단면 자료를 이용하여 추정시에는 규모의 경제가 나타나지 않았으나, 패널자료를 이용했을 경우에는 규모의 경제효과가 발생함을 지적하면서 패널자료가 병원의 질적인 부분을 반영하고 있기 때문이라고 설명하였다.

49) Gaynor and Anderson(1995)의 연구에서는 확률적인 수요가 병원의 투입물 선택에 영향을 미치고 따라서 비용에 영향을 준다는 가설을 검증한 결과, 수요에 대한 예상이 높아질수록 수요에 대비한 초과설비(excess capacity)가 늘어나기 때문에 병원의 비용이 상승하는 것으로 밝혀졌다.

물론 비효율이 발생한다는 것은 가격이 한계비용과 일치하는 최선의 결과보다 못한 것이지만, 사실 병원의 초과설비 보유를 해결할 수 있는 손쉬운 방법은 없다. 만약 정부가 수가통제 등을 이용한 규제정책으로 차별화된 의료서비스를 공급하는 모든 의료기관을 규제한다면, 정부의 행정적인 부담은 엄청날 것이다. 또한 독점적 경쟁시장에 존재하는 병원들은 가격을 한계비용수준으로 낮추면 손실이 발생하게 된다. 따라서 정부는 결국 보조금을 지급해야만 하는 상황이 되고, 이를 위해 다시 세금을 거두는 것보다는 이러한 비효율을 두는 것이 더 나을지도 모른다.

V. 결 론

본 연구는 2000년에서 2003년 까지 우리나라 57개 종합병원의 패널자료를 이용하여 병원의 비용함수를 추정하고 규모의 경제성 여부를 확인하여 보았다. 단기적으로 병원의 비용에 영향을 주는 요인으로는 병원의 산출물인 입원환자수와 외래환자수가 양의 상관관계를 갖는 것으로 확인되었다. 산출물 변수는 개별 변수가 비용에 직접적으로 영향을 줄뿐만 아니라 간접적으로도 상관관계가 있는 것으로 나타나 병원의 비용에 매우 강력한 영향을 미치는 것으로 판단된다. 요소가격 변수인 의사와 간호사의 1인당임금은 단기적으로는 병원의 비용에 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 단기적인 고정투입물 변수에서는 등록 의사수와 의료기기고정자산이 양의 상관관계를 갖는 것으로 밝혀졌다. 특히 의료기기고정자산은 간접적으로도 병원의 비용과 상관관계를 갖는 것으로 확인되었다. 그 외에 민간보험환자수의 대체변수(proxy variable)로 사용된 자동차보험환자수가 양의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다.

규모의 경제성 유무에서는 유의적인 고정투입물로 확인된 의료기기고정자산을 이용하여 추정한 결과 규모의 경제가 있는 것으로 확인되었다. 따라서 우리나라의

50) 물론 이러한 견해에도 반론이 있을 수 있다. 첫째, 우리나라의 병원시장에서 차별화된 다양한 의료서비스가 공급되기 보다는 병원간의 과도한 경쟁으로 인하여 비슷비슷한 의료서비스가 공급되므로 후생의 증가보다는 손실이 크다고 고려해 볼 수 있을 것이다. 둘째로, 다양한 의료서비스의 공급이 아니라 SAV(Small Area Variation)의 현상일 수도 있다는 점이다. 즉, 의사들의 질병에 대한 불완전한 정보로 인하여 소규모 지역간에 진료의 행태가 다르게 나타날 수도 있다는 점인데, SAV가 부적절한 영향을 미치는지 아니면 전체적인 후생을 증대시키는지 에 대해서는 확실하지 않다.

종합병원은 단기적으로 고정투입물에 대하여 초과설비 혹은 유휴설비를 보유하고 있으며, 비용을 극소화시켜주는 최적설비 수준에서 투입물 조합을 선택하지 않는 것으로 밝혀졌다. 그러나 보건의료부문의 특성을 고려하여 본다면 다음과 같은 이유에서 병원의 초과설비와 유휴설비의 보유를 효율성의 관점에서 단순히 비난하기는 어려울 것으로 보인다. 첫째, 경제학의 독점적 경쟁이론에 근거하여 현재 독점적 경쟁상태에 놓여있는 병원들은 비가격 경쟁에 직면하고 있다고 볼 수 있으므로, 차별적인 서비스를 제공하는데 들어가는 비용만큼이 비효율로 나타난다고 볼 수 있다. 둘째, 의료서비스에 대한 수요는 예측이 불가능하다. 따라서 병원은 예측 불가능한 수요에 대비하여 초과설비를 보유하고 있는 것으로 판단된다.

그러나 이러한 결과에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계점을 갖는다. 첫째는 본 연구가 사용한 자료는 가장 공신력이 있는 자료이기는 하지만 신뢰성에 대한 문제가 있다. 패널자료 수집에 강제성이 없고 객관적인 검증과정을 거치지 못하고 있어 신뢰성에 대한 문제가 항상 제기되고 있다. 특히 임금과 채무에 관련된 자료는 그 문제가 더욱 심각하다. 본 연구에서도 이러한 문제를 최소화하기 위하여 임금변수를 산출함에 있어 규모별 1인당 평균임금을 사용하였으며, 이로 인해 추정의 편기가 발생할 가능성이 있다.

