

우리나라 의원에서의
의사유인수요 가설 검증

연세대학교 대학원

보건행정학과

김 창 보

우리나라 의원에서의
의사유인수요 가설 검증

지도 이 규 식 교수

이 논문을 박사 학위논문으로 제출함

2002년 6월

연세대학교 대학원

보건행정학과

김 창 보

김창보의 박사 학위논문을 인준함

심사위원_____인

심사위원_____인

심사위원_____인

심사위원_____인

심사위원_____인

연세대학교 대학원

2002년 6월 일

감사의 글

은 나라가 월드컵 때문에 떠들썩했습니다. 그 누구도 예상치 못했던 성적을 거둔 한국 축구팀에 국민들이 감격해하며 6월의 '붉은 축제를 즐겼습니다.

'박사학위 받는게 그렇게 쉬운줄 알았어'

축구 신경쓰지 말고 논문 열심히 잘 쓰라는 충고였겠지만 저에겐 '응원'으로 들리기 보다는 '고생 좀 더 해봐라'는 소리처럼 들렸습니다. 역시 고생을 더 해야 했나 봅니다. 수정에 수정을 거치면서 지겹다 못해 논문에서의 숫자들이 날아다니는 꿈을 꿀 정도가 되자 겨우 '끝'이 보였습니다. 그리고 이제는 느긋한 마음으로 녹차를 마시며 감사의 글을 쓰고 있습니다.

보잘 것 없는 제 논문을 꼼꼼히 훑어 주시며 여러 조언과 토론을 함께 해주셨던 이규식 교수님, 이해중 교수님, 진기남 교수님, 서영준 교수님, 그리고 윤병식 소장님께 진심으로 깊은 감사를 드립니다. 심사위원님들의 조언과 질책은 제 논문의 모난 부분을 깎아내고 다듬는데 아주 큰 도움이 되었습니다. 그럼에도 불구하고 마음 한 구석에는 "논문이 여러 선생님들의 기대에 미치지 못하지 않았을까" 하는 죄송함과 부끄러움이 남아 있습니다. 이는 앞으로 더욱 노력하여 발전해 나가라는 뜻으로 생각하고 명심하고자 합니다.

심사위원님들 이외에도 제가 박사학위를 받게된 지금까지 온 길을 돌아보면 감사드려야 할 분들이 너무나도 많습니다. 우선 저에게 어떻게 살 것인가를 늘 고민하게 해주었던 분들에게 감사드립니다. 그분들은 저에게 공부를 해야 하는 의미를 깨닫게 해주었으며, 지금까지 큰 힘이 되어 주셨습니다. 앞으로도 기대에 어긋나지 않게 노력하며 살아가겠습니다. 또한 대학원 과정에서 함께 공부하며 만났던 사람들, 이제는 저에게 더없이 소중한 사람들이 되어 함께 살아가고 있습니다. 앞으로도 서로를 격려하고 힘이 되어주기 위해 노력하겠습니다.

비록 '중병에 걸린' 건강보험이지만 국민을 위한 기관으로 다시 태어나기 위해 열심히 일하시는 건강보험연구센터 가족 여러분들께도 존경과 감사를 드립니다. 제가 학위논문 쓴다고 업무에 소홀하였는데도 이해해주시고 배려해 주셨습니다.

그렇지만 누구보다도 늘 저를 걱정해주는 어머니와 장인어른과 장모님께 깊은 감사드립니다. 저의 학위 수여를 저보다 더 기뻐하실 분들입니다. 그리고 논문 잘 쓰라고 '화이팅'을 외쳐준 아내와 예쁜 딸 채원에게 사랑하는 제 마음을 전하고 싶습니다.

그동안 논문을 핑계삼아 어머니와 장인어른, 장모님을 자주 뵙지 못했습니다. 휴일에도 아내와 딸과 함께 지내지 못했습니다. 이제는 그런 핑계도 없어졌으니 어른들을 자주 찾아 뵙고, 또 사랑하는 아내와 천사같은 딸 채원아와 함께 가족여행을 갈 계획도 짜 보아야겠습니다. 그리고 한동안 만나지 못했던 여러 분들께도 찾아뵙어야겠습니다.

