

의료급여비용 증가에 공급자 유인효과가 미치는 영향

신현웅¹ · 윤장호² · 노연홍³ · 여지영¹

¹한국보건사회연구원, ²오리건주립대학교 보건과학대학, ³가천대학교 메디컬캠퍼스

The Impact of Supplier Induced Demand on Increase in Medical Aid Expenditure

Hyunwoung Shin¹, Jangho Yoon², Yunhong Noh³, Ji-Young Yeo¹

¹Korea Institute for Health and Social Affairs, Seoul, Korea; ²College of public health and health science, Oregon State University, Corvallis, USA; ³Medical Campus, Gachon University, Incheon, Korea

Background: A need arises to efficiently control health expenditure for medical aid due to a sharp increase in medical aid expenditure. This study experimentally analyzes the impact of physician behavior on medical use for medical aid beneficiaries using supplier induced demand (SID) theory.

Methods: This study looks into analyze SID effect using expenditure factor analysis of medical aid for the years between 2003 and 2010 in comparison with health insurance. Moreover, this study analyzes the existence and scale of SID using econometrics modeling with panel data on 16 cities and provinces's health expenditure data for medical aid from 2003 1/4 to 2010 4/4.

Results: This study finds that the growth rate of visit days per capita and treatment amount per visit days for medical aid is higher than health insurance. Furthermore, the result of econometrics modeling analysis shows the existence of SID in general hospital, hospital, clinic, oriental clinic.

Conclusion: In order to efficiently control expenditure for medical aid, it is required to reinforce macro polices such as the introduction of 'target management' and micro policies such as the strengthen of management on medical institutes in the perspective of suppliers as well as regulations of demanders.

Keywords: Supplier induced demand; Health expenditure; medical aid; Instrumental variable model

서 론

1977년 의료보험제도 도입 당시 사회의료보험제도와 분리되어 시행되어 오던 의료보호제도는 2000년 국민기초보장제도가 만들어지면서 의료급여라는 명칭으로 제도화되었다[1]. 의료급여제도는 '생활유지 능력이 없거나 생활이 어려운 저소득 국민의 의료문제를 국가가 보장하는 공공부조제도로 지난 35여 년간 우리사회의 취약계층에게 최소한의 의료보장을 제공하는데 있어 절대적인 역할을 수행하여 왔다[2]. 정부는 2000년 국민기초생활보장법 시

행 이후 의료안전망으로서 의료급여제도의 역할 강화를 위해 의료급여 수급자격과 급여의 포괄성 및 층분성을 확대하는 정책을 추진해왔다. 하지만 이러한 사각지대 축소 및 보장성강화정책으로 인해 의료급여제도가 외형적으로 급격하게 성장한 반면, 제도의 효율적 관리체계가 함께 구축되지 않으면서 의료급여 총 진료비가 급증하기 시작하였다. 2002년 의료급여 수급권자 1인당 진료비는 137만 원에서 2005년 192만 2천 원으로 3년간 1.4배, 1인당 진료일수는 174일에서 219일로 1.3배 증가하면서, 건강보험 가입자 대비 진료비는 2.5배, 진료일수는 1.8배에 이르렀다[3].

Correspondence to: Jangho Yoon
College of Public Health and Human Sciences, Oregon State University, 464 Waldo Hall,
Corvallis, OR 97331, USA

Tel: +1-541-737-3839, Fax: +1-541-737-4001, E-mail: jangho.yoon@oregonstate.edu
*본 논문은 2012년 진행된 한국보건사회연구원과 보건복지부의 '의료급여 공급자 진료행태 분석 및 개선방안' 연구의 일부를 활용하여 작성되었다.

Received: December 23, 2013 / Accepted after revision: March 24, 2014

© Korean Academy of Health Policy and Management

© It is identical to the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0>) which permit unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

이에 따라 정부는 2006년 ‘의료급여혁신 종합대책’ 수립을 시작으로 지속적인 제도 모니터링 등을 통해 진료비 증가율을 일정수준으로 유지하기 위한 정책방안을 마련하였다. 하지만 의료급여혁신 종합대책은 의료급여 1종 대상자에 대한 본인부담제 도입, 선택병원제 실시, 의료급여일수 사전연장승인제도 시행, 사례관리 강화, 대상자 선정 및 자력관리체계 정비 등 주로 수요자 측면에서 의료이용을 제한하는 조치가 중심을 이루었다. 반면 공급자 측면에서는 의료급여 진료비 심사 및 현지실사 강화라는 소극적인 방안만을 제시하는데 그쳤다. 시민단체에서도 혁신대책이 너무 수요자 측면에 치우쳐 있어 공급자에 대한 근본적 대책 마련이 추가될 필요가 있다고 주장하였다[4].

보건의료제공자는 의사-환자 간의 ‘정보의 비대칭성’을 이용하여 환자의 최선의 이익이 아닌 자신들의 경제적 이익을 위해 불필요한 의료서비스 수요를 야기하는 비합리적 대리인으로 행동할 경제적 유인이 있다[5,6]. 보건경제학 분야에서는 이러한 공급자의 비합리적 행태를 ‘공급자 유인수요(supplier-induced demand)’이론으로 설명하고 있다. Roemer [7]는 인구 천 명당 병상 수와 입원일수 사이의 양의 상관관계를 확인하고 ‘병상을 만들면 다 채워진다(a bed built is a bed filled)’라는 Roemer의 법칙에 의해 의료공급 증가가 의료이용량의 증가를 야기한다고 설명하였다. 공급자 유인수요 이론의 근원이 된 Roemer의 법칙 이후, 다양한 실증분석을 통해 공급자 유인수요에 대한 많은 근거들이 제시되어 왔다.

특히 의료급여제도는 수요자 측면에서는 건강보험 적용인구에 비해 본인부담률이 낮아 경제적 부담 없이 진료를 받을 수 있는 유인이 있는 한편, 공급자 측면에서는 환자의 비용부담을 크게 의식하지 않고 진료를 유인할 가능성이 있음에 따라 공급자 유인수요가 건강보험제도에 비해 더 강하게 작용할 유인이 있으므로 공급자 진료행태 개선에 대한 보다 강력한 제도 마련이 필요한 실정이다.

따라서 본 연구에서는 공급자 유인수요 이론을 활용하여 의료급여 수요량 증가에 영향을 미치는 공급자 요인을 찾아 공급자 측면에서의 의료급여 진료비의 효율적 관리방안 마련을 위한 기초자료를 제시하고자 한다. 이를 위한 구체적인 목적은 첫째, 의료급여의 적용인구당 내원일수와 내원일당 진료비 변화양상을 파악하고, 둘째, 계량경제학 이론을 적용한 공급자 유인수요모형을 활용하여 의료기관 및 의료서비스 종류별 의료급여 공급자 유인수요 여부와 그 크기를 확인하고자 한다.

이론적 고찰 및 선행연구

1. 공급자 유인수요 이론

Jurges [8]은 의료이용을 4단계의 과정으로 설명하였다. 먼저 의사가 의료서비스를 제공할 지역을 선택하고, 환자가 의료이용(초진)을 선택하고, 의사가 추가적인 의료이용(재진)을 권고하고, 최종적

으로 환자가 의사의 권고를 준수할지 결정한다. 즉 의료서비스 수요는 소비자에 의해 독립적으로 결정되는 것이 아니라 의료공급자에 의해서도 결정될 수 있다. ‘공급자 유인수요’는 이러한 의료공급자의 진료행태를 설명하는 가설 중 가장 보편적인 이론으로 최근 보건경제학적 측면에서 진료비 증가의 주요 요인으로 논의되고 있다.

