

우리나라 의원에서의 공급자 유인수요 실증분석: 유인수요 효과와 가용성 효과의 구분

여지영¹ · 정형선²

¹한국보건사회연구원, ²연세대학교 보건과학대학 보건행정학과

Empirical Analysis of Supplier Induced Demand in Korea: Distinction between Induced Demand Effect and Availability Effect

Ji-Young Yeo¹, Hyoung-Sun Jeong²

¹Korea Institute for Health and Social Affairs, Sejong; ²Department of Health Administration, Yonsei University College of Health Sciences, Wonju, Korea

Background: Supplier induced demand (SID) indicates the case when doctors increase the demand of the patients, following their (physicians') own best interests rather than patients'. This may occur when asymmetry of information exists between suppliers and consumers. This study aims to confirm whether SID exists in the Korean setting, particularly by dividing SID into both 'induced demand effect' and 'availability effect'.

Methods: Induced demand effect and availability effect are differentiated following Carlsen & Grytten's theoretical frame which divides doctor density regions into high and low ones.

Results: Positive correlation between doctors' density and utilization of their services was found, which could be interpreted as 'availability effect'.

Conclusion: The result suggests that additional medical use for additional doctor, particularly in the area of low doctor density, can be interpreted to occur to meet the basic medical need of the people rather than as a result of unnecessary induced demand. It is important to make more medical doctors provided and to distribute them appropriately across the region in such a country like Korea where doctor's density is relatively low.

Keywords: Supplier induced demand; Induced demand effect; Availability effect

서 론

의료보장제도의 도입은 의료서비스 이용에 대한 환자의 경제적 장벽을 낮추어 의료서비스 이용을 증가시켰으며, 이는 동시에 의사의 수요유인을 쉽게 해주었다[1]. 환자는 자신의 의사로 의료시장에 들어오는데, 이때에는 보험 가입 여부가 큰 역할을 하게 된다. 하지만 일단 의료시장에 들어 온 다음에는 환자와 의료인 간의 정보 비대칭성(information asymmetry)으로, 공급자인 의사의 지도에 따라 서비스가 이용되는 특성이 있다. 이때 의사가 '완전한 대리인

(perfect agent)' 역할을 하게 되면 적정서비스가 제공되지만 '불완전한 대리인(imperfect agent)'이 되는 경우 필요 이상의 수요 창출이 생긴다[2]. 이와 같이 의사가 환자의 이익이 아닌 자신의 이익을 지향하게 됨으로써 환자의 의료서비스 수요에 영향을 미치는 것을 '공급자유인수요(supplier induced demand)'라고 한다[3].

공급자유인수요는 불필요한 의료이용과 비효율적인 자원사용으로 의료비 증가를 야기하는 것으로 인식되어 왔다. 따라서 의료비 증가를 억제하면서 동시에 적정 수준의 의료 인력을 공급하기 위한 균형점을 도출하기 위해 '공급자유인수요'의 존재 여부와 그

규모를 파악하기 위한 실증연구가 다수 이루어졌다. 하지만 공급자 유인수요에 관한 실증분석의 결과는 ‘유인수요 효과(induced demand effect),’ ‘가격효과(price effect),’ ‘가용성 효과(availability effect)’의 어느 것에 해당하는지에 대한 해석에 어려움이 있어 왔다 [4]. ‘가격 효과(price effect)’는 의사당 업무량이 감소되면 환자 유인을 위해 의료서비스 가격이 낮아지고 이에 따라 수요가 증가하는 것을 의미한다. ‘가용성 효과(availability effect)’는 의료공급의 증가로 의료이용의 대기시간, 이동시간 등의 기회비용이 낮아지면 서 환자의 선택권이 높아지고 수요가 증가하는 것을 의미한다.

외국에서 공급자유인수요에 관한 초기연구는 주로 ‘가격 효과’와 ‘유인수요 효과’의 식별(identification)에 초점을 맞추었다[5]. 이후 ‘강제보험가입,’ ‘고정수가,’ ‘행위별수가제’의 환경을 갖춘 국가에서는 ‘유인수요 효과’와 ‘가용성 효과’의 식별 문제가 주된 쟁점이 었다[4,6,7].

우리나라는 ‘강제보험가입,’ ‘고정수가,’ ‘행위별수가제’의 환경을 갖춘 국가이지만, 아직까지 국내의 공급자유인수요 분석은 주로 유인수요 효과의 존재 여부에 초점이 맞추어졌으며, 유인수요 효과와 가용성 효과를 구분한 실증연구는 거의 없었다.

본 연구에서는 다른 의료기관에 비해 환자의 의료이용과 의사의 소득 간의 관계가 가장 직접적이며 관외 의료이용 비율이 낮아 공급자유인수요 분석에 적합한 의원을 대상으로, ‘의원 수’와 ‘의료이용’ 간의 관계를 ‘유인수요 효과’와 ‘가용성 효과’로 구분하여 살펴본다.

1. 선행연구

1) 국외연구

공급자유인수요의 존재 여부에 대한 외국의 실증연구는 1970년 대부터 활발하게 진행되었다. 1970-1980년대의 초기연구는 주로 시장메커니즘을 가진 북미지역에서 활발하게 이루어졌다. 이러한 초기연구는 주로 ‘수가변화’에 따른 ‘의료이용’의 변화에 있어 ‘가격 효과’와 ‘유인수요 효과’를 어떻게 식별할 것인지가 주요 쟁점이 었다. 이들 연구의 대부분은 공급자유인수요 존재를 지지하였으나 [2,5,8-10], 일부 연구는 다른 결과를 제시했고[3,11,12], 일부는 낮은 모델 설명력, 중요변수의 생략, 집단자료(aggreated data) 사용의 방법론적 문제 등을 지적했다.

1990년 후반 이후에는 노르웨이, 벨기에, 독일, 프랑스와 같이 ‘강제보험가입,’ ‘고정수가,’ ‘행위별수가제’의 환경을 갖춘 국가를 중심으로 활발한 연구가 이루어졌다. 이들 국가는 ‘고정수가’를 적용하므로 ‘가격 효과’는 배제할 수 있다. 따라서 ‘유인수요 효과’와 ‘가용성 효과’의 식별이 주요한 쟁점이 었다.