2002년 7월 2일

차 례

표 차 례	iv
그림차례	v
국문요약	vi
제1장 서론	1
1.1. 연구 배경	1
1.2. 연구 목적	3
제2장 이론 및 선행연구 고찰	4
2.1. 의료시장과 공급자 유인수요	4
2.1.1. 의료시장의 특성	4
2.1.2. 의료시장에서의 공급자 유인수요	5
2.2. 의료시장에서 공급자 유인수요에 관한 선행연구 고찰	11
2.2.1. 연구 대상	11
2.2.2. 의사유인수요에 대한 주요 연구 결과	15
2.2.3. 의사유인수요 연구 결과의 해석에 관한 논쟁	16
2.2.4. 의사에 의한 공급자유인수요와 환자 후생에 관한 연구	18
2.2.5. 소결	19
제3장 연구방법	22
3.1. 연구 모델	22
3.1.1. 이론모델	22
3.1.2. 실증모델	25

3.2. 연구 가설	28
3.2.1. 지역단위 분석에서의 가설	29
3.2.2. 의원단위 분석에서의 가설	30
3.3. 연구 대상	31
3.3.1. 연구 대상	31
3.3.1.1. 의료서비스의 종류	31
3.3.1.2. 연구 대상 지역	32
3.3.1.3. 연구 대상 시기	33
3.4. 변수 선정	34
3.4.1. 종속변수	34
3.4.2. 독립변수	38
3.5. 분석방법	43
3.5.1. 지역단위 분석	43
3.5.2. 의원단위 분석	43
3.6. 계량분석상의 문제점	46
제4장 연구결과	50
4.1. 지역단위 분석 결과	50
4.1.1. 의원밀도와 인구 1천명당 환자수	50
4.1.2. 의원밀도와 초진환자당 재진환자수	51
4.1.3. 의원밀도와 환자당 진료비	52
4.1.4. 의원밀도와 1천명당 진료비	53
4.1.5. 소결	54
4.2. 의원단위 분석	55
4.2.1. 의원밀도와 초진환자수	55
4.2.2. 의원밀도와 초진환자당 재진환자수	57
4.2.3. 의원밀도와 환자당 진료비	59
4.2.4. 의원밀도와 총진료비	61

4.2.5. 의원별 총진료비에 대한 경로분석	63
4.2.6. 의원밀도와 부가서비스	66
4.2.7. 소결	69
제5장 연구결과 고찰	70
5.1. 가설검증	70
5.2. 연구결과 고찰	71
5.3. 제한점	74
제6장 결론	75
참고문헌	77
Abstract	83

표 차 례

<표 2-1> 분석대상 자료의 특성에 따른 연구 및 특징	12
<표 2-2> 서비스 대상별 주요 연구 및 특성	14
<표 3-1> 변수의 평균 및 표준편차	42
<표 3-2> 분석단위별 분석방법 · 변수 · 이용 자료	45
<표 3-3> 의사밀도 증가시 진료량에 대한 영향 해석	48
<표 4-1> 지역별 환자수에 대한 회귀분석 결과	50
<표 4-2> 지역별 초진환자당 재진환자수에 대한 회귀분석 결과	51
<표 4-3> 지역별 환자당 진료비에 대한 회귀분석 결과	52
<표 4-4> 지역별 1천명당 진료비에 대한 회귀분석 결과	53
<표 4-5> 의원별 초진환자수에 대한 회귀분석 결과	56
<표 4-6> 의원별 초진환자당 재진환자수에 대한 회귀분석 결과	58
<표 4-7> 의원별 환자당 진료비에 대한 회귀분석 결과	60
<표 4-8> 의원별 총진료비에 대한 회귀분석 결과	62
<표 4-9> 의원밀도와 진료량 변수의 상관계수	64
<표 4-10> 경로분석을 위한 회귀분석 결과	64
<표 4-11> 총진료비에 대한 경로분석 결과	65
<표 4-12> 환자당 검사 · 진단 행위수에 대한 회귀분석 결과	67
<표 4-13> 환자당투약일수에 영향을 미치는 요인에 관한 회귀분석	68

그림 차례

<그림 2-1> 목표수입가설(target-income hypothesis)에 의한 공급자유인수요	8
<그림 3-1> 의원밀도 상승이 의원당 총진료비에 미치는 영향	28
<그림 3-2> 의원밀도에 따른 환자당 의사방문회수	35
<그림 3-3> 의사밀도와 총진료비의 관계	37
<그림 4-1> 총진료비에 대한 경로도	65

국 문 요 약

우리나라 의원에서의 의사유인수요 가설 검증

본 연구는 우리나라 의원(일반의원, 내과의원, 가정의학과의원) 외래서비스에서 공급자 유인수요의 발생 여부를 검증하는데 목적을 두었다. 이를 위해 본 연구에서는 건강보험 자료를 이용하여 지역단위와 의원단위로 나누어 회귀분석(OLS, 2-SLS)을 실시하였다.

분석결과 의원밀도는 인구 1천명당 환자수, 인구 1천명당 진료비, 초진환자당 재진환자수에 양의 유의한 영향을 미쳐 의사유인수요를 지지하는 결과를 보였다. 반면 의원단위 분석에서는 의원밀도가 의원별 진료비, 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비에 유의한 영향을 미치지 못해 의사유인수요를 지지하는 결과라고 해석할 수 없었다.