공급자 유인수요는 다양하게 정의되고 있는데, Roemer [7]는 ‘병상을 만들면 다 채워진다(hospitals once provided tend to be used)’는 ‘Roemer의 법칙(Roemer’s law)’에 의해 의료공급증가가 의료이용량의 증가를 야기한다고 설명하였다. Arrow [9]는 보건의료 시장에 참가하는 여러 주체들 사이에는 정보의 격차가 존재하는데, 이러한 환자와 의사 간의 ‘정보의 비대칭성(information asymmetry)’으로 인해 공급자 유인수요가 발생한다고 설명하였다. Evans [10]는 의사들이 목표소득을 정해놓고 실제소득이 목표치보다 감소하였을 때 환자의 의료서비스 이용을 유인하여 목표소득을 달성하기 위해 노력하는 것을 의미하는 ‘목표소득가설(target income hypothesis)’을 이용하여 공급자 유인수요 이론을 설명하였다.

Richardson [11]은 공급자 유인수요를 ‘좋은 싫든 환자의 수요곡선을 오른쪽으로 이동시키는 의사들의 능력(shift in the demand curve)’이라고 정의하였다. 즉 정보의 비대칭성으로 인해 의사들이 환자의 수요곡선을 이동시킬 수 있기 때문에, 반대로 수요곡선을 왼쪽으로 이동시키는 것 역시 공급자 유인수요로 간주될 수 있다고 해석하였다. Feldstein [12]은 공급자 유인수요를 의사가 자신의 경제적인 이익을 위하여 환자의 의료서비스 이용량을 변화시키는 것으로 정의하였는데, 이는 의료공급자가 자신의 소득을 증가시키기 위해 환자의 의료이용량을 증가시킬 수 있다는 측면에서 의료시장의 특성을 반영하고 있다고 설명하였다.

Labelle 등[13]은 기존 연구가 의사가 유인하는 양에만 초점을 맞추고 있으며, 건강결과(health outcome)를 비롯한 유인으로 인한 결과물을 무시하고 있음을 지적하고, 만약 환자가 의사와 같은 정보를 가지고 있다면 환자가 제공받기를 원하지 않았을 의료수요라고 하더라도 결과적으로 환자의 건강상태에 긍정적인 영향을 주었으면, 이는 환자의 건강에 대한 의사의 책임이 반영된 적절한 대리인의 역할을 수행한 것으로 간주할 수 있다고 설명하였다. 하지만 만약 환자의 건강결과에 어떠한 긍정적인 변화가 없거나 오히려 악화된다면 이것이 바로 ‘문제가 되는 공급자 유인수요’라고 해석하였다.

2. 재정적 인센티브가 공급자 진료행태에 미치는 영향

환자들은 의사가 질병의 원인과 결과에 대해 더 많은 정보를 갖고 있기 때문에 임상적 결정을 의사에게 위임하게 된다. 이때 아무리 적은 재정적 인센티브라고 할지라도 공급자의 진료행태에 영향을 미치게 된다[14,15].

재정적 인센티브가 의사들의 행동에 미치는 영향을 조사한 실증 연구는 무작위 실험(randomized trials), 동일질병 연구(same-dis-

ease studies), 동일의사 연구(same-physician studies)의 세 가지 유형으로 크게 구분된다. Manning 등[16]은 RAND (Research and Development)에서 실시한 실험으로, 재정적 인센티브가 의사들의 행동에 미치는 영향을 연구한 대표적인 무작위 실험연구인데, 전통적인 행위별 수가제에 비해 건강유지조직(Health Maintenance Organization)에 참여하는 의사들의 재원일수와 진료비 지출이 적음을 확인하였다.

동일질병 연구는 상이한 재정적 인센티브 제도를 갖고 있는 의사들의 치료결정에 대해 분석하는 방법으로, Epstein 등[17]이 행위별 수가제로 개원하는 10명, 선불 지불제로 집단개원을 하는 17명 등 모두 27명의 내과 전문의들의 진료행위를 연구하였는데, 행위별 수가제하에서 치료받는 환자들이 선불 지불제도하에서 치료받은 환자들에 비해 심전도 검사를 50% 더 많이 받았음을 확인하였다.

동일의사 연구는 의사들마다 진료행태에 큰 차이를 가지고 있기 때문에, 행위별 수가제 환자의 의사들과 관리의료 환자의 의사들을 비교하는 방법을 통해 결과에 부정확한 영향을 미치는 많은 편차의 원인들을 통제할 수 있다는 점에서 위의 두 가지 방법과 비교할 때 장점이 있다. Welch 등[18]과 Murray 등[19]은 의사들이 선불 지불제 의료보험에 가입한 환자보다 행위별 수가제 의료보험에 가입한 환자를 치료하는 데 더 많은 서비스를 사용했음을 확인하였다.

3. 공급자 유인수요 선행연구

공급자 유인수요에 대한 선행연구들은 주로 의사밀도(density)의 변화나 보상체계의 변화에 대한 의사들의 대응에 초점을 맞추고 있다. 의사밀도 변화에 따른 공급자 유인수요를 실증적으로 분석한 연구의 시초는 Shain과 Roemer [20]의 연구로 인구 천 명당 병상수와 입원일수 사이에 매우 강한 양의 상관관계가 있음을 확인하였다.

Fuchs [6]는 1963년과 1970년 미국 22개 대도시에서 외과 의사 공급의 변화가 준 영향을 연구했는데, 외과 의사 수가 10% 증가할 때, 외과 수술량이 3%만큼 증가함을 확인하였다. Cromwell과 Mitchell [21]은 유사하지만 좀 더 향상된 데이터를 이용해서 Fuchs [6]와 유사한 결과를 재확인하였으며, 특히 인구당 외과 의사 수가 많은 지역이 적은 지역과 비교해 공급효과가 큰 것을 확인하였다.

Carlsen과 Grytten [22]의 연구와 Sorensen과 Grytten [23]의 연구에서는 의사밀도가 의사당 환자 수에 음의 영향을 미친다는 연구결과를 제시하였으며, Grytten 등[24]은 의사밀도가 인구 1인당 진료비에 양의 방향으로 유의한 영향을 미쳤음을 확인하였다. Delattre와 Dormont [25]는 1979-1993년간의 프랑스 외과 의료이용자료를 분석하여 의사 수의 증가가 환자들의 서비스 이용량의 증가와 유효한 상관관계가 있음을 확인하였으며, 이와 유사하게, Roberfroid 등[26]은 벨기에에서의 의사밀도 증가가 의사당 총 방문 수 증가와 유효한 상관관계가 있음을 확인하였다.

의사밀도 변화에 따른 공급자 유인수요를 실증적으로 분석한 국

내 연구를 보면, Kim [27]이 건강보험자료를 이용하여 의원을 대상으로 의원밀도 증가와 의료이용량의 관계를 분석하였는데, 지역단위분석에서 의원밀도와 의료이용 간의 양의관계를 확인하였으며, 의원단위분석에서는 경로분석을 통해 초진환자 수를 매개하여 유인수요가 발생하는 것을 확인하였다. Park [28]은 허핀달—허쉬만 지수(Herfindahl-Hirschman Index)를 이용하여 의료기관의 경쟁 증가가 의료이용 증가에 미치는 영향을 분석하였는데, 병원의 경쟁 증가와 재원일당 평균 진료비 증가 간의 양의 상관관계가 있음을 확인하였으며, 이와 유사한 방법으로 Sakong과 Kwon [29]은 국공립 의료기관과 의원에서 공급자 유인수요가 존재함을 확인하였다. 한편 보상체계의 변화에 대한 공급자 유인수요에 대한 연구는 주로 진료비 지불제도의 차이 및 변화에 대한 연구가 대중을 이룬다.