Escarce [13]는 의사 수의 증가가 초진 수요에는 영향을 주지만 의료 강도(intensity-of-care demand)에는 영향을 주지 않음을 확인하였다. 이는 ‘유인수요 효과’보다는(의사공급이 의료이용을 용이하게 하고, 환자의 시간비용, 이동비용과 같은 의료이용의 기회비

용을 감소시켜서 의료이용확률이 증가한) ‘가용성 효과’의 결과인 것으로 해석된다. Carlsen과 Grytten [4]은 노르웨이 일반의를 대상으로 의사밀도의 지역적 변이를 분석하여 ‘가용성 효과’를 확인하였다. Jurges [7]는 독일의 공공보험 환자의 경우 의사 수의 증가가 의료이용에 대한 기회비용을 감소시켜 의료이용을 높이는 ‘가용성 효과’가 유의하게 나타났음을 확인하였다. Roberfroid 등[14]은 의사밀도에 따라 5개 구역으로 나누어 의사당 방문 수를 살펴본 결과, 의사밀도가 가장 적은 구역에서 ‘가용성 효과’가 발생함을 확인하였다.

공급자유인수요에 관한 초기의 국외연구는 ‘의사 수 증가’를 의료비 증가의 주요 요인으로 인식했고, ‘공급자유인수요’의 존재에 관한 연구는 ‘의사 수의 제한’을 위한 이론적 근거로 사용되었다. 하지만 최근에는 의료서비스 접근성에 대한 관심이 높아지면서 ‘유인수요 효과’와 ‘가용성 효과’를 구분해서 분석하는 연구가 많아지고 있다.

2) 국내연구

국내의 경우 공급자유인수요에 관한 실증연구는 아직 많지 않다. 그나마 공급자유인수요를 실증적으로 분석한 연구는 대부분 건강보험통계자료와 같은 집단자료를 활용하여 이루어졌다[1,15-21].

분석에는 횡단면분석과 시계열분석이 모두 이루어졌다. 횡단면 연구는 횡단면자료를 활용한 연구[18]와 시계열자료 또는 시계열 풀링(pooling)자료를 활용한 연구[15,16]로 구분된다. 시계열연구는 시계열자료를 활용한 연구[1,17,19,20]와 횡단면자료와 시계열자료를 결합한 패널자료를 활용한 연구[21]로 구분된다.

연구내용 면에서는 ‘비급여 의료서비스가 급여화되었을 때의 공급자유인수요에 관한 연구’[1,20], ‘의료보험수가와 의료이용 간의 관계를 분석한 연구’[17], ‘의사 수와 의료이용 간의 관계를 분석한 연구’[15,16,18,21]로 크게 구분된다. Moon [1] 및 Shin [20]은 비급여 서비스의 급여화로 해당 서비스에 대한 공급자유인수요의 크기는 감소하는 경향이 있었지만, 해당 서비스를 대체할 수 있는 비급여 서비스에 대한 공급자유인수요는 커지는 경향이 있음을 확인하였다. Oh [17] 및 Kim [19]은 수가인상률이 낮을 때 서비스의 강도가 증가하는 경향을 확인하였다. Kim [15], Chung [16], Kim [18], Shin 등[21]은 각각 연구대상과 방법에는 차이가 있었지만 의료공급자 간의 경쟁이 높을수록 의료이용이 많음을 공통적으로 확인하였다. 공급자유인수요의 존재 여부를 다른 기존의 국내 실증연구 중에서 의사수와 의료이용 간의 관계를 ‘유인수요 효과’와 ‘가용성 효과’로 구분하여 분석한 것은 아직 없다.

방 법

1. 분석자료

본 연구에서는 시군구(242개) 단위별 의사밀도 변수, 의료이용

변수, 인가사회학적 변수를 2006-2010 5년의 패널데이터로 구축하여 분석했다. 지역별 의료이용량 변수는 건강보험심사평가원의 진료비 통계자료를, 의료자원 변수와 질환별 의료이용 변수는 국민건강보험공단의 지역별의료이용통계를, 지역별 인구학적 변수는 안전행정부의 주민등록인구통계 자료를 활용하였다.

2. 연구변수

1) 종속변수

의료이용은 ‘환자에 의한 수요(patient initiated demand)’와 ‘공급자유인수요’가 혼합(mix)되어 이루어진다. 여기서 ‘환자에 의한 수요’를 통제하고 순수한 ‘공급자유인수요’를 구분해내는 것이 관건이다. 본 연구에서는 의원의 공급자유인수요를 검증하기 위한 종속변수로 의료이용량의 대리변수인 ‘건강보험적용인구 1만 명당 내원일수(이하 내원일수)’와 의료이용 강도의 대리변수인 ‘내원일당 요양급여비용(이하 내원일당 진료비)’을 사용하였다.

‘인구당 내원일수’는 의료이용량을 나타내는 대표적인 지표 중의 하나로 국내외의 여러 연구에서 종속변수로 사용되었다[21,22]. 하지만 여기에는 ‘환자에 의한 수요’와 ‘공급자유인수요’가 혼재되어 있다. 이를 구분하기 위한 노력으로 ‘인구당 초진횟수’를 종속변수로 사용한 선행연구도 있다[10,18].

‘내원일당 진료비’는 의료이용 강도를 나타내는 대표적인 지표 중의 하나로 일부 국내연구에서 종속변수로 사용되었다[15]. 우리의 건강보험과 같은 고정수가제도하에서는 ‘내원일당 진료비’는 내원일당 서비스 강도에 의해 전적으로 좌우되기 때문에 이를 의료이용 강도를 나타내는 변수로 사용해 큰 무리는 없다. 의료이용 강도는 대부분 의료공급자에 의해 영향을 받는다. 즉 ‘내원일당 진료비’는 ‘내원일수’보다 더 보수적으로 공급자유인수요를 나타낸다. 본 연구는 의원밀도에 의한 의료이용의 변화를 탄력성으로 나타내기 위해 이중로그모형을 사용한바 종속변수의 값을 모두 로그값(log)으로 변환하였다.

2) 독립변수

공급자유인수요를 검증하기 위한 대부분의 국내외 선행연구에서는 ‘의사밀도’를 주요 독립변수로 사용하였다[1,4,7,13-15]. 한편 일부 국내 연구에서는 우리나라의 의료체계의 상황을 고려하여 ‘인구당 의료기관’을 독립변수로 사용하였다[15,21].

본 연구에서는 의원단위에서의 공급자유인수요를 분석하기 위하여 ‘건강보험적용인구 1만 명당 의원 수’를 독립변수로 하였다. 의원밀도에 의한 의료이용의 변화를 탄력성으로 나타내기 위해 이중로그모형을 사용하여 독립변수의 값을 로그값(log)으로 변환하였다.