본 연구에서는 이와 같은 차이를 설명하기 위하여 경로분석을 실시하였다. 그 결과 의원단위 분석에서는 의원밀도보다는 초진환자수가 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비에 양의 방향으로 유의한 영향을 미쳐 의사유인수요를 유발하는 영향요인임이 밝혀졌다. 그리고 이와 같은 경로분석의 결과로 인하여 지역단위 분석 결과가 의원단위 분석 결과와 동일하게 의사유인수요를 지지하는 결과로 재해석할 수 있었다.

결국 본 연구는 주치의등록제가 시행되지 않고 있으며 환자가 의원을 자유롭게 선택할 수 있는 우리나라의 상황에서 의사유인수요는 의원의 수에 직접적인 영향을 받지 않으며 의원의 초진환자수에 의해 유발되고 있음을 밝혀냈다. 그러나 지역단위 분석 결과에서는 의원밀도와 관련하여 의사유인수요를 지지하는 결과를 보여주었다.

핵심되는 말 : 의사유인수요, 의원밀도

제1장 서론

1.1. 연구 배경

한 국가의 보건의료체계는 국가, 보험자, 의료공급자, 국민(환자)이 주체가 되어 구성된다. 그런데 이중 의료공급자의 진료행태는 제도를 배경으로 하지만 그 결과 국민의 건강에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 중요한 연구의 대상이 되어 왔다. 정책적인 측면에서도 의료공급자의 진료행태는 의료인력 정책, 의료비 절감을 위한 정책, 수가 및 지불보상방법의 개선 등 여러 정책을 결정하는데 근거가 된다는 점에서 중요한 과제로 인식되어 왔다.

일반적으로 의료공급자의 진료행태는 의사시장(physician services market)의 특성을 배경으로 한다. 다른 시장에 비해 독점적이지만 내부경쟁적이고, 건강보험 급여로 소비자가 부담하는 비용은 실제 시장가격에 비해 낮으며, 의료서비스 수요에 있어서 정보의 비대칭적 성격으로 인하여 의료공급자가 의료소비자의 대리인(agent) 역할을 하게 되는 등 일반적인 시장과는 다른 특성을 지니고 있는 점은 의료공급자의 진료행태를 설명하는데 중요한 배경이 된다.

이러한 의료공급자의 진료행태를 설명하는 가설중 가장 보편적으로 받아들여지고 있는 것이 의사에 의한 '공급자유인수요(Supplier Induced Demand)' 가설이다. 유인수요 가설은 의료시장의 특성을 반영하여 의료공급자가 진료수입을 확대하기 위해 진료량을 확대할 수 있음을 설명해 준다는 점에서 유의하게 받아들여지고 있다.

우리나라에서도 의사에 의한 유인수요가 존재함을 간접적으로 알 수 있는 사례들이 많다. 대표적인 예가 제왕절개술이다. 우리나라 산모들의 건강이 외국 산모들에 비해 크게 나쁘지 않다면 제왕절개술이 다른 나라에 비해 월등히 높은 것은 단지 출산문화나 의학교육의 문제점만으로 설명되기 어렵다. 정상분만에 대한 수가가 제왕절개 분만에 대한 수가에 비해 낮고, 분만 관련 의료사고를 회피하려는 의사들의 행태가 제왕절개술을 높이는 원인이라는 설명은 이미 널리 알려져 있다. 또한 학생

제 및 주사제 오남용이 심각하며, 불필요한 진단장비를 사용하거나 불필요한 검사를 많이하는 등 여러 사례는 의사유인수요가 존재함을 추측할 수 있다.

그러나 국내에서 유인수요의 존재 여부나 그 규모, 영향요인의 변화에 따른 진료량 변화 정도 등에 관한 구체적 연구는 없었다.

의료수요에 관한 국내 연구는 주로 의료이용량의 변이에 관한 연구와 의료서비스 이용시 환자가 부담하는 가격의 변화가 의료이용에 미치는 영향에 관한 연구 등이 주를 이루고 있다.

의료이용량의 변이에 관한 연구로는 인구집단에 따라 매우 다양하게 접근되고 있는데 지역간 격차에 관한 연구(신영전 외(1999), 진기남 외(1999), 조우현 외(1994) 등), 소득계층에 따른 의료이용의 변이에 대한 연구(김철웅 외(2002), 오영호(1998) 등), 노인이나 영유아를 대상으로 한 의료이용량 차이에 관한 연구(천병철 외(2000), 송건용 외(1989) 등) 등이 있다.

의료서비스 이용시 환자가 부담하는 가격의 변화가 의료이용에 미치는 영향에 관한 연구는 지역의료보험 도입 전후 의료이용의 차이에 관한 연구(배상수(1992), 차병준 외(1992)), 의료보험 하에서 가격탄력성에 관한 연구(김춘배 외(1995) 등) 등이 있다.