Hickson 등[30]은 환자들이 그들의 의사 보수방식에 대해 모르게 한 후, 소아과 레지던트를 봉급제와 행위별 수가제로 구분하여 무작위로 환자에게 배정하여 의료이용량의 차이를 분석하였는데, 연구결과, 행위별 수가제로 지급받는 의사들이 환자당 재진 권유빈도가 더 많았으며, 실제로 더 많은 환자를 진료하였다. Krasnik 등 [31]은 덴마크 코펜하겐에서 ‘인두제’에서 ‘행위별 수가제와 인두제 혼합 지불제도’로 변화한 효과를 6개월, 1년 후에 각각 측정하였는데, 6개월 후에 측정하였을 때는 방문횟수가 증가한 것을 확인하였다. 다만 의사의 개인수준에서 가용한 자료가 없어 통합자료가 사용되어 의사의 진료행태에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들을 통제할 수 없었던 한계로 1년 후에는 유의미한 증가를 확인할 수 없었다고 설명하였다.

한편 Madden 등[32]은 1989년 아일랜드의 진료비 지불제도가 행위별 수가제에서 인두제로 변화한 효과를 측정하기 위하여 환자의 자기기입 데이터를 사용했는데, 환자 방문횟수에 유의미한 차이를 확인할 수 없었다. 보상체계 변화에 따른 공급자 유인수요를 실증적으로 분석한 대부분의 국내연구는 ‘비급여 서비스의 급여화’ 효과를 분석한 연구이다. Moon [33]은 computed tomography (CT)의 급여화 이후 CT보다 magnetic resonance imaging (MRI) 공급자 유인수요효과가 증가하는 것을 확인하였으며, Shin [34]은 MRI의 급여화가 MRI 검사비에 미치는 영향을 분석하였는데, MRI의 급여 부분보다 비급여 부분에서 서비스 강도가 더욱 크게 증가한 것을 확인하였다. 이처럼 비급여 서비스의 급여화로 인해 해당 서비스의 공급자 유인수요효과는 감소하는 경향을 보였지만, 반면 해당 서비스를 대체할 수 있는 비급여 서비스에 대한 공급자 유인수요의 크기가 증가하는 것을 확인하였다.

이와 같이 공급자 유인수요이론은 많은 국내외 선행연구들의 지지를 받고 있다. 하지만 아직까지 방법론적으로 합의를 이룬 것이 아니므로 보건경제학 측면에서 연구방법과 결과에 대한 지속적인 논의가 이루어지고 있다. 따라서 본 연구에서는 기존 선행연구에서 지적된 방법론적 한계를 보완한 분석모형을 통해 의료급여 공급자

의 진료행태를 진단해보고자 한다.

방 법

1. 분석방법

본 연구는 의료급여 공급자의 진료행태를 분석하기 위해 첫째, 진료비 요인분해를 통해 의료급여 공급자 진료행태 및 변화양상을 파악하였다. 둘째, 계량경제학모형을 적용한 공급자 유인수요모형을 설계하여 의료기관 및 의료서비스 종류별 공급자 유인수요 여부와 크기를 산출하였으며, 공급자 유인수요 크기와 의료급여 적용인구당 의료기관 수를 곱하여 진료 양의 증가에 대한 공급자 유인수요가 미친 영향의 크기를 산출하였다.

2. 진료비 요인분해를 통한 의료급여 공급자 진료행태 변화양상 분석

본 연구에서는 의료급여 진료비에 영향을 미치는 공급자 유인을 파악하기 위하여 국민건강보험공단의 의료급여 진료비자료와 건강보험심사평가원에서 공시하는 진료비 통계자료를 이용하여 진료비 요인분해를 실시하였다. 진료비는 다음과 같이 요인별로 세분화할 수 있다.

$$\text{Formula 1: 진료비} = \text{적용인구} \times \text{적용인구당 진료비}$$

Formula 1과 같이 진료비 증가는 적용인구가 늘어남으로써 진료비가 증가하는 것과 대상자 1인당 쓰는 진료비가 증가하는 부분으로 세분화할 수 있다. 적용인구가 늘면 진료비를 쓰는 대상자가 늘어나기 때문에 이로 인한 진료비의 절대규모 증가분이 발생한다. 진료비요소 중 적용인구당 진료비를 진료 양의 증가와 진료 강도의 증가로 구분하여 더 세분화하면 formula 2와 같다.

$$\text{Formula 2: 진료비} = \text{적용인구} \times \text{수진율} \times \text{건당 진료비}$$

수진율은 적용인구당 진료건수를 의미하는 것으로 진료 양의 증가 척도로 볼 수 있고, 건당 진료비는 진료 1건당 발생한 진료비로 진료 강도를 나타내는 척도로 볼 수 있다. 전통적으로 의료이용량을 판단하는 척도로는 수진율을 많이 사용하였다. 하지만 수진율은 일반적으로 적용대상자가 1년에 의료기관을 이용한 진료건수로 1년에 적용대상자가 질병에 걸린 횟수를 나타내는 의료사고 발생 확률을 의미하는데, 현재 의료급여통계나 건강보험통계에서 사용하고 있는 진료건수는 의료기관이 청구하는 청구 건으로 파악되고 있어 동일 질환이 청구기간에 따라 여러 건으로 분리하여 청구될 수 있다는 한계를 가지고 있다. 수진율이 가지고 있는 이와 같은 한계로 인해 수진율을 대체할 지표로 입·내원율을 사용할 수

있으며, 이를 반영한 진료비 세분화 식은 formula 3과 같다.

$$\text{Formula 3: 진료비} = \text{적용인구} \times \text{적용인구당 입} \cdot \text{내원일수}(\text{입} \cdot \text{내원율}) \times \text{입} \cdot \text{내원일당 진료비}$$

수진율을 대신하여 의료이용량을 판단하는 다른 척도로 입·내원율을 사용하고 있는데, 입·내원율은 적용대상자가 1년에 의료기관을 방문 또는 재원한 일수를 의미하는 것으로 연간 입·내원일수를 기준으로 하여 청구의 양태에 영향을 받지 않아 의료이용량을 측정하는 유용한 척도이다. 건당진료비를 대신할 의료이용 강도를 나타내는 지표는 의료기관에 방문 또는 입원한 일당 투입된 진료비의 크기인 입·내원일당 진료비이다. 본 연구에서는 의료급여 공급자의 진료행태 변화양상을 파악하기 위해 지난 8년간 의료급여의 적용인구당 내원일수와 내원일당 진료비 변화를 의료서비스 종류별로 구분하여 분석하였다.

3. 계량경제학모형을 통한 공급자 유인수요분석

본 연구에서는 공급자 유인수요 여부 및 그 정도의 크기를 측정하기 위하여 국민건강보험공단의 의료급여통계연보를 사용하여 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주 지역을 포함한 총 16개 지역의 2003년 1/4분기부터 2010년 4/4분기까지 총 32분기 자료로 횡단면자료와 시계열자료가 결합된 패널데이터를 구축하였다. 분석모형은 1) 전통적 경제학 이론을 활용한 공급자 유인수요모형을 제시하고, 2) 전통적 공급자 유인수요모형에 계량 경제학적 접근방식을 추가하고, 3) 추정 값의 오류를 최소화하기 위해 이중고정효과모형을 구축하고, 4) 마지막으로 내생성 문제를 통제하기 위해 도구변수방법론을 적용한 계량식을 추정하였다.