또한 본 연구에서는 ‘유인수요 효과’와 ‘가용성 효과’를 구분하기 위하여 의원밀도를 낮은 지역과 높은 지역의 2분위(one cut off) 또는 낮은 지역, 중간 지역, 높은 지역의 3분위(two cut off)로 구분하

여 각각의 더미변수를 만들고 더미변수에 의원밀도를 곱한 상호작용항을 분석에 포함하였다. 이러한 구분이 의원 수가 부족한 지역과 과잉인 지역을 구분하는 상대적 기준에 불과하지만, 적정 의원밀도에 대한 절대적인 기준을 정하는 자체가 자의적일 수 있기 때문에, 본 연구에서는 Carlsen과 Grytten [4]의 분석모형을 참고하여 기준을 다양화했다. 2분위 분석은 50%를 기준으로 의사밀도가 낮은 지역과 높은 지역을 구분하고, 기준의 다양성을 위해 낮은 지역을 40%, 60%로 구분하여 추가적으로 분석하였다.

3) 통제변수

본 연구에서는 의원의 의료서비스 이용에 영향을 줄 수 있는 지역의 의료공급특성, 인구특성, 만성질환 유병률을 통제변수로 사용하였다. 지역의 의료공급특성으로, 의원의 특성을 통제하기 위해 표방과목 중 ‘일반의 비율’과 ‘피부과 비율’을 통제변수에 포함하였다. ‘피부과 비율’은 미용 목적의 진료비율이 높은 피부과의 특성을 통제하기 위한 것이며, ‘성형외과 비율’도 검토하였으나, 이는 피부과 비율과의 다중공선성 문제, 비급여가 대부분인 점 등을 고려하여 포함하지 않았다.

또한 의료서비스의 보완 또는 대체 효과를 통제하기 위하여 ‘종합병원 이상의 보유 여부’, ‘병원 수(인구 10만 명당)’를 분석에 포함하였다. 지역의 인구특성은 ‘여성비율’, ‘5세 미만 비율’을 포함하였으며, 지역의 만성질환 유병률은 실제 해당 질환으로 의료서비스를 이용한 진료실인원 수를 적용한 ‘고혈압 환자 비율’, ‘관절염 환자 비율’, ‘정신질환자 비율’을 분석에 포함하였다.

4) 도구변수

본 연구에서는 의원밀도와 의료이용량 간의 역(-)의 상관관계와 생략변수로 인한 내생성 문제를 통제하기 위하여 도구변수 방법론을 적용하였다. 해외에서는 도구변수 방법론을 적용한 공급자유인수요 실증분석이 활발하게 이루어진 바[3,7], 지역의 평균소득, 65세 인구비율, 의과대학보유 여부, 인구당 소득, 인구수와 같이 지역별 의사분포에 영향을 주는 의료수요요인, 지역의 경제적 수준, 인구규모가 도구변수로 많이 사용되었다. 국내에는 도구변수 방법론을 적용한 공급자유인수요 실증분석이 많지 않다. Kim [18]은 도시 규모, 노인인구 비율, 가구당 지방세, 고학력자 비율을, Shin 등[21]은 지역별 개인당 소득, 인구밀도, 저소득층 비율을 도구변수로 사용하였다. 본 연구에서는 지역의 의원밀도에 영향을 줄 수 있는 지역특성변수를 선정하여 타당성 검증을 실시한 바, 최종적으로 지역 규모의 대리변수로서 ‘인구밀도’, 지역의 경제적 수준의 대리변수로서 ‘인구 1인당 보험료’를 도구변수로 선정하였다.

3. 분석방법

본 연구는 횡단면자료와 시계열자료를 결합한 패널자료를 이용

한바, 이에 적합한 연구모형을 선택하였다. 우선 지역특성을 나타내는 오차항 μ_i 에 대한 하우스만 검정(Hausman test)을 통해 이를 고정된 모수(fixed parameter)로 간주하는 고정 효과모형을 선택했다.

또 하나의 고려할 점은 각 시점의 특성이다. 본 연구에서는 ‘연도 더미변수’ F검정의 p값이 5% 수준에서 유의하여 시간특성 효과를 나타내는 오차항 ν_t 를 고정 효과로 추가한 2원고정 효과(two-way fixed effects)모형을 설정하였다.

독립변수와 오차항 e_{it} 간에 상관성이 있을 경우 생략변수 및 역의 상관관계로 인한 독립변수의 내생성(endogeneity) 문제가 발생할 수 있다. 본 연구에서는 내생성 문제를 통제하기 위해 도구변수를 이용한 2SLS (two-stage least squares) 추정모형을 설정하였다. 도구변수의 타당성 검증을 위해 F 검정과 J 검정을 실시한 바(F 통계치는 10을 기준으로 week instrument 여부를 판단하며, J 통계치는 $p = 0.05$ 를 기준으로 도구변수와 오차항 간의 상관관계를 판단), ‘인구밀도’와 ‘인구1인당 보험료’가 도구변수로 선정되었다.

4. 분석모형

1) 이론적 모델

Carlsen과 Grytten [4]은 의사밀도와 의료이용 간의 관계를 ‘유인수요 효과’와 ‘가용성 효과’로 구분하는 새로운 이론적 틀을 제시하였다. 의사밀도와 의료서비스 이용량 사이의 정(+)의 관계는 ‘가용성 효과’, ‘가격 효과’, ‘유인수요 효과’ 중 어느 것으로도 해석될 수 있다는 것이다. 수가가 외재적으로 결정되면 단기간의 가격 효과를 배제할 수 있어 ‘가용성 효과’와 ‘유인수요 효과’로의 구분이 가능해진다. 본 연구에서는 이 둘을 구분하기 위해 Carlsen과 Grytten [4]의 방법에 시계열자료를 활용한 패널분석을 적용하였다.

2) 공급자유인수요 실증분석

본 연구에서는 시군구 단위의 5년(2006-2010년) 패널자료를 이용했다. 분석은 도구변수 방법론을 적용한 ‘2원고정 효과 2단계 추정모형’을 사용했다.

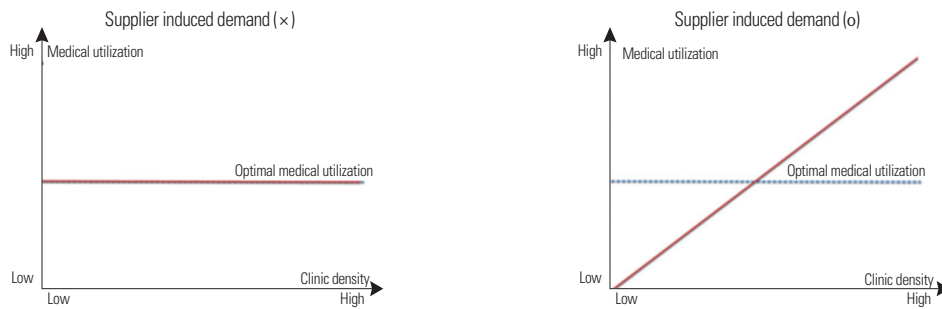


Figure 1. Existence of supplier induced demand [4].