그러나 의료공급량의 변화에 따른 의료이용량(또는 진료량)의 변화를 포함하는 유인수요에 관한 연구는 없었다. 이와 같은 이유는 자료에 대한 접근의 한계 때문으로 추측된다. 실제 의료기관에서 발생한 진료량에 관한 정보는 의료공급자에 의한 유인수요를 검증하기 위한 연구에서 필수적인데 이러한 정보를 확보하기 어렵기 때문에 의료공급자에 의한 수요유인에 관한 국내 연구가 없었던 것으로 생각된다.

본 연구에서는 건강보험 자료를 이용하여 국내에서 의사유인수요를 검증하고자 한다. 비록 건강보험 자료가 비급여를 포함하지 못한다는 한계를 지니고 있지만 다양한 지표로 진료량을 표현하고 있어서 의사유인수요를 검증하기 위한 연구에 필요한 정보를 제공하고 있다. 또한 현재 우리나라에서 건강보험의 자료 이상으로 여러 의료기관에 대하여 진료량에 관한 정보를 확보할 수 없다는 점을 감안한다면 건강보험 자료를 이용하여 가능한 범위에서 공급자 유인수요에 관한 연구 방법을 제시하는 것도 의미가 있을 것이다.

1.2. 연구 목적

이론적으로 의사시장에서 의사에 의한 공급자 유인수요는 ‘수가통제’ 또는 ‘의료공급자의 수 증가’로 인한 의사들의 수입이 감소하는 경우 발생한다고 알려져 있다. 본 연구에서는 이 중 ‘의료공급자의 수’에 따른 유인수요의 존재 여부를 판별하는 것을 목적으로 한다. 국내에서 1차의료기관의 외래를 대상으로 의사유인수요의 존재 여부를 판단하고 유인수요가 발생하는 진료양상 및 그 영향요인을 입증하고자 한다.

제2장 이론 및 선행연구 고찰

2.1. 의료시장과 공급자 유인수요

2.1.1. 의료시장의 특성

의료제공자로서 의사 서비스 시장(physician services market)은 환자들이 의료공급자인 의사에 비해 정보가 부족하고, 보험급여로 인하여 실제 가격보다 낮은 가격으로 지불하며, 같은 지역 내의 의사들끼리는 경쟁이 형성될 수 있지만 의료서비스 시장에서는 가격설정자(price setter)의 지위를 가지고 있다는 특징이 있다. 또한 환자들이 의료서비스 이용을 선택하기 위한 정보가 부족하고 보험에 의해 급여가 이루어지기 때문에 가격탄력성이 낮고, 완전경쟁시장에 비해 거리가 있다는 점도 의사 서비스 시장의 중요한 특징이라 할 수 있다.

한편 의료 서비스 시장에서 소비자는 구체적으로 서비스의 종류와 양, 가격 등을 선택할 수 없기 때문에 의사를 대리인(agent)으로 삼는다. 이러한 점에서 일반적인 시장원리에 따르는 소비자의 조건과는 크게 다르다. 일반적 시장에서 소비자는 자신이 '무엇'을 원하고 있으며, 그들이 원하는 다양한 재화나 서비스를 얻을 경우 효과성의 차이를 인식하고 있고, 그들이 선택할 수 있는 재화나 서비스의 가격을 알고 있으며, 소비후 전반적인 만족도를 극대화하기 위하여 다양한 방법을 통해 정보를 이용한다(Wennberg 등, 1982).

반면 의료시장에서는 의사가 환자를 대신하여 의료서비스의 선택을 돕게 되는데 이때 의사가 환자를 대행하는 입장에 서기 위해 이론적으로는 다음과 같은 조건을 갖추고 있어야 한다.

- 의사들은 질병을 확정하고 치료하기 위하여 다양한 진단 및 치료 방법의 효과성에 대한 지식을 일반적으로 알고 있어야 한다.

- 의사들은 치료결과의 가능성에 기초하여 환자들이 원하는 것과 이용할 기술을 알고 있어야 한다.
- 의사들은 환자의 효용을 극대화하기 위하여 가능한 모든 방법을 통해 정보를 이용해야 한다.
- 의사는 최소 비용의 진단방법을 알고 있어야 하고 가장 효과적인 가격에서 환자를 치료하고 관리할 수 있어야 한다(Wennberg 등, 1982).

요약하자면 이상의 조건은 의사가 다양한 진단 및 치료방법을 알고 있으며, 치료 결과를 예측하고 가능한 모든 정보를 이용하여 가장 효과적인 방법 및 가격을 선택할 수 있어야 한다는 것이다. 그러나 이러한 조건은 이론적일 뿐, 현실과는 거리가 있다. 우선 의과학의 발달로 인하여 진단 및 치료기기가 첨단화되고 있으며, 빠른 속도로 발전하여 그 모든 정보를 의사가 취득한다는 것은 사실상 불가능하다. 또한 만일 의사가 치료방법을 선택하는데 있어서 재정적 유인이 존재할 수 있다면¹⁾ 비용-효과적인 결정에 다른 요인으로 영향을 받을 수 있다. 이를 설명하고자 하는 가설이 공급자유인수요(supplier-induced demand) 가설이다.