1) 전통적 경제학이론에서의 공급자 유인수요모형

Formula 4와 formula 5는 각각 전통적 경제학이론에서 정의하는 의료수요와 공급모형을 나타낸다.

$$\text{Formula 4: } Q_D = \alpha_0 + \alpha_1 MF + \alpha_2 X_1 + \mu_1$$

$$\text{Formula 5: } Q_S = \beta_0 + \beta_1 MF + \beta_2 X_2 + \beta_3 MS + \mu_2$$

Q_D 와 Q_S 는 각각 의료의 수요량과 공급량을 나타낸다. MF 는 의료수가(medical fee)로 의료보험 환경하에서는 본인부담액을 나타낸다. Formula 4의 X_1 은 의료수가 외에 의료수요량에 영향을 줄 수 있는 요소들로, 성, 나이, 질병 등을 포함한다. Formula 5의 X_2 는 의료수가 외에 공급량에 영향을 줄 수 있는 요소들로, 자재비 등을 포함한다. MS 는 의료공급자(medical supplier)로 공급자 요인을 나타낸다. 공급자 유인수요는 의료수요량이 의료이용 시 본인부담액과

같은 의료수요모델에서 바로 결정되는 것이 아니라, formula 5에서의 의료공급 결정요인 중 하나인 공급자 요소(MS)에 의해 formula 4의 의료수요에 영향을 주는 것을 의미한다. 예를 들어, 주어진 지역 내에서 인구당 의료공급자 증가가 의료 공급자들 간의 경쟁을 고조시킴으로 인해 의료이용량이 필요 이상으로 증가하는 경우를 생각해 볼 수 있다. 이러한 공급자 유인수요하에서의 의료 수요식 formula 4는 formula 6과 같이 정의될 수 있다.

$$\text{Formula 6: } Q_D^{SID} = \alpha_0 + \alpha_1 MF + \alpha_2 X1 + \alpha_3 MS + \mu_3$$

Formula 6은 공급자 요소(SID)가 의료수요식에 직접 포함되어 있으며, α_3 는 공급자 유인수요의 정도를 나타낸다.

2) 공급자 유인수요 측정을 위한 계량 경제적 접근방식

Formula 6에 계량경제학이론을 적용하여 공급자 유인수요모델을 다음과 같이 발전시킬 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Formula 7: } \ln(Q^{SID}) &= \beta_0 MF + \Sigma \beta_1 CH + \Sigma \beta_2 DI \\ &+ \beta_3 \ln(MI) + \beta_4 \ln(MP) \\ &+ \mu_i + \tau_i + \rho_i + \varepsilon \end{aligned}$$

이 식에서 i 는 지역을, t 는 분기단위의 시간을 나타낸다. 종속변수인 Q^{SID} 는 의료기관 이용빈도로서 의료급여 적용인구당 의료기관의 이용량으로 측정하는데, 의료기관은 종합병원, 병원, 의원, 치과 의원, 한의원, 약국을 포함한다. 또한 이중로그모델(double log-model)을 이용하여 탄력성, 즉 의료기관 수가 1% 증가할 때의 의료 수요량의 변화량을 계산하고자 하였다.

Formula 7에서는 ‘의료수가’의 대리변수로 진료비의 본인부담 정책변화를 사용하였다. 의료급여 1종 대상자의 경우 과거에는 본인부담 책임이 없었으나, 2007년 7월 1일부터 시행된 본인부담제의 영향으로 대상자가 의료이용 시 직면하는 의료가격이 변동되었음을 고려해서, 본인부담제 시행기간은 1, 이전 기간은 0의 값을 취하는 본인부담변수가 포함되었다. 또한 의료수요요소(demand shifter)를 통제하고 있는데, 의료수요에 영향을 줄 수 있는 의료급여대상자들의 분기별 ‘인구 사회학적 요소’ 및 ‘질병구성’의 변화를 보여주는 변수들을 포함하였다.

인구 사회학적 요소들로는 10년 단위의 연령 범주별 비율(%)과 여성 비율(%)을 포함시켰으며, 질병구성변수들은 장애자 비율(%), 암 환자 비율(%), 정신질환자 비율(%), 희귀 난치성 질환 비율(%)을 포함하고 있다. ‘의료급여대상 인구당 의료기관 수(medical care institutions, MI)’는 formula 7의 주요 독립변수이며, 이 변수는 6가지 의료기관 종류별로 의료급여 적용인구 10만 명당 종합병원 수, 병원 수, 의원 수, 치과의원 수, 한의원 수, 약국 수를 나타낸다. 따라

서 β_3 는 의료기관 종류별로 독립변수인 인구당 의료기관 수가 종속변수인 의료수요량에 영향을 주었는지, 영향이 있었다면 그 크기는 어느 정도인지를 나타내주므로 ‘ β_3 의 추정값’은 공급자 유인수요를 나타낸다.

한편 본 연구는 공급자 유인수요의 여부를 알아보기 위해 의료기관과 의료수요와의 관계에 중점을 두고 있다. 하지만 의료인력 공급의 변화가 의료기관 공급의 변화와 중요한 상관성이 있을 것으로 기대되며 동시에 공급자 유인수요에 기여할 수 있는 점을 고려해서 ‘의료급여 적용인구 10만 명당 의료인력의 수(의사, 치과의사, 한의사, 약사)’를 통제변수로 포함시켰다.

3) 고정효과모델(fixed-effects model)

위와 같은 공급자 유인수요분석을 위한 계량모델을 추정함에 있어 고려되어야 하는 두 가지 주요 문제점이 있다. 첫째, 의료수요와 관련된 변수들을 완전히 통제하지 못하는 문제가 있다. 예를 들어, 1) 인구 사회학적 그리고 질병구성의 수요 변수들 외에 수요요소, 2) 의료급여 환자가 의료이용 시 지불해야 하는 본인 부담액 변화에 대한 불완전한 통제, 3) 계절 변화에 따른 특정 의료에 대한 수요의 변화 등이 있을 수 있다. 둘째, 역 인과관계의 경우로 종속변수인 수요량이 의료공급자 수에 영향을 줄 수 있다. 이와 같은 두 가지 경우 모두 공급자 유인수요의 정도인 β_3 를 추정하는데 오류를 발생시킬 수 있다. 따라서 이러한 오류요소들을 제거하여 공급자 유인수요 추정 값의 오류를 최소화하기 위해 formula 7은 이중고정효과(two-way fixed-effects)모형을 포함하고 있다. μ_i 는 지역 고정효과(fixed effects)로서 지역 간의 의료이용 차이에 기여할 수 있는 요소들(예를 들어, 지역 간의 질병률의 만성적인 차이)로 인해서 생기는 오류를 제거하였다. τ_i 는 분기단위의 시간 고정효과로서 의료장비나 기술의 변화와 같이 시간이 흐름에 따라 의료급여 가입자 전체에 영향을 미칠 수 있는 요소들로 인한 오류를 제거하였다. 또한 분기 고정효과인 ρ_i 를 포함함으로써 계절의 변화에 따른 의료수요 변화에 기인한 오류를 제거하였다.