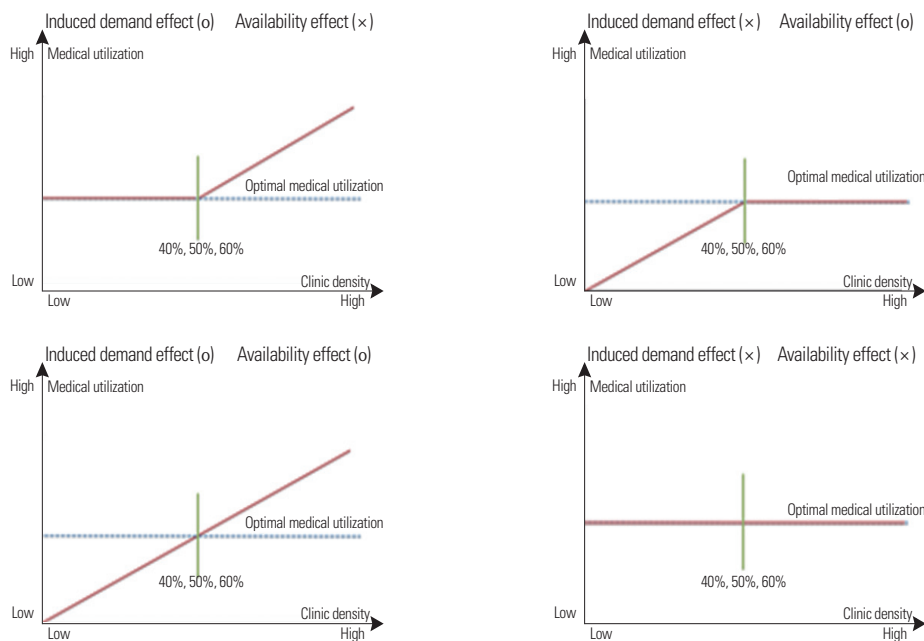


Figure 2. Distinction between induced demand effect and availability effect (one cut-off) [4].

지역특성을 통제한 후에도 ‘의원밀도와 의료이용 간에 정(+)의 관계’가 있으면 이는 공급자유인수요를 지지하는 결과로 해석할 수 있다. 이를 도구변수 방법론을 적용한 2원고정 효과 2단계 추정모형으로 나타내면 formula 1과 같으며, 해석방법은 Figure 1과 같다[4].

< Formula 1 >

$$\text{Step1: } \log P_{it} = \delta_1 + \delta_2 X_{it} + \delta_3 Z_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Step2: } \log Y_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \log(P_{it}) + X_{it} + CV_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

i: area

t: year 2006-2010

$\log Y_{it}$: the amount (or intensity) of medical service

$\log(P_{it})$: clinic density

CV_{it} : control variable

X : exogeneous variable

Z_{it} : instrument variable

$\log(P_{it})$: predicted value of clinic density

3) 유인수요 효과와 가용성 효과의 구분

본 연구에서는 ‘의원밀도와 의료이용량 또는 의료이용 강도 간의 관계’를 ‘유인수요 효과’와 ‘가용성 효과’로 구분하기 위해 의원밀도의 더미변수를 만들고 각 더미변수와 의원밀도의 상호작용항을 분석에 포함시켰다. 2분위 분석(one cut off)에서는 의원밀도를 의원밀도가 낮은 지역, 높은 지역의 2개 지역으로 구분하였다(기준은 40%, 50% 및 60%). 의원밀도가 낮은 지역에서 의원밀도의 증가가 의료이용의 증가를 가져오지 않으나 의원밀도가 높은 지역에서

의원밀도의 증가가 의료이용의 증가를 가져오면 ‘유인수요 효과’가 있는 것으로, 반면에 의원밀도가 낮은 지역에서 의원밀도의 증가가 의료이용의 증가를 가져오지만 의원밀도가 높은 지역에서 의원밀도의 증가가 의료이용의 증가를 가져오지 않으면 ‘가용성 효과’가 있는 것으로 해석된다. 도구변수 방법론을 적용한 2원고정 효과 2단계 추정모형은 formula 2와 같으며, 그 해석방법은 Figure 2, Table 1과 같다[4].

< Formula 2 >

$$\text{Step1: } \log P_{it} = \delta_1 + \delta_2 X_{it} + \delta_3 Z_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Step2: } \log Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 DUM_a + \beta_1 \log(P_{it}) + \beta_2 \log(P_{it}) \times DUM_a + CV_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

i: area

t: year 2006-2010

$\log Y_{it}$: the amount (or intensity) of medical service

$\log(P_{it})$: clinic density

CV_{it} : control variable

X : exogeneous variable

Z_{it} : instrument variable

$\log(P_{it})$: predicted value of clinic density

DUM_a : clinic density high area = 1 (a = 40%, 50%, 60%)

β_1 : the coefficient of clinic density low area

β_2 : the difference between the coefficients of low area and high area

$\beta_1 + \beta_2$: the coefficient of clinic density high area

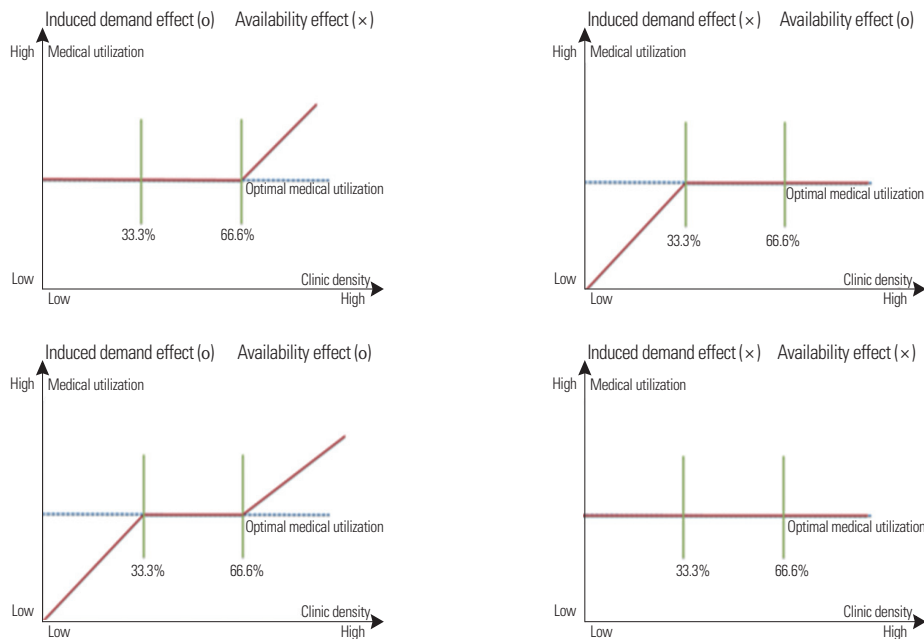


Figure 3. Distinction between induced demand effect and availability effect (two cut-off) [4].