2.1.2. 의료시장에서의 공급자 유인수요

의료시장에서의 공급자 유인수요(Supplier Induced Demand)는 고전경제학에서는 ‘공급이 수요를 창출한다’는 세이의 법칙(Say’s Law)과 비슷한 맥락에서 이해될 수 있다. 그런데 이러한 공급자 유인수요 이론은 전통적인 경제이론과는 서로 반대 방향을 예측하고 있다는 점에서 차이가 있다. 고전적 경제이론은 인구대비 의사수 비율이 증가하면 공급의 증가를 의미하므로 수요량이 고정된다면 의사의 가격 및 수입이 낮아질 것으로 예측한다. 그러나 공급자 유인수요 이론은 의사의 공급량이 증가한다고 하더라도 의사들은 수요를 유인하여 서비스 공급량을 증가시키고 이로써 자신의 수입을 과거 수준 또는 그 이상으로 확대할 수 있다고 예측한다.

1) 일반적으로 의사가 치료방법을 결정하는데 있어서 재정적 유인이 존재하는 조건은 진료비 지불방식으로 행위별수가제(fee-for-service)를 채택하는 경우이다.

의료시장에서 공급자 유인수요에 관한 연구의 시초로 여겨지는 Evans(1974)는 주어진 수요와 가격에서 의사(공급자)의 수가 증가하면 의사(공급자) 개개인의 수입이 줄어들게 되는데 이때 의사(공급자)들은 수요를 발생시키기 위하여 반응할 수 있다면, 진료량(노동량)을 증가시키거나 가격을 올리거나 혹은 두가지 모두를 할 수 있다고 설명하였다²⁾. 그러나 Evans는 수가인하 또는 의사수의 증가로 인하여 의사들의 수입이 감소하게 될 경우 의사들이 수요를 유인하더라도 주어진 가격 수준에서 무한히 확대할 수는 없을 것으로 보았다. 그가 제안한 (식 2-1)에서 보면 의사의 효용(U)은 수입(Y)과는 양의 관계가 있지만 업무량(W), 의사의 재량권(D)과는 음의 관계에 있기 때문에 진료량을 무한히 확대할 수는 없을 것으로 설명하였다.

$$U = f(Y, W, D) \quad (\text{식 2-1})$$

U : 의사의 효용

Y : 수입, W : 업무량(진료량), D : 의사의 재량권

또한 Evans는 수가인하 또는 의사수 증가로 인하여 의사들이 수입이 감소되어 진료량을 증가시키더라도 가격경쟁에 의한 행태(price-competitive behavior)가 다시 출현되는 지점으로 결국 도달하게 될 것이라고 설명하였다.

한편 Labelle 등(1994)은 의사에 의한 공급자 유인수요에서 의사들이 '유인(induce)'한다는 것은 경멸할만한 어떤 의미를 갖는 것이 아니라 엄밀하게 말해 '의사가 자신의 역할을 환자의 대리인으로 설정하는 것' 자체라고 정의하였다.

기존의 많은 연구들에서는 각각 의사에 의한 공급자 유인수요의 배경이 되는 내용을 제시하고 있다. 여러 논문들에서 공통적으로 제시되고 있는 바를 정리하면 다음과 같이 정리될 수 있다.

2) 그러나 Evans(1974)는 의사들의 이와 같은 행동을 불필요한 서비스를 의도적으로 제공한 것으로 해석해서는 안된다고 경고하였다. 왜냐하면 의사들이 판단하기에 환자들이 현재보다 더 많은 서비스를 필요로 하고 있다고 본다면 의사들은 환자들에게 더 자주 방문할 것을 요구해 광범위한 검사와 문진 그리고 서비스를 받도록 하여 환자들에게 더 나은 진료를 하도록 시도할 수 있으며, 또한 의사를 증가시켜 업무량을 낮추는 방향으로 반응할 수도 있기 때문이라고 설명하였다.

첫째, 의사와 환자와의 관계에서 정보의 비대칭성으로 인하여 의사가 환자의 대리인(agent) 역할을 수행하게 된다. 환자들은 진단 및 치료방법에 대한 전문적 지식이 부족하여 의사에게 의존하게 된다. 이로 인해 의사들은 의료공급자인 동시에 환자를 대신하여 수요를 결정하게 된다. 이러한 방식을 통해 의사들은 수요를 유인할 수 있는 기전(mechanism)을 제공받게 된다.