4) 도구변수(instrumental variables)모델

이중고정효과모델은 공급자 유인수요를 분석하는 데 있어서 발생할 수 있는 오류를 상당히 통제할 수 있음에도 불구하고 역 인과관계가 있을 경우 오류를 제거할 수 없다는 단점이 있다. 이러한 단점을 극복하기 위해 이중고정효과모델과 더불어 도구변수(instrumental variables) 방법론을 적용하였다. 도구변수모델은 위에서 설명한 두 가지 문제점을 동시에 통제할 수 있는 계량경제 도구로 두 단계의 회귀식을 통해 추정되는데, 반드시 추가적인 변수(즉, 도구변수)를 필요로 한다. 첫 번째 단계로, 다음과 같이 추가적인 공급자 식 formula 8을 추정하였다.

$$\text{Formula 8: } \ln(MI) = \beta_0 MF + \sum \beta_1 CH + \sum \beta_2 DI + \beta_3 \ln(MP) + \beta_4 IV + \mu_i + \tau_t + \rho_i + \varepsilon$$

Formula 8은 세 가지 특성이 있다. 첫째, 종속변수는 공급자 유인 수요식의 주요 독립변수인 ‘의료급여 적용인구 10만 명당 의료기관 수’이다. 둘째, 공급자 유인수요식 formula 7에 포함된 통제변수들과 고정효과들을 통제하고 있다. 마지막으로, 의료기관 수가 도구변수의 함수로 표현되고 있다.

도구변수방법의 핵심은 ‘적합한’ 도구변수들을 찾는 데 있으며, 여러 진단 테스트를 거쳐, 도구변수가 적합한 것으로 판단될 경우, 먼저 추가식 formula 8은 추정한 후, 공급자 유인수요식인 formula 7에서의 의료기관 수를 formula 8에서 추정한 의료기관 수의 추정값으로 대체한다. 이러한 단계를 거칠 경우 공급자 유인수요식 formula 7의 주요 독립변수의 추정값은 생략변수와 역상관관계로 인한 오류를 포함하지 않게 된다.

Formula 8에 포함되는 도구변수는 반드시 다음의 두 가지 조건을 만족시켜야 한다. 첫째, 도구변수는 주요 설명변수인 의료기관 수와 통계적으로 유의한 상관관계가 있어야 한다. 즉 formula 8의 β_4 는 통계적으로 유의해야 하는데, 일반적으로 F값이 10보다 커야 한다[35]. 둘째, 도구변수는 공급자 유인수요식 formula 7에 포함되지 않는 요소이어야 한다. 즉 도구변수는 의료기관 수의 변화를 통해

서만 수요에 영향을 주는 요소이어야 한다. 본 연구에서는 가능한 도구변수들로서, 지역별 개인당 소득, 인구밀도와 저소득층 비율을 고려하였으며, 도구변수들이 위의 두 가지 조건을 만족하게 하는지를 계량분석을 통해 면밀히 검증하였다. 먼저 첫 번째 조건을 측정하기 위해 개별 도구변수의 t 통계치와 F 통계치를 이용하였고, R²를 이용하여 formula 8의 설명력을 측정하였다. 또한 F 통계치와 Anderson canonical correlations likelihood-ratio statistic 도구변수들의 joint significance를 확인하였다. 다음으로 Hansen J 테스트를 이용해서 도구변수가 위의 두 번째 조건을 만족하는지를 확인하였다[36]. 도구변수가 적합하기 위해서는 J 테스트가 통계적으로 유효하지 않아야 한다.

Table 1은 도구변수 적합성 결과를 보여 준다. 모든 모형에서 F 통계치는 일반적 기준이 10보다 큰 것으로 나타나서 첫 조건을 만족하였으며, J 통계치는 유효하지 않아, 각 모델에 사용된 도구변수 적합성의 두 번째 조건도 만족하였다.

결 과

1. 진료비 요인분해를 통한 의료급여 공급자 진료행태 변화양상분석

1) 의료급여 적용인구당 입·내원일수

Table 2는 의료급여 적용인구당 내원일수 변화를 보여준다. 전체

Table 1. The result of instrumental variable validation

Dependent variable	Instrumental variable	F-statistic	J-statistic (p-value)
Days of stay in general hospital	ln (low income population), ln (population density)	F (2, 449)=38.49	$\chi^2=0.012$ (p=0.914)
Visit days in general hospital	ln (low income population), ln (population density)	F (2, 449)=39.49	$\chi^2=0.770$ (p=0.380)
Days of stay in hospital	ln (average earnings), ln (low income population)	F (2, 449)=14.59	$\chi^2=0.015$ (p=0.902)
Visit days in hospital	ln (average earnings), ln (population density)	F (2, 449)=8.68	$\chi^2=0.025$ (p=0.874)
Visit days in clinic	ln (average earnings), ln (population density)	F (2, 449)=39.35	$\chi^2=1.743$ (p=0.187)
Visit days in dental clinic	ln (average earnings), ln (population density)	F (2, 449)=77.23	$\chi^2=0.057$ (p=0.812)
Visit days in oriental clinic	ln (average earnings), ln (low income population), ln (population density)	F (2, 448)=8.79	$\chi^2=3.145$ (p=0.076)
Visit days in pharmacy	Low income population, Low income population 2	F (2, 449)=33.76	$\chi^2=0.058$ (p=0.809)

Table 2. Change in visit days (unit: day)

Year	Total		Inpatient		Outpatient		Pharmacy	
	Visit days per capita	Growth (%)	Visit days per capita	Growth (%)	Visit days per capita	Growth (%)	Visit days per capita	Growth (%)
2003	45.81		11.09		22.34		12.38	
2004	49.57	8.20	12.48	12.56	23.89	6.96	13.19	6.52
2005	52.01	4.94	13.27	6.33	24.83	3.90	13.91	5.49
2006	55.38	6.47	14.21	7.02	26.36	6.18	14.82	6.48
2007	54.07	-2.37	14.73	3.68	25.15	-4.60	14.19	-4.21
2008	54.85	1.45	15.92	8.11	25.03	-0.45	13.90	-2.09
2009	54.15	-1.28	15.80	-0.79	24.79	-0.95	13.56	-2.43
2010	60.78	12.24	18.46	16.87	27.45	10.70	14.87	9.68
2003-2010 growth		4.12		7.55		2.98		2.65

Table 3. Change in treatment amount per visit days (unit: won)

Year	Total		Inpatient		Outpatient		Pharmacy	
	Treatment amount per visit days	Growth (%)	Treatment amount per visit days	Growth (%)	Treatment amount per visit days	Growth (%)	Treatment amount per visit days	Growth (%)
2003	28,496		53,171		20,962		19,988	
2004	30,561	7.25	56,051	5.42	21,745	3.74	22,408	12.10
2005	32,888	7.61	59,931	6.92	23,004	5.79	24,724	10.34
2006	35,017	6.48	62,600	4.45	24,364	5.91	27,525	11.33
2007	37,440	6.92	63,684	1.73	26,121	7.21	30,259	9.93
2008	39,045	4.29	64,263	0.91	26,375	0.97	32,973	8.97
2009	41,778	7.00	70,340	9.46	27,530	4.38	34,558	4.81
2010	44,383	6.23	73,558	4.57	29,022	5.42	36,514	5.66
2003-2010 growth		6.53		4.75		4.76		8.99

의료기관의 의료급여 적용인구당 내원일수 증가율은 2003년부터 8.20%, 4.94%, 6.47%로 2006년까지 다소 높게 증가하다, 2007년 이후 -2.37%, 1.45%, -1.28%로 크게 감소하였으나, 2010년에 12.24%로 상당히 큰 폭으로 다시 증가하고 있다. 2003년부터 2010년의 지난 8년간 적용인구당 입·내원일수의 연평균 증가율은 4.12%로, 입원 입·내원일수의 연평균 증가율이 특히 7.55%로 높게 나타났다. 반면 외래 방문일수의 연평균 증가율은 2.98%, 약국 내원일수의 연평균 증가율은 2.65%로 비교적 안정적인 증가경향이 나타났다.