본 연구에서는 의원밀도가 낮은 지역과 높은 지역을 더 명확하게 구분하기 위해 의원밀도가 낮은 지역, 중간지역, 높은 지역의 3개의 지역으로 분류하여 분석하였다. 이를 도구변수 방법론을 적용한 2원고정 효과 2단계 추정모형으로 나타내면 formula 3과 같으며, 해석방법은 Figure 3, Table 2와 같다[4].

며, 해석방법은 Figure 3, Table 2와 같다[4].

< Formula 3 >

$$\text{Step1: } \log P_{it} = \delta_1 + \delta_2 X_{it} + \delta_3 Z_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it}$$

Table 1. Interpretation of coefficients: one cut off [4]

Variable	Availability effect	Induced demand effect	Both	Neither
Clinic density low area	$\beta_1 > 0$	$\beta_1 = 0$	$\beta_1 > 0$	$\beta_1 = 0$
Clinic density high area	$\beta_1 + \beta_2 > 0$	$\beta_1 + \beta_2 > 0$	$\beta_1 + \beta_2 > 0$	$\beta_1 + \beta_2 = 0$
Difference between low area and high area	$\beta_2 = 0$	$\beta_2 > 0$	$\beta_2 > 0$	$\beta_2 = 0$

Table 2. Interpretation of coefficients: two cut off [4]

Variable	Availability effect	Induced demand effect	Both	Neither
Clinic density low area	$\beta_1 > 0$	$\beta_1 = 0$	$\beta_1 > 0$	$\beta_1 = 0$
Clinic density middle area	$\beta_1 + \beta_2 > 0$	$\beta_1 + \beta_2 = 0$	$\beta_1 + \beta_2 > 0$	$\beta_1 + \beta_2 = 0$
Difference between low area and middle area	$\beta_2 = 0$	$\beta_2 = 0$	$\beta_2 > 0$	$\beta_2 = 0$
Clinic density low area	$\beta_1 + \beta_3 > 0$	$\beta_1 + \beta_3 > 0$	$\beta_1 + \beta_3 > 0$	$\beta_1 + \beta_3 = 0$
Difference between low area and high area	$\beta_3 = 0$	$\beta_3 > 0$	$\beta_3 > 0$	$\beta_3 = 0$

Table 3. General characteristics (n = 1,210)

Variable	Mean ± standard deviation	Min	Max
Dependent variable			
Visit day per capita	10.83 ± 7.16	2.39	117.46
Medical expense per visit (thousand won)	16.46 ± 2.22	11.79	34.7
Independent variable			
Clinic density	5.39 ± 4.53	0.99	71.48
One cut off (40%)			
Clinic density low area	3.67 ± 0.74	0.99	4.56
Clinic density high area	6.40 ± 5.43	4.56	71.48
One cut off (50%)			
Clinic density low area	3.96 ± 0.80	0.99	4.95
Clinic density high area	6.82 ± 6.02	4.96	71.48
One cut off (60%)			
Clinic density low area	4.21 ± 0.87	0.99	5.4
Clinic density high area	7.40 ± 6.90	5.4	71.48
Two cut off			
Clinic density low area	3.58 ± 0.72	0.99	4.43
Clinic density middle area	4.98 ± 0.31	4.43	5.51
Clinic density high area	7.62 ± 7.25	5.51	71.48
Control variable			
Rate of general practitioner	15.22 ± 10.90	0.00	66.67
Rate of dermatology	2.08 ± 2.17	0.00	12.24
General hospital	0.63 ± 0.48	0.00	1.00
No. of hospital per 100,000 population	0.004 ± 0.01	0.00	0.09
Rate of women	49.85 ± 0.97	45.57	52.68
Rate of under 5 years-old	4.28 ± 1.03	2.13	8.07
Rate of hypertension patients	14.64 ± 14.32	0.72	124.12
Rate of arthritis patients	14.11 ± 6.50	1.33	46.77
Rate of mental patients	11.80 ± 16.43	0.26	89.35
Instrumental variable			
Population density	4,187.47 ± 6,393.86	18.5	30,253.47
Insurance contribution per a capita (thousand won)	488.46 ± 726.13	67.35	10,514.64

$$\text{Step2: } \log Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 \text{DUM2} + \alpha_3 \text{DUM3} + \beta_1 \log(P_{it}) + \beta_2 \log(P_{it}) \\ \times \text{DUM2} + \beta_3 \log(P_{it}) \times \text{DUM3} + CV_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it}$$

i: si gun gu area or si gun area

t: year 2006-2010

$\log Y_{it}$: the amount (or intensity) of medical service

$\log(P_{it})$: clinic density

CV_{it} : control variable

X : exogenous variable

Z_{it} : instrument variable

$\log(P_{it})$: predicted value of clinic density

DUM_a : clinic density high area = 1 (a = 40%, 50%, 60%)

β_1 : the coefficient of clinic density low area

β_2 : the difference between the coefficients of low area and high area

$\beta_1 + \beta_2$: the coefficient of clinic density high area

결 과

1. 일반적 특성

Table 3은 본 연구에서 사용한 변수의 일반적 특성을 보여준다. 인구 1인당 평균 내원일수는 10.8일이었다. 의료이용이 가장 적었던 지역이 2.4일이었던 반면 의료이용이 가장 많았던 지역은 내원일수가 117.8일이었다. 내원일당 평균 진료비는 1만 6천 원이었다. 가장

적은 지역이 1만 1천 원이었으며, 가장 많은 지역이 3만 4천 원이었다. 시군구 단위에서 인구 1만 명당 의원 수는 평균 5.34개였다. 가장 적은 지역이 0.99개, 가장 많은 지역이 71.48개로 지역별 편차가 크게 나타났다. 의원밀도가 낮은 지역에서 높은 지역의 순으로 나열했을 때 가장 낮은 지역에서부터 40%, 50%, 60%에 해당하는 지역을 기준으로 나누었을 경우의 의원밀도도 제시되어 있다.