둘째, 의사들에게 수요를 유인할 경제적 동기가 존재해야 하는데 이는 의사에 대한 진료비 지불방식에 따라 달라진다. 진료량의 증가가 수입 증가로 연결될 수 있는 지 여부는 사실 의사에 대한 진료비 지불방식에 따라 결정되기 때문에 수요를 유인할 재정적 동기는 이와 밀접한 관련이 있게 된다. 특히 진료비 지불방식중 행위별수가제(fee-for-service)로 보수를 받는 의사의 경우 봉급제(salary)나 인두제(capitation)로 보수를 받는 경우에 비해 수요를 유인할 재정적 동기가 더 크다고 할 수 있다. 봉급제나 인두제로 보수를 지불받는 의사의 경우 수요를 증가시키더라도 의사 자신의 수입 증가와는 무관할 수 있기 때문에 행위별수가제에 비해 상대적으로 수요를 유인할 경제적 동기가 적다고 할 수 있다.

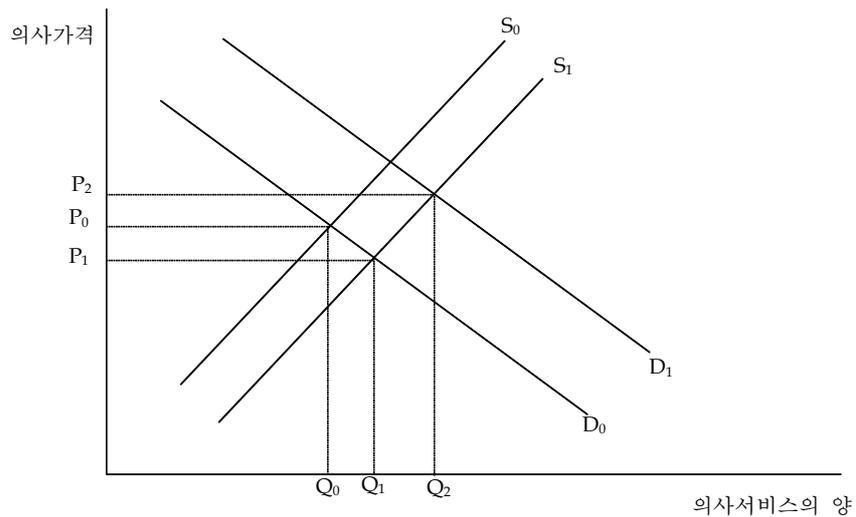
셋째, 의료제공자들은 서로 정보의 교류를 통해 자신의 수입을 평가할 수 있는 기준을 갖게 된다. 즉 의료 제공자들은 자신이 제공한 진료량에 따라 획득한 진료수입이 다른 의료제공자들로부터 획득한 정보를 근거로 고·저 수준을 평가할 수 있다.

넷째, 의사들은 의료서비스 시장에서 독점적 지위가 보장되고 있다는 점 또한 의사에 의한 수요유인을 설명하는 중요한 배경이 된다. 즉 의사에 의한 진료 서비스를 대체할 수 있는 서비스가 존재하지 않는다는 점 또한 의사에 대한 환자의 태도를 설명하는 요인으로 의미를 갖는다. 이는 의료서비스에 대한 경제적 분석을 할 경우 기본적으로 전제되고 있다.

다섯째, 보험급여로 인하여 환자들이 부담해야 할 진료비(가격)가 전체 진료비에 비해 낮으며, 이로 인해 의사의 수요 유인에 따른 비용부담에 둔감하게 될 수 있다. 결국 보험급여가 적용될 경우 보험이 없을 경우에 비해 환자에 의한 것이든, 의사에 의한 것이든 전체적인 수요량은 증가하게 된다. 즉 보험급여는 의사에 의한 수요 유인 가능성을 더 높여준 것으로 평가할 수 있다. 따라서 미국과 같이 전국민을 대상

으로 한 강제보험이 실시되지 않고 민간보험에 의존하는 경우 의사의 유인수요를 설명하기 위해서는 보험가입 여부와 보험의 종류가 중요한 설명변수로 포함되어야 할 것이다.

한편 의사에 의한 공급자 유인수요를 설명하는 가설로 대표적인 것은 '목표수입 가설(target-income hypothesis)'이다. x축을 의사서비스의 양, y축을 의사가격이라고 하고 최초의 수요·공급곡선이 D_0, S_0 라고 하면 최초의 가격은 P_0 에서 형성될 것이다. 그런데 의사수의 증가로 인하여 공급곡선이 S_0 에서 S_1 로 이동하게 되면 가격은 P_1 으로 낮아지는 대신 서비스 수요량은 Q_1 으로 증가할 것이다. 이때 증가한 수요량(공급량) $Q_1 - Q_0$ 은 가격이 낮아짐에 따라 발생한 것이라고 할 수 있다.