2) 입·내원일수당 진료비

Table 3은 의료급여 내원일수당 진료비 변화를 보여준다. 전체 의료기관의 의료급여 내원일수당 진료비 증가율은 2003년부터 7.25%, 7.61%, 6.48%, 6.92%로 2007년까지 높게 증가하다, 2008년 4.29%로 다소 증가율이 낮아졌지만, 2009년 7.00%로 다시 높아졌다, 2010년 6.23%로 다소 감소하였다. 2003년부터 2010년의 지난 8년간 내원일수당 진료비의 연평균 증가율은 6.53%로, 약국 내원일수당 진료비의 연평균 증가율이 8.99%로 높게 나타났다. 외래 입원 내원일수당 진료비의 연평균 증가율은 4.76%, 의료급여의 입원 내원일수당 진료비의 연평균 증가율은 4.75%로 나타났다.

2. 계량경제학모형을 통한 공급자 유인수요분석

1) 일반적 특성

Table 4는 분석에 사용된 변수들의 평균과 분포를 보여준다. 의료급여 적용인구 10만 명당 종합병원 입·내원일수는 0.98일, 외래 방문 수는 0.86일, 병원 입·내원일수는 0.77일, 병원 외래방문 수는 0.52일이었으며, 의원 방문 수는 5.14일, 치과의원 방문 수는 0.31일, 한의원 방문 수는 0.74일, 약국 방문 수는 4.46일로 의원과 약국 방문 수가 가장 높았으며, 치과의원 방문 수가 가장 낮았다. 의료급여 적용인구 10만 명당 의료기관 수는 종합병원 1.27개, 병원 5.43개, 의원 93.50개, 치과의원 44.30개, 한의원 37.20개, 약국 72.20개로 의원과 약국의 수가 많았으며, 종합병원의 수가 가장 적었다.

2) 의료기관 수 증가에 따른 의료이용량 변화

Table 5는 모든 통제변수와 고정효과를 통제하고, 도구변수방법을 적용하여 분석한 공급자 형태별 공급자 유인수요 여부와 그 정도의 크기를 보여준다. 종합병원 입·내원일수, 종합병원 외래 방문일수, 병원 입·내원일수, 병원 외래방문일수, 의원 방문일수, 한의원 방문일수에 대해 공급자 유인수요가 존재하는 것을 확인하였다. 공급자 유인수요의 크기를 보면, 병원의 입·내원일수에 대한 공급자 유인수요 예측 값이 가장 컸는데, 의료급여 적용인구 10만 명당 병원 수가 1% 증가할 때, 병원의 입·내원일수가 약 1.27%만큼 증가하는 것으로 나타났다. 이 외에도 의료급여 적용인구 10만 명당 한의원 수가 1% 증가할 때 한의원 방문 수가 0.92%, 의료급여 적용인구 10만 명당 병원 수가 1% 증가할 때, 병원의 방문일수가 0.65%, 의료급여 적용인구 10만 명당 의원이 1% 증가할 때 의원 방문일수가 0.28% 증가하는 것으로 나타났다. 또한 의료급여 적용인구 10만 명당 종합병원 수가 1% 증가할 때 종합병원 입·내원일수는 0.23%, 방문일수는 0.15% 증가하는 것으로 나타났다.

3) 의료수요량 증가에 대한 공급자 유인수요 크기

Table 6은 공급자 유인수요가 나타난 종합병원 입·내원일수, 종합병원 외래방문일수, 병원 입·내원일수, 병원 외래방문일수, 의원 방문일수, 한의원 방문일수에 대해 공급자 유인이 2003년 1/4분기에서 2010년 4/4분기 사이에 미친 영향의 정도를 계산한 결과를 보여준다. 먼저 공급자 유인수요(1)은 Table 5의 결과를 가져온 것이며, 의료급여대상자당 의료기관 수 변화(2)는 분석기간의 의료기관 수의 변화량을 보여준다. 마지막으로 의료기관 수의 변화가 미친 공급자 유인수요의 크기(3)에서는 공급자 유인수요(1)과 의료급여대상자당 의료기관 수 변화(2)를 곱하여 의료급여 적용인구 10만 명당 의료기관 수의 변화가 전체 수요량 증가에 미치는 영향을 계산하여 공급자 수요가 차지하는 비중(%)을 산출하였다. 대상인구당 병원의 수는 2003년 1/4분기에서 2010년 4/4분기 사이에 137%만큼 증가하였는데, 이로 인해서 병원 입·내원일수는 174.0%

만큼 공급자 유인수요로 인해 증가한 것으로 나타났으며, 병원 외래방문일수는 89.1%만큼의 유인수요로 인해 증가한 것으로 확인되었다. 또한 지난 8년간 대상인구당 한의원의 수는 약 32%만큼 증가하였으며, 공급자 증가량과 관련된 공급자 유인수요는 한의원 수요를 약 29%만큼 증가시킨 것으로 나타났다. 한편 종합병원 입·내원일수, 종합병원 외래방문일수, 의원 방문일수에 대한 유인수요의 정도는 상대적으로 비중이 적은 것으로 나타났다.

한편 의료기관 변화에 따른 의료이용량의 변화에 유인수요가 미

친 기여분을 파악하기 위하여 2003년 1/4분기에서 2010년 4/4분기 간의 의료기관 수의 변화가 공급자 유인수요에 미치는 영향(3)에 적용인구당 의료이용량의 변화량(4)를 곱하여 종속변수인 의료이용량의 변화 중 유인수요로 인한 변화량(5)을 계산하였다. 종합병원 입·내원일수는 2003년 1/4분기에서 2010년 4/4분기 까지 적용인구당 약 0.02일 증가였는데, 이 중 유인수요 기여분은 0.025일(3) × 0.025일(4)로 0.0005일(1시간 12분)(5)에 해당한다. 이는 적용인구당을 단위로 하고 있어 극소한 변화로 해석될 여지가 있는데, 만