의원 의료서비스 이용에 영향을 줄 수 있는 지역별 변수의 일반적 특성과 관련해서, 먼저 지역의 의료공급특성을 보면 일반의 비율은 15.22%로 전문과목을 표시한 의원의 비중이 크게 높았으며, 피부과 비율은 2.08%였다. 종합병원 이상을 보유한 시군구는 63%였으며, 병원 수는 인구 10만 명당 0.004개로 나타났다. 지역의 인구특성을 보면 여성비율은 49.9%, 5세 미만 아동비율은 4.28%로 나타났다. 그리고 지역의 주요 만성질환 유병률을 보면 고혈압 환자 비율 14.64%, 관절염 환자 비율 14.11%, 정신질환자 비율이 11.8%로 나타났다. 한편 지역의 의원밀도에 영향을 줄 수 있는 도구 변수로 사용한 면적당 인구수는 평균 4,178명(km²), 지역별 1인당 보험료는 488.46천 원으로 나타났다.

2. 의원밀도와 의료이용의 관계

의원밀도와 의료이용(의료이용량 및 의료이용 강도) 간의 관계에 대한 분석결과는 Table 4와 같다. 먼저 의원밀도와 의료이용량 간의 관계를 보면 고정 효과모형에서 인구 1만 명당 의원 수가 1% 증가할 때 내원일수는 0.63% 증가하는 것으로 나타났다. 의원밀도

Table 4. Results of FE 2SLS model analysis

Variable	Visit day (log)				Medical expense per visit day (log)			
	FE		FE 2SLS		FE		FE 2SLS	
	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE	Coef	SE
Independent variable								
Clinic density (log)	0.630***	(0.047)	1.023***	(0.047)	0.067***	(0.014)	0.087***	(0.027)
Control variable								
General practitioner %	-0.003***	(0.001)	-0.004***	(0.001)	-0.001***	(0.000)	-0.001**	(0)
Dermatology %	-0.007*	(0.004)	-0.008*	(0.004)	0.007***	(0.002)	0.007**	(0.002)
General hospital (reference = yes)	-0.021*	(0.011)	-0.024*	(0.011)	0.001	(0.006)	0.001	(0.006)
No. of hospital per 100,000 population	1.442	(0.73)	-0.144	(0.73)	-0.399	(0.41)	-0.48	(0.423)
Female %	-2.447	(1.199)	-1.801	(1.199)	0.045	(0.69)	0.079	(0.695)
Under 5 years-old %	0.003	(0.009)	-0.004	(0.009)	-0.001	(0.005)	-0.001	(0.005)
Hypertension patients %	-0.001***	(0.001)	-0.002***	(0.001)	0	(0)	0.000	(0)
Arthritis patients %	-0.002	(0.002)	0.002	(0.002)	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)
Mental patients %	0.004	(0.001)	0.001	(0.001)	-0.001	(0)	-0.001	(0)
Insurance contribution per capita (thousand won)	0	(0.000)			0	(0)		
F	139.54***		108.13***		310.44***		327.80***	
R ²	0.69		0.61		0.83		0.83	

FE, fixed effects; 2SLS, two-stage least squares; Coef, coefficient; SE, standard error.

이외에도 일반의 비율, 피부과 비율, 종합병원 이상 보유 여부, 여성 비율, 고혈압 환자 비율은 내원일수에 부(-)의 영향을 주었으며, 병원 수, 정신질환자 비율은 정(+)의 영향을 주었다.

인구밀도와 1인당 보험료를 도구변수로 한 고정 효과 2단계 분석 결과에서는 인구 1만 명당 의원밀도가 1% 증가할 때 내원일수는 1.02% 증가하는 것으로 나타나 앞의 모형에 비해 증가폭이 더 크게 나타났다. 의원밀도 이외에도 일반의 비율, 피부과 비율, 종합병원 이상 보유 여부, 고혈압 환자 비율은 내원일수에 부(-)의 영향을 주었다.

의원밀도와 의료이용 강도 간의 분석결과를 보면 고정 효과모형에서 인구 1만 명당 의원수가 1% 증가할 때 내원일당 진료비는 0.07% 증가하는 것으로 나타났다. 의원밀도 이외에도 일반의 비율은 내원일당 진료비에 부(-)의 영향을 주었으며, 피부과 비율은 정(+)의 영향을 주었다.

인구밀도와 1인당 보험료를 도구변수로 한 고정 효과 2단계 분석 결과에서는 인구 1만 명당 의원밀도가 1% 증가할 때 내원일당 진료비는 0.09% 증가하는 것으로 나타나 앞의 모형에 비해 증가폭이 더 크게 나타났다. 의원밀도 이외에도 일반의 비율은 내원일당 진료비에 부(-)의 영향을 주었으며, 피부과 비율은 정(+)의 영향을 주었다.

3. 유인수요 효과와 가용성 효과의 구분

의원밀도와 의료이용량 간의 관계를 다시 ‘유인수요 효과’와 ‘가용성 효과’로 구분하기 위해 의원밀도가 낮은 지역과 높은 지역을 구분한 분석결과 Table 5와 같다. 본 연구에서는 의원밀도가 낮은 지역에서 높은 지역의 순으로 나열했을 때 가장 낮은 지역에서부터 40%, 50%, 60%에 해당하는 지역을 기준으로 의원밀도가 낮은 지역과 높은 지역을 구분했다.

Table 5에서 보듯이 의원밀도가 낮은 지역에서만 ‘인구 1만 명당 의원 수’의 증가가 유의하게 ‘내원일수’의 증가로 이어졌다. 40%를 기준으로 나눈 경우는 의원 수가 1% 증가할 때 내원일수가 유의하게 0.797% 증가했고, 50%를 기준으로 한 경우 0.852% 증가했으며, 60%를 기준으로 한 경우 0.860% 증가했다.

‘유인수요 효과’와 ‘가용성 효과’를 보다 보수적(conservative)으로 구분하기 위해 의원밀도를 낮은 지역, 중간지역, 높은 지역의 세 단계로 나눈 경우에도, 의원밀도가 낮은 지역에서만 인구 1만 명당 의원 수가 1% 증가할 때 내원일수가 유의하게 0.791% 증가했다. 의원밀도와 의료이용 강도 간의 관계를 보아도, 의원밀도가 낮은 지역에서만 인구 1만 명당 의원 수가 증가할 때 내원일당 진료비가 유의하게 증가했다. 40%를 기준으로 구분한 경우 의원 수가 1% 증가할 때 진료비가 유의하게 0.075% 증가했고, 50%를 기준으로 한 경우 0.055% 증가했으며, 60%를 기준으로 한 경우 0.056% 증가했다. 의원밀도를 낮은 지역, 중간 지역, 높은 지역의 세 단계로 나눈 경우

Table 5. Results of FE 2SLS model analysis to distinguish between induced demand effect and availability effect