<그림 2-1> 목표수입가설(target-income hypothesis)에 의한 공급자유인수요

이로 인해 진료 수입이 감소하게 되면 의사들은 목표수입(target-income)에 도달하기 위하여 - 또는 최소한 이전 수입수준을 만회하기 위하여 - 수요를 유인하게 된다. 그 결과 수요곡선은 D_0 에서 D_1 으로 이동하게 되고 가격은 P_2 로 높아지게 된다³⁾ 이처럼 불완전한 정보를 제공함으로써 수요를 창출시킬 때 의사는 환자에 대하여 '불완전한 대리인(imperfect agent)'이라고 할 수 있다⁴⁾(Wagstaff, 1989).

한편 수가통제하에서도 공급자에 의한 유인수요가 발생할 수 있는데 수가통제로 인하여 시장에 의해 형성되는 가격만큼 진료비를 받지 못한다고 판단할 경우 의사들은 수요를 창출하여 기대수입(target income)에 도달하려고 할 것으로 설명된다.

그러나 공급자유인수요를 설명하기 위한 목표수입가설에 대한 비판도 적지 않다. 우선 Evans(1974)의 설명처럼 의사가 효용극대화(utility maximizer)이지, 이윤극대화(profit maximizer)가 아니라고 한다면 의사수 증가로 인하여 의사가 가격이 낮아지고 이로 인해 진료비 수입이 감소하게 되더라도 무한정 수요를 유인하여 진료량을 확대하지 않을 것이라는 점이다. 즉 진료량 확대에 의한 효용감소와 수입확대로 인한 효용증대의 관계에서 진료량 확대에 의한 효용 감소폭이 수입확대로 인한 효용 증가분보다 더 크지 않는 한계에 도달할 때까지 서비스량을 증가시키게 될 것인데 목표수입가설은 이와 같은 점을 설명하지 못한다(Santerren & Neun 1996).

둘째, Feldman과 Sloan(1988)은 목표수입가설은 장기적 시장균형(long-run market equilibrium)에 대한 개념이 부족하였다고 비판하였다. 즉 만일 의사가 수요곡선을 이동시켰음에도 불구하고 목표수입을 달성할 수 없다고 판단할 경우 의사는 다른 지역(의사가격이 높은 지역)으로 이동하여 다시 의사수가 감소할 수도 있음을 고려하지 않았다는 것이다.

셋째, Feldman과 Sloan(1988)은 또한 인구당 의사수에 관한 변화가 목표수입가설과는 달리 공급과 수요의 주어진 조건속에서 변화에 대응하는 내생적 변수로 보아야 한다고 지적하였다.

한편 Rizzo와 Blumenthal(1996)은 목표수입가설이 경제적 이론의 근거가 부족하

3) 이때 P_2 는 P_0 보다 반드시 크다고보다는, P_0 이상이라고 설명할 수 있을 것이다.

4) 반면 의사가 환자에게 완전한 정보를 제공하여 불필요한 서비스를 유인하지 않게 될 경우 '완전한 대리인(perfect agent)'이라고 할 수 있다.

다는 비판을 받고 있지만 행위별 수가제로 지불을 받는 1차 의료기관의 개원의를 대상으로 한 분석에서 목표수입가설을 지지할 수 있는 결과를 얻었으며, 그들의 논문 제목처럼 목표수입가설은 경제학에서 '이단(heresy)'이 아니라 여전히 유효한 가설이라고 주장하였다.

결론적으로 목표수입가설은 유인수요가 한계가 있고, 시장균형에 대한 장기적 고려가 부족하다는 단점을 안고 있지만 공급자에 의한 수요 유인이 발생하는 원인과 영향요인을 이론적으로 제공했다는 점에서 여전히 의미있는 가설로 받아들여지고 있다고 평가할 수 있다.

2.2. 의료시장에서 공급자 유인수요에 관한 선행연구 고찰

의료시장에서 공급자 유인수요에 관한 연구는 기본적으로 의료수요에 관한 연구의 한 분야이다. 또한 경험적 연구의 방법론상에서도 크게 다르지 않아 의료수요에 관한 기존연구를 고찰하는 것이 유인수요를 연구하기 위한 출발점이라고 할 수 있다.

의료수요에 관한 연구는 국내외에서 상당히 많이 이루어졌다. 그런데 이와 같은 의료수요에 관한 연구는 전통적인 수요이론(the traditional demand theory approach)에 입각한 연구, 가계생산함수적 접근법(the household production function approach)에 의한 연구, 쾌락주의적 접근방법(the hedonic approach)에 의한 연구로 구분할 수 있다. 전통적인 수요 이론에 입각한 연구는 의료수요에서 가격 및 소득에 대한 탄력성을 측정하는데 초점이 두어진 연구들이며, 가계생산함수적 접근방법에서는 연구에 시간비용(time price)의 탄력성을 포함하게 되었다. 쾌락주의적 접근방법에 의한 연구에서는 보건의료서비스의 질을 분석하는데 초점을 두고 있다(Lee, 1984). 또한 Wagstaff(1988)는 영국에서 진행된 의료수요와 관련된 연구들을 연구목적에 중심으로 (i) 수요에 대한 가격탄력성에 관한 연구, (ii) 수요에 대한 소득탄력성에 관한 연구, (iii) 유용성의 효과에 관한 연구, (iv) 접근비용의 효과에 관한 연구, (v) 기타 수요에 대한 영향요인에 관한 연구로 구분할 수 있다고 하였다.