Table 4. General characteristics

Variable	Mean±SD	Min	Max
Dependent variable (day)			
Days of stay in general hospital	0.98±1.22	0.44	27.9
Visit days in general hospital	0.86±1.53	0.36	35.2
Days of stay in hospital	2.46±1.58	0.92	29.2
Visit days in hospital	0.52±0.28	0.07	4.64
Visit days in clinic	5.14±6.11	3.24	142
Visit days in dental clinic	0.31±0.34	0.20	8.02
Visit days in oriental clinic	0.74±0.96	0.42	22.3
Visit days in pharmacy	4.46±5.29	2.86	123
Independent variable (per 100,000 medical aid beneficiary)			
No. of general hospital	1.27±5.40	0.16	120
No. of hospital	5.43±6.88	0.71	100
No. of clinic	93.5±268	18.5	5,953
No. of dental clinic	44.3±124.2	10.4	2,735
No. of oriental clinic	37.2±98.6	7.44	2,172
No. of pharmacy	72.2±204	14.5	4,565
Control variable			
Co-payments (ref = 1 after July in 2007)	0.44±0.50	0.00	1.00
Female (%)	0.60±0.65	0.55	15.3
Under 10 age	0.09±0.10	0.05	2.23
11-20 age	0.21±0.13	0.16	3.12
21-30 age	0.07±0.03	0.04	0.72
31-40 age	0.07±0.04	0.05	0.99
41-50 age	0.15±0.07	0.09	1.66
51-60 age	0.11±0.04	0.07	1.03
Over 60 age	0.21±0.19	0.12	4.47
Cancer (%)	0.05±0.01	0.03	0.06
Disabled (%)	0.18±0.05	0.08	0.30
Chronic disease (%)	0.37±0.04	0.21	0.46
Mental disease (%)	0.15±0.03	0.08	0.22
Rare and incurable disease (%)	0.01±0.00	0.01	0.02
No. of doctor	139±32.6	89.0	240
No. of dentist	35.7±8.13	22.0	62.9
No. of oriental doctor	27.8±5.39	18.3	42.1
No. of pharmacist	61.2±8.52	47.3	83.2
Instrumental variable			
Population density (population per km ²)	2,238±3,868	90	16,342
Average earnings (thousand won)	11,214±1,775	7,995	16,274
Low income population (%)	3.61±1.32	1.46	6.74

약 (5)에 전체 의료급여 수급권자의 수(2010년 기준: 1,674,000명)를 곱하면 유인수요로 인한 총 의료이용량의 증가량을 산출할 수 있다. 예를 들어, 2003년 1/4분기에서 2010년 4/4분기 사이에 유인수요에 의한 의원 방문일수는 $0.01\text{일} \times 1,674,000\text{명}$ 으로 총 16,740 일만큼 증가한 것으로 추정된다.

고 찰

본 연구는 의료급여 수급권자를 대상으로 진료비 요인분해를 통해 의료급여 공급자의 진료행태 변화양상을 살펴보고 계량 경제식을 활용한 실증분석을 통해 의료급여 진료비 증가에 공급자의 유인요인이 미치는 영향을 확인하고자 하였다. 먼저 의료급여 공급자의 진료행태 변화양상을 살펴보기 위해 국민건강보험공단의 의료급여 진료비자료를 이용하여 진료비 요인분해분석을 실시하였다. 진료비요인을 세분화하여, 적용인구당 내원일수와 내원일당 진료비 지표의 증가율을 살펴보았다.

적용인구당 내원일수의 경우 입원서비스에서 증가율이 높게 나타났다. 특히 2007년 의료급여 외래 본인부담제도가 도입된 이후

입원서비스의 증가율이 더 높아지는 경향을 보였다. 내원일당 진료비의 경우 약국서비스에서 증가율이 가장 높게 나타났으며, 입원, 외래 모두 4% 이상의 높은 증가율이 보였다.

또한 본 연구는 의료급여 공급자 유인수요의 여부와 그 크기를 분석하기 위해 공급자 유인수요에 대한 경제학적 접근법을 사용해서 계량 경제식을 도출하였다. 공급자 유인수요이론은 많은 국내외 선행연구들의 지지를 받고 있다. 하지만 아직까지 방법론적으로 합의의 이룬 것이 아니므로 보건경제학 측면에서 여전히 연구방법과 결과에 대한 지속적인 논의가 이루어지고 있다. 연구방법 측면에서 지적되고 있는 주요 제한점은 ‘내생성 문제’와 ‘횡단면분석의 한계’이다. 내생성 문제는 주요 변수들이 분석모델 내에 포함되지 않아 생길 수 있는 오류(생략변수로 인한 오류, omitted variable bias)와 종속변수인 의료수요가 주 독립변수인 의료공급에 직접 영향을 주는 경우인 역 상관관계(reverse causality) 문제를 통제하지 못해서 발생할 수 있다. 또한 기존의 선행연구들은 주로 횡단면자료를 이용하여 공급자 유인수요를 분석하였는데, 횡단면분석은 정책적 변화를 반영할 수 없으며 동일지역 내에서 의사밀도 변동에 따른 의료이용량의 변화를 분석할 수 없다는 한계가 있어 방법론적 측면에서 비판을 받아왔다[37].

본 연구에서는 이와 같은 기존 국내외 선행연구들의 실증 방법론적 한계점을 극복하기 위해 내생성 문제와 횡단면분석방법을 보완하고자 하였다. 이를 위해 일부 선행연구에서 내생성 문제를 통제하기 위해 활용한[6,21,38], 도구변수방법론을 적용하였으며, 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주 지역을 포함한 총 16개 지역의 2003년 1/4 분기부터 2010년 4/4 분기까지 총 32분기로 구성된 패널데이터를 구축하여 지역의 특성과 각 시점의 특성을 동시에 통제하는 이원고정효과(two-way fixed effects)분석을 실시하였다.

한편 계량 경제식을 활용한 연구의 결과를 공급자 유인수요로 해석할 때에 추가적으로 고려해야 할 점은 다음과 같다. Carlsen과 Grytten [22]이 지적하였듯이, ‘의료인력’변수의 추정 값(즉, 공급자

Table 5. Supplier induced demand according to type of medical care institutions¹⁾

Dependent variable	Independent variable (supplier induced demand)	
	Coefficient	Change (%)
Days of stay in general hospital	0.23*	0.10
Visit days in general hospital	0.15*	0.06
Days of stay in hospital	1.27*	0.62
Visit days in hospital	0.65**	0.23
Visit days in clinic	0.28*	0.12
Visit days in dental clinic	0.10	0.11
Visit days in oriental clinic	0.92***	0.24
Visit days in pharmacy	0.03	0.13

* $p < 0.05$. ** $p < 0.01$. *** $p < 0.001$.

Table 6. Impact of change in the no. of medical care institutions contributable to supplier induced demand

Dependent variable	Supplier induced demand (1) (%)	Change in the no. of medical care institutions (2) (%)	Impact of change in the no. of medical care institutions contributable to supplier induced demand (3)=(1)×(2) (%)	Change in utilization of medical care institution (unit: days per capita) (4)	Change in utilization of medical care institution contributable to supplier induced demand (5)=(3)×(4)
Days of stay in general hospital	0.23	11	2.5	0.02	0.0005
Visit days in general hospital	0.15	11	1.7	0.3	0.005
Days of stay in hospital	1.27	137	174.0	1.67	2.9
Visit days in hospital	0.65	137	89.1	0.32	0.29
Visit days in clinic	0.28	2	0.6	1.66	0.010
Visit days in oriental clinic	0.90	32	28.8	0.28	0.08

1) 지면의 제한으로 공급자 유인수요효과를 나타내는 독립변수의 회귀계수만 표로 나타냄. 지역, 시간, 계절 고정효과를 통제하고, Table 4의 통제변수와 도구변수를 분석에 포함한 결과임.

유인수요 추정 값)은 ‘가용성 효과(availability effect),’ ‘소득효과 (income effect),’ ‘공급자 유인수요’ 중 어느 하나 또는 모두의 효과로 해석될 우려가 있다. 다만 본 연구에서는 가용성 효과를 통제하기 위해 의료급여 적용인구 10만 명당 의료기관수를 주요 독립변수로 사용하였다. 또한 의료급여 수급권자의 의료이용이 본질적으로 무료로 제공되고 있는 점, 2007년 7월 본인 부담금의 실시로 인한 가용소득의 변화를 통제변수에 포함한 점, 시간에 따른 변화를 시간고정효과를 사용해 통제한 점을 통해 소득효과를 최소화하였다.