Variable	Visit day (log)		Medical expense per visit day (log)	
	Coef	SE	Coef	SE
One cut off (low 40% & high 60%)				
High density area dummy	-0.022	(0.018)	0.002	(0.011)
Clinic density: low area (β_1)	0.797***	(0.038)	0.075***	(0.023)
Clinic density: low area-high area (β_2)	0.002	(0.01)	-0.006	(0.006)
One cut off (low 50% & high 50%)				
High density area dummy	-0.023	(0.013)	-0.005	(0.008)
Clinic density: low area (β_1)	0.852***	(0.042)	0.055*	(0.025)
Clinic density: low area-high area (β_2)	0.001	(0.007)	0.004	(0.004)
One cut off (low 60% & high 40%)				
High density area dummy	-0.028*	(0.012)	0	(0.005)
Clinic density: low area (β_1)	0.860***	(0.043)	0.056*	(0.025)
Clinic density: low area-high area (β_2)	0.008	(0.006)	0.003	(0.002)
Two cut off				
Middle density area dummy	-0.048	(0.024)	0.001	(0.014)
High density area dummy	-0.046	(0.029)	0.013	(0.018)
Clinic density: low area (β_1)	0.791***	(0.044)	0.088***	(0.027)
Clinic density: low area-middle area (β_2)	0.017	(0.013)	-0.005	(0.008)
Clinic density: low area-high area (β_3)	0.008	(0.016)	-0.015	(0.01)

Includes only coefficients of independent variables to confirm supplier induced demand effect and availability effect in the model including control and instrument variables in Table 3. FE, fixed effects; 2SLS, two-stage least squares; Coef, coefficient; SE, standard error.

에도 의원밀도가 낮은 지역에서만 인구 1만 명당 의원 수가 1% 증가할 때 내원일당 진료비가 유의하게 0.088% 증가했다.

고 찰

1970년대에 의료비가 급증하고 의료비 증가요인을 찾기 위한 연구들이 활발하게 이루어지면서 공급자유인수요는 의료비 증가를 야기하는 주요 요인으로 인식되어왔다. 공급자유인수요에 관한 초기 연구는 '의사 수 증가'를 의료비 증가의 주요 요인으로 인식하는 경향이 강했으며, 이는 의사 수 제한을 위한 이론적 근거로 사용되기도 했다.

이후 의료이용의 형평성에 대한 관심이 높아지면서 의료이용의 접근성을 저해하는 요인을 파악하기 위한 분석이 활발하게 이루어졌다. 의료인력의 공급량 및 지역적 분포와 같은 '의료인력의 가용성'은 '지불능력'과 함께 의료이용에 대한 접근성을 나타내는 주요 지표로 인식되어왔다. 공급자유인수요에 관한 최근의 연구는 유인수요 효과뿐만 아니라 '의사 수 증가'가 '의료인력의 가용성' 향상에 미치는 영향을 함께 고려하고 있으며, '유인수요 효과'와 '가용성 효과'의 존재는 적정수준의 의료인력에 대한 논의의 이론적 근거로 사용되고 있다.

하지만 공급자유인수요에 관한 실증연구는 연구모형의 타당성을 입증하기 위한 방법과 결과해석 측면에서 아직 보건경제학의 주요쟁점으로 남아 있다. 공급자유인수요는 의료제도 환경에 따라 다양한 형태로 나타날 수 있기 때문에 우리나라에서의 공급자유인수요이론의 실효성을 판단하기 위해서는 국내 의료제도를 고려한 연구가 필요하다.

본 연구의 분석결과를 보면 '의원밀도와 의료이용량'의 사이에 그리고 '의원밀도와 의료이용 강도' 사이에 모두 유의한 정(+)의 관계가 있었다. 즉 '환자에 의한 수요'와 '공급자유인수요'가 혼재되어 있는 '의료이용량'도 의원밀도의 유의한 영향을 받았고, 공급자유인수요가 강하게 영향을 미치는 '의료이용 강도'도 의원밀도의 유의한 영향을 받았다. 우리나라 의원에서 의원밀도가 높을수록 의료이용량과 의료이용 강도가 모두 증가한다는 이러한 결과는 기존

의 국내 실증연구의 결과(의료이용량[16,18,21], 의료이용 강도[15,16,18])와 유사하다.

한편 유인수요 효과와 가용성 효과를 구분해서 분석해 보면 의원밀도와 의료이용 간의 정(+)의 관계는 주로 '가용성 효과'에 의한 것으로 확인되었다. 즉 의원밀도가 높은 지역에서 의료인력 간의 경쟁 증가로 공급자가 불필요한 의료서비스를 유인하는 '유인수요 효과'보다는 의원밀도가 낮은 지역에서 의료인력에 대한 접근성 증가로 환자에 의한 수요가 증가하는 '가용성 효과'가 발생하고 있음을 알 수 있다. 이는 유인수요 효과와 가용성 효과를 구분한 외국 연구에서의 결과와 맥을 같이 한다[4,7,14] (Table 6).

결론적으로, 본 연구에서는 우리나라에서의 의원밀도와 의료이용 간의 정(+)의 관계가 대부분 가용성 효과에 기인함을 확인했다. 의료이용이 '불충분'한 환경에서 의료인력 공급의 증가는 '필요한 서비스'에 대한 접근성을 높여주고 있음을 시사한다. 의원밀도가 낮은 지역에서의 '의원밀도와 의료이용 간의 정(+)의 관계'는 '받지 못했던' 의료서비스를 받을 수 있게 되는 가용성 효과일 가능성이 높지, '불필요한' 의사수요 유인에 의한 것으로 해석하기 어렵다. 이는 의사를 중심으로 한 의료인력의 공급과 관련해서 중요한 정책적 의미를 가진다.

그간 의료정책의 담당자나 학자들 사이에 의사유인수요를 근거로 의료인력의 공급을 억제해야 한다고 믿는 경향이 있어왔다. 하지만 의사의 불필요한 유인수요가 생기는 것은 대체로 의료인력의 공급이 충분하거나 과잉인 경우이다. 물론 불필요한 유인수요가 생길 수는 있다. 하지만 이는 의사수가 과잉일 경우에만 생기는 것이 아니고 수입을 높이기 위한 일반적인 반응으로 해석하는 것이 타당할 것이다. 우리나라와 같이 임상외사의 수(2012년 현재 한의사 제외 시 인구 천 명당 1.7명)가 Organization for Economic Cooperation and Development 국가의 평균(2012년 현재 인구 천 명당 3.1명)에 크게 못 미치는 상황에서는 의사의 적절한 공급이 필요의료를 충족시키는 순기능을 하게 되는 점을 잊어서는 안 된다[23].