둘째, 본 연구에서 사용된 자료는 가장 최근의 병원환경을 보여주는 자료이지만, 의약분업의 영향이 매우 짙게 반영되어 있을 수 있다. 즉, 급격한 환경변화에 병원들이 제대로 적응하지 못한 기간의 자료이므로, 병원의 재무구조 등에 관련된 자료를 이용하여 추정시에 병원의 비용과 비효율성이 과다하게 추정될 가능성을 내포하고 있다. 이러한 문제점은 추후 의약분업의 영향을 충분히 흡수할 만한 시간이 지난 후에 병원의 자료를 이용하여 추정한다면 해결될 것으로 판단된다.

셋째, 각 병원의 MRI나 CT의 보유대수에 대한 정확한 자료를 확보하지 못하여 과다한 자본투자에 대한 분석을 하면서도, 대체변수로 의료기기고정자산 항목을 이용하였다는 점이다.

■ 참 고 문 헌

1. 김진현 · 장동민, “종합병원의 최적규모에 관한 실증분석,” 『대한보건협회지』, 제18권, 제2호, 1992.
2. 박수범, “우리나라 병원의 비용함수 추정과 효율성에 관한 연구,” 연세대학교 대학원 박사학위 논문, 2005.
3. 사공진 · 김민석, “우리나라 병원비용함수의 추정에 대한 Panel분석,” 『보건경제연구』, 제4권, 1998.
4. 안인환, “종합병원급 의료기관의 최대이익 병상규모 추계에 관한 연구,” 서울대학교 대학원 석사학위논문, 1990.
5. _____ · 양동현, “DEA모형을 이용한 종합병원의 효율성 측정과 영향요인,” 『병원경영학회지』, 제10권, 제1호, 2005.
6. 오영호, “우리나라 고가의료장비의 분포와 정책방향,” 『보건복지포럼』, 제78호, 한국보건사회연구원, 2003.
7. 이희원, “공공병원과 민간병원의 운영성과에 관한 비교분석,” 연세대학교 대학원 박사학위논문, 2004.
8. 전기홍 · 조우현 · 김양균, “우리나라 병원의 규모의 경제에 관한 연구,” 『보건행정학회지』, 제4권, 제1호, 1994.
9. 정영호 외, 『보건의료시장의 특성과 문제점 및 제도개선 방향-공급자 형태분석 및 전문가 인식 조사를 중심으로-』, 한국보건사회연구원 연구보고서, 2004.
10. 정형선 · 이재현, “OECD기준에 따른 국민의료비의 추계를 통해 본 의약분업 전후 우리나라의료비의 구조변화,” 『보건경제연구』, 제9권, 제2호, 2003.
11. 한국보건산업진흥원, 『2001 병원경영분석』, 2002.
12. 함시창, “의약분업에 따른 병원 경영효율성 추이 분석,” 『의약분업제도 성과분석 및 개선방안-환자 및 의료공급자의 행태변화를 중심으로-』, 한국보건사회연구원, 2002.
13. Bays, C., “Specification Error in the Estimation of Hospital Cost Functions,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, No. 2, 1980.
14. Braeutigam, Ronald R. and Andrew F. Daughety, “On the Estimation of Returns to Scale Using Variable Cost Functions,” *Economics Letters*, Vol. 11, No. 1, 1983.
15. Brown, Randall S., Douglas W. Caves and Laurits R. Christensen, “Modelling the Structure of Cost and Production for Multiproduct Firms,” *Southern Economic Journal*, Vol. 46, No. 1, 1979.
16. Carey, Kathleen, “A Panel Data Design for Estimation of Hospital Cost Functions,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 3, 1997.
17. _____, and James F. Burgess JR., “On Measuring the Hospital Cost/Quality Trade-off,” *Health Economics*, Vol. 8, 1999.
18. Carlsen, Fredrik and Jostein Grytten, “Consumer Satisfaction and Supplier Induced Demand,” *Journal of Health Economics*, Vol. 19, No. 5, 2000.
19. Caves, D.W., Christensen, L.R. and Swanson, J. A., “Productivity Growth, Scale Economies, and Capacity Utilization in U.S. Railroads, 1955-74,” *The American*