분석결과 종합병원, 일반병원, 요양병원, 의원, 한의원 방문에 대해서 공급자 유인수요가 있었다. 또한 공급자 유인수요의 크기를 분석한 결과 병원 입·내원일수, 병원 외래방문일수, 종합병원 입·내원일수, 종합병원 외래방문일수, 의원 방문일수, 한의원 방문일수가 각각 174%, 89%, 2.5%, 1.7%, 0.6%, 29%만큼 공급자 유인수요에 의해 증가한 것으로 확인되었다. 요양병원을 포함한 병원의 공급 증가가 공급자 유인수요에 지대한 영향을 미쳤으며, 한의원이 그 뒤를 따랐고, 이외에는 공급자 유인수요가 의료이용량 증가에 큰 영향을 주지는 않는 것을 확인하였다. 또한 의료이용 변화량 중 유인수요 기여분은 병원 입·내원일수가 적용인구당 2.9일, 병원 방문일수가 적용인구당 0.29일로 병원 단위에서의 유인수요가 높게 나타났다.

결론적으로, 본 연구는 의료급여가 공급자 측면에서 과도한 의료이용을 야기할 요인이 있음을 확인하였다. 이는 향후 의료급여 진료비의 적정화 관리를 위해서 현재 수요자 측면에 집중되어 있는 조치에서 더 나아가 공급자 측면에서의 대안이 마련될 필요성이 있음을 시사해준다. 본 연구가 향후 의료급여 진료비 지출의 효율적 관리를 위한 대안 마련의 기초자료로 활용되길 기대한다.

REFERENCES

- Lee KS. Financing & delivering health care. 3rd ed. Seoul: Gyechuk Munwhasa; 2013.
- Shin HW, Shin YS, Ahn HS, Hwang DK, Kim HJ. Selection criteria of medical aid beneficiaries with regarded to healthcare needs. Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs; 2007.
- Shin HW, Shin YS, Hwang DK, Kim SR, Yoon SJ. Improvement of health care supplier system for Medical Aid. Seoul: Ministry of Health and Welfare, Korea Institute for Health and Social Affairs; 2007.
- Shin YJ. Recent trend n policy around Medical Aid. *Trend Welf* 2006; 5:27.
- Pauly MV. Doctors and their workshops: economic model of physician behavior. Chicago: University Chicago Press; 1980.
- Fuchs VR. The supply of surgeons and the demand for operations. *J Hum Resour* 1978;13 Suppl:35-56.
- Roemer MI. Bed supply and hospital utilization: a natural experiment. *Hospitals* 1961;35:36-42.
- Jurges H. Health insurance status and physician induced demand for medical services in Germany: new evidence from combined district and individual data. Mannheim: Mannheim Research Institute for the Economics of Aging; 2007.
- Arrow KJ. Uncertainty and the welfare economics of medical care. *Am Econ Rev* 1963;53:941-973.
- Evans RG. Supplier-induced demand: some empirical evidence and implications. *Econ Health Med Care* 1974;6:162-173.
- Richardson J. The inducement hypothesis: that doctors generate demand for their own services. In: van der Gaag J, Perlman M, editors. Health, economics and health economics: proceedings of the World Congress on Health Economics, Leiden, The Netherlands, September 1980. Amsterdam: North-Holland Publishing Co.; 1981. pp. 189-214.
- Feldstein P. Health care economics. New York: John Wiley and Sons; 2005.
- Labelle R, Stoddart G, Rice T. A re-examination of the meaning and importance of supplier-induced demand. *J Health Econ* 1994;13(3):347-368.
- Hughes D, Yule B. Incentives and the remuneration of general practitioners. Aberdeen: University of Aberdeen; 1991.
- Hillman AL, Pauly MV, Kerstein JJ. How do financial incentives affect physicians' clinical decisions and the financial performance of health maintenance organizations? *N Engl J Med* 1989;321(2):86-92.
- Manning WG, Leibowitz A, Goldberg GA, Rogers WH, Newhouse JP. A controlled trial of the effect of a prepaid group practice on use of services. *N Engl J Med* 1984;310(23):1505-1510.
- Epstein AM, Begg CB, McNeil BJ. The use of ambulatory testing in prepaid and fee-for-service group practices. Relation to perceived profitability. *N Engl J Med* 1986;314(17):1089-1094.
- Welch WP, Hillman AL, Pauly MV. Toward new typologies for HMOs. *Milbank Q* 1990;68(2):221-243.
- Murray JB, Greenfield S, Kaplan SH, Yano EM. Ambulatory testing for capitation and fee-for-service patients in the same practice setting: relationship to outcomes. *Med Care* 1992;30(3):252-261.
- Shain M, Roemer MI. Hospital costs relate to the supply of beds. *Mod Hosp* 1959;92(4):71-73.
- Cromwell J, Mitchell JB. Physician-induced demand for surgery. *J Health Econ* 1986;5(4):293-313.
- Carlsen F, Grytten J. More physicians: improved availability or induced demand? *Health Econ* 1998;7(6):495-508.
- Sorensen RJ, Grytten J. Competition and supplier-induced demand in a health care system with fixed fees. *Health Econ* 1999;8(6):497-508.
- Grytten J, Carlsen F, Sorensen R. Supplier inducement in a public health care system. *J Health Econ* 1995;14(2):207-229.
- Delattre E, Dormont B. Fixed fees and physician-induced demand: a panel data study on French physicians. *Health Econ* 2003;12(9):741-754.
- Roberfroid D, Stordeur S, Camberlin C, van de Voorde C, Vrijens F, Leonard C. Physician workforce supply in Belgium: current situation and challenges. Brussels: Belgian Health Care Knowledge Centre; 2008.
- Kim CB. Test of physician-induced demand in Korea [dissertation]. Seoul: Yonsei University; 2002.
- Park HK. Effects of hospital competition on the average length of stay and cost per inpatient day [dissertation]. Seoul: Seoul National university; 2005.
- Sakong J, Kwon EJ. A study of the effect of hospital competition on the behavior of the health care suppliers. *Korean J Health Econ Policy* 2011;17(2):1-33.
- Hickson GB, Altemeier WA, Perrin JM. Physician reimbursement by salary or fee-for-service: effect on physician practice behavior in a randomized prospective study. *Pediatrics* 1987;80(3):344-350.
- Krasnik A, Groenewegen PP, Pedersen PA, von Scholten P, Mooney G, Gottschau A, et al. Changing remuneration systems: effects on activity in general practice. *BMJ* 1990;300(6741):1698-1701.

32. Madden D, Nolan A, Nolan B. GP reimbursement and visiting behaviour in Ireland. *Health Econ* 2005;14(10):1047-1060.
33. Moon JH. A study of the supplier-induced demand hypothesis in the Korean medical industry [dissertation]. Seoul: Yonsei University; 1999.
34. Shin MK. Empirical analysis of supplier-induced demand using MRI service claims data [dissertation]. Seoul: Yonsei University; 2009.
35. Staiger D, James HS. Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica* 1997;65:557-586.
36. Hansen L. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica* 1982;50(3):1029-1054.
37. Phelps CE. Induced demand: can we ever know its extent? *J Health Econ* 1986;5(4):355-365.
38. Peacock SJ, Richardson JR. Supplier-induced demand: re-examining identification and misspecification in cross-sectional analysis. *Eur J Health Econ* 2007;8(3):267-277.