본 연구의 결과는 한편으로 우리나라에서 지속적으로 문제가 제기되어온 의사인력의 지역적 편차와 관련해서도 중요한 정책적 시사점을 제공한다. 의료인력의 과소공급 또는 지역적 불균형은 의

Table 6. Interpretation of analysis results: induced demand effect and availability effect

Variable	Amount of medical use				Intensity of medical use			
	FE		FE 2SLS		FE		FE 2SLS	
	ID	AV	ID	AV	ID	AV	ID	AV
Mixed effect	o		o		o		o	
ID vs. AV (one cut off: 40%)	x	o	x	o	x	o	x	o
ID vs. AV (one cut off: 50%)	x	o	x	o	x	o	x	o
ID vs. AV (one cut off: 60%)	x	o	x	o	x	o	x	o
ID vs. AV (two cut off)	x	o	x	o	x	o	o	o

FE, fixed effects; 2SLS, two-stage least squares; ID, induced demand effect; AV, availability effect.

료접근성을 낮추어 미충족의료(unmet need) 발생을 유발할 수 있으며 의료의 질 저하를 초래할 수 있다. 의료서비스에 대한 국민의 필요(needs)를 충족시킬 수 있을 만큼의 의료인력 확보와 지역적 배분을 고려한 의료인력 수급정책이 필요한 것은 이 때문이다.

공급자유인수요의 실증분석결과는 의료제도, 의료기관종별, 의료서비스종류, 시간 등에 따라 다양한 양상을 보인다. 연구대상을 전체 의료공급자 또는 의료서비스로 설정할 수도 있지만, 보다 하위의 단위로 분석을 하고 그 결과를 해당 범위에 한정하여 해석할 수 있다. 공급자유인수요가 초래하는 비효율성을 줄이기 위한 정책도 보다 구체적인 필요가 있다. 의원단위에서의 공급자유인수요의 존재를 의원단위의 지불제도, 본인부담 제도 등의 정책적 개선을 위한 근거자료로 활용하는 것이 일례가 된다.

한편 본 연구에는 몇 가지 제한점이 있다. 첫째, 본 연구는 비급여 의료이용을 포함하지 않고 있다. 하지만 비교적 진료의 변이가 적은 의원단위의 분석이므로 비급여 의료이용이 적어 큰 지장은 없을 것으로 생각된다. 비급여 비중이 높은 성형외과는 분석에서 제외하였으며, 피부과는 지역별로 통제변수에 포함하였다. 둘째, 본 연구는 관외 의료이용을 통제하지 못하였다. 즉 해당 의원이 소재한 지역에 거주하는 주민이 그 지역의 의원을 이용하였음을 가정하였다. 셋째, 본 연구는 건강보험가입자를 대상으로 하였지만 통제변수는 의료급여 수급자를 포함한 전체 의료보장인구를 사용하였다. 의료급여수급권자 수는 전체 의료보장인구의 약 4%에 해당한다.

이러한 제약에도 불구하고 본 연구는 의원밀도와 의료이용 간의 정(+)의 관계를 주로 논하던 기존의 실증연구에서 더 나아가 패널 자료를 활용하여 '유인수요 효과'와 '가용성 효과'를 구분해 내었다는 점에 의의가 있을 것이다.

REFERENCES

1. Moon JH. A study of the supplier-induced demand hypothesis in the Korean medical industry [master's thesis]. Seoul: Yonsei University; 1999.
2. Evans RG. Supplier-induced demand: some empirical evidence and implications. *Econ Health Med Care* 1974;6:162-173.
3. McCarthy TR. The competitive nature of the primary-care physician services market. *J Health Econ* 1985;4(2):93-117. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0167-6296\(85\)90001-3](http://dx.doi.org/10.1016/0167-6296(85)90001-3)
4. Carlsen F, Grytten J. More physicians: improved availability or induced demand? *Health Econ* 1998;7(6):495-508. DOI: [http://dx.doi.org/10.1002/\(sici\)1099-1050\(199809\)7:6<495::aid-hec368>3.0.co;2-s](http://dx.doi.org/10.1002/(sici)1099-1050(199809)7:6<495::aid-hec368>3.0.co;2-s)
5. Wilensky GR, Rossiter LF. The relative importance of physician-induced demand in the demand for medical care. *Milbank Mem Fund Q Health*

- Soc 1983;61(2):252-277. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/3349907>
6. Schaumans C. Supplier inducement in the Belgian primary care market. *Proceedings of Katholieke Universiteit Leuven, Centrum voor Economische Studien* in its series Center for Economic Studies, discussion papers with number ces0718. Munchen: Center for Economic Studies; 2007.
7. Juges 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.
8. Fuchs VR. The supply of surgeons and the demand for operations. *J Hum Resour* 1978;13:35-56. DOI: <http://dx.doi.org/10.2307/145247>
9. Rice T, McCall N. Factors influencing physician assignment decisions under Medicare. *Inquiry* 1983;20(1):45-56.
10. Cromwell J, Mitchell JB. Physician-induced demand for surgery. *J Health Econ* 1986;5(4):293-313. DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0167-6296\(86\)90006-8](http://dx.doi.org/10.1016/0167-6296(86)90006-8)
11. Sweeney GH. The market for physicians' services: theoretical implications and an empirical test of the target income hypothesis. *South Econ J* 1982;48(3):594-613. DOI: <tp://dx.doi.org/10.2307/1058653>
12. Stano M, Cromwell J, Velky J, Saad A. The effects of physician availability on fees and the demand for doctors' services. *Atl Econ J* 1985;13(2):51-60. DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/bf02304180>
13. Escarce JJ. Explaining the association between surgeon supply and utilization. *Inquiry* 1992;29(4):403-415.
14. 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.
15. Kim HW. An analysis of supplier induced demand for medical care in Korea [master's thesis]. Seoul: Seoul National University; 1989.
16. Chung JJ. A study on the effects of the cost containment policy on the medical suppliers' behavior: focusing on the verification of the supplier-induced demand hypothesis [master's thesis]. Seoul: Seoul National University; 1994.
17. Oh EH. An analysis of relationship between medical fees and service intensity: based on the supplier induced demand theory [master's thesis]. Seoul: Yonsei University; 2000.
18. Kim CB. Test of physician-induced demand in Korea [dissertation]. Seoul: Yonsei University; 2002.
19. Kim HJ. The effect of price regulation policy on national health insurance system. *Soc Welf Policy* 2005;23:253-268.
20. Shin MK. Empirical analysis of supplier-induced demand using MRI service claims data [master's thesis]. Seoul: Yonsei University; 2009.
21. Shin HW, Yoon JH, Lee CS, Lim JW, Hwang SM. An analysis of medical suppliers' practice behavior. Seoul: Ministry of Health Welfare Ministry; 2012.
22. 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. DOI: <http://dx.doi.org/10.1007/s10198-007-0044-7>
23. Jeong HS. Future need and supply of practicing doctors in total and by specialty. Seoul: Korean Ministry of Health and Welfare; 2011.