- Economic Review*, Vol. 71, No. 5, 1981.
20. _____, _____, and M.W. Tretheway, "Flexible Cost Functions for Multiproduct Firms," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, No. 3, 1980.
 21. Conrad, Robert F. and Robert P. Strauss, "A Multiple-Output Multiple-Input Model of Hospital Industry in North Carolina," *Applied Economics*, Vol. 15, No. 3, 1983.
 22. Cowing, Thomas G. and Alphonse G. Holtmann, "Multiproduct Short-Run Hospital Cost Functions: Empirical Evidence and Policy Implications from Cross-Section Data," *Southern Economic Journal*, Vol. 49, No. 3, 1983.
 23. _____ and S. Powers, "Hospital Cost Analysis: A Survey and Evaluation of Recent Studies," *Advances in Health Economics and Health Service Research*, Vol. 4, 1983b.
 24. Cremieux, P. and P. Ouellette, "Omitted Variable Bias and Hospital Costs," *Journal of Health Economics*, Vol. 20, No. 2, 2001.
 25. Dranove, D., M. Shanley and C. Simon, "Is Hospital Competition Wasteful?," *The RAND Journal of Economics*, Vol. 23, No. 2, 1992.
 26. Evans, Robert G., "Behavioral Cost Functions for Hospitals," *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 4, No. 2, 1971.
 27. Fournier, G. and J. Mitchell, "Hospital Cost and Competition for Service: A Multiproduct Analysis," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, No. 4, 1992.
 28. Frech, H. and P. Ginsburg, "The Cost of Nursing Home Care in the United States: Government Financing, Ownership, and Efficiency," in Gaag, J. and M. Perlman, *Health, Economics, and Health Economics*, North-Holland, 1981.
 29. Friedman, B., and M. Pauly, "Cost Functions for a Service Firm with Variable Quality and Stochastic Demand : The Case of Hospital," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, No. 4, 1981.
 30. Fuchs, Victor R., "The Supply of Surgeons and the Demand for Operations," *The Journal of Human Resources*, Vol. 13, 1978.
 31. Gaynor, M. and G. Anderson, "Uncertain demand, Structure of Hospital Cost and the Cost of the Hospital Beds," *Journal of Health Economics*, Vol. 14, No. 3, 1995.
 32. Grannenmann, T.W., R.W. Brown, and M.V. Pauly, "Estimating Hospital Costs : A Multiple Output Analysis," *Journal of Health Economics*, Vol. 5, No. 2, 1986.
 33. Grytten, Jostein, Fredrik Carlsen and Rune Sorensen, "Supplier Inducement in a Public Health Care System," *Journal of Health Economics*, Vol. 14, No. 2, 1995.
 34. _____, and Rune Sorensen, "Type of Contract and Supplier-Induced Demand for Primary Physicians in Norway," *Journal of Health Economics*, Vol. 20, No. 3, 2001.
 35. Jaegher, Kris D. and Marc Jegers, "A Model of Physician Behaviour with Demand Inducement," *Journal of Health Economics*, Vol. 19, No. 2, 2000.
 36. Jenkins, Alexander W., "Multiproduct Cost Analysis: Service and Case-type Cost Equations for Ontario Hospitals," *Applied Economics*, Vol. 12, No. 1, 1980.
 37. Lave, J. and L. Lave, "Hospital Cost Functions," *The American Economics Review*, Vol. 60, No. 3, 1970.

38. Newhouse, Joseph P., "Health Economics and Econometrics," *The American Economic Review*, Vol. 77, No. 2, Papers and Proceedings of the Ninety-Ninth Annual Meeting of the American Economic Association, 1987.
39. _____, "Medical Care Costs: How Much Welfare Loss?," *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 6, No. 3, 1992.
40. OECD, *Reviews of Health Care Systems-Korea-*, OECD, 2003.
41. Panzar, John C. and Robert D. Willig, "Economies of Scale in Multi-Output Production," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 91, No. 3, 1977.
42. Rossiter, Louis and Gail R. Wilensky, "Identification of Physician-Induced Demand," *The Journal of Human Resources*, Vol. 19, No. 2, 1984.
43. Santerre, R. and S. Neun, *Health Economics: Theories, Insights, and Industry Studies*, Irwin, 1996.
44. Vita, M.G., "Exploring Hospital Production Relationship with Flexible Functional forms," *Journal of Health Economics*, Vol. 9, No. 1, 1990.
45. Vitaliano, D.F., "On the Estimation of Hospital Cost Functions," *Journal of Health Economics*, Vol. 6, No. 4, 1987.
46. Wooldridge, Jeffrey M., *Introductory Econometrics*, 2nd Edition, Thomson South-Western, 2003.

Estimation of Short-run Hospital Cost Function and Economies of Scale

Soo-Bum Park* · Tae-Kyu Park**

Abstract

The purpose of this study is to estimate the hospital cost function and to check the efficiency of hospital investment based on the cost function estimation. For this purpose, this study uses a four-year panel data from 2000 to 2003 of 57 Korean general hospitals. For the short-run cost function estimation, we use the multi-product translog cost function and fixed effect model. For evaluating the scale economy of hospitals, ray scale economies were used.

In the short run cost function estimation, number of inpatients, number of outpatients, number of admitting physicians, fixed assets of medical equipment, and number of car insurance related patients are found to be significantly increasing hospital costs. Calculation of ray scale of economies using short-run cost function estimation shows that Korean general hospitals have been operating within the area of scale economies, and it has been found that hospitals possess excess capacity rather than optimal capacity.

Key Words: short-run hospital cost function, ray scale economies

* Researcher, Department of Healthcare Industry, Korea Health Industry Development Institute

** Professor, School of Economics, Yonsei University