그런데 본 연구에서는 이처럼 많은 의료수요에 관한 연구들 중에서 특히 의사에 의한 유인수요와 관련된 연구들만을 대상으로 고찰해 보고자 한다.

2.2.1. 연구 대상

의사유인수요에 대한 기존 연구에 관하여 이용자료의 성격을 기준으로 시계열 자료(Time series data)와 횡단면 자료(Cross-section data)로 구분해보면 (표 2-1)과 같다.

우선 시계열 자료를 이용한 연구는 Fuch(1978), Rice(1983), Cromwell과

Mitchell(1986), Doorslaer와 Geruts(1987), Voorde 등(2001)이 있다. Rice(1983)의 연구는 1976-1978년 미국 Colorado 주 Medicare를 대상으로 한 연구였는데 이 시기에 의사에 대한 상환제(reimbursement system)의 변화가 있어서 이에 대한 변화를 반영하였다. 또한 Doorslaer와 Geruts(1987)의 연구는 네덜란드에서 물리치료사를 대상으로 1978-1981년을 대상 시기로 한 연구였는데 이 기간중 물리치료서비스별로 수가조정이 이루어져 이러한 정책 변화를 반영하는 연구를 하였다.

<표 2-1> 분석대상 자료의 특성에 따른 연구 및 특징

구분	주요 연구	특징
시계열자료 이용	Fuch(1978), Rice(1983), Cromwell과 Mitchell(1986), Doorslaer와 Geruts(1987), Voorde 등(2001)	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 수가변화, 의사에 대한 상환률 변화, 본인부담률 변화 등 정책적 변화 포함 가능 ▪ 동일지역 내에서 의사수 변동에 따른 진료량 변이 연구 가능 ▪ 장기적일 경우 물가, 인구구조 변화 등 시간적 변화 요인을 조정해야 함.
횡단면자료 이용	Wennberg 등(1982), Rossiter와 Willensky(1984), Grytten 등(1995), Carlsen과 Grytten(1998), Sorensen과 Grytten(1999), Carlsen과 Grytten(2000)	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 의사밀도가 상이한 지역으로 구분하여 지역간 변이 연구 ▪ 동시대적 연구이므로 시간적 변화요인을 고려하지 않아도 됨. ▪ 정책적 변화에 따른 영향을 반영하지 못함.

또한 Carlsen 등(2001)의 연구는 벨기에에서 본인부담률이 급격히 증가한 1994년 전후의 자료를 이용하여 분석하였다. 한편 Cromwell과 Mitchell(1986)의 연구는 비교적 장기인 1969-1976년 미국내 병원중 표본으로 설정한 의료기관의 자료를 중심으로 연구하였다.

한편 횡단면 자료를 이용한 분석은 Wennberg 등(1982), Rossiter와 Wilensky(1984), Grytten 등(1995), Carlsen과 Grytten(1998), Sorensen과 Grytten(1999), Carlsen과 Grytten(2000)이 있다.

그러나 연구 대상 시기 및 자료의 성격에 따라 분석방법에는 다른 특징이 있다. 시계열 자료를 이용할 경우 수가·의사에 대한 상환률·본인부담률 등과 같은 정책적 변화를 반영할 수 있는 반면, 횡단면 자료를 이용하면 이와 같은 분석이 가능하지 않다. 또한 시계열 자료를 이용할 경우 동일지역에 대해 의사 수의 변화에 따른 의료이용량(의사의 진료량) 변화를 관찰할 수 있는 장점이 있다. 그러나 연구대상의 시기가 장기적일 경우 시간적 변화에 따른 영향변수(물가변화, 인구구조 변화 등)를 통제해야 하는 단점이 있다.

횡단면 자료를 이용한 분석중 가장 큰 특징은 '의사밀도'라는 개념을 이용하여 동일한 시기의 자료를 이용하지만 의사밀도가 서로 상이한 지역을 비교하는 방법을 이용한다는 점이다. 또한 횡단면 자료를 이용할 경우 시계열 자료와 같이 시간적 변화에 따른 변수를 통제하지 않아도 된다는 장점이 있다.

한편 (표 2-2)는 연구대상을 서비스 중별에 따라 분류하여 특성을 정리한 것이다. 입원서비스를 대상으로 한 연구에는 Fuch(1978), Rice(1983), Cromwell과 Mitchell(1986) 등이 있으며, 외래서비스를 대상으로 한 연구는 Rossiter와 Wilensky(1984), Grytten 등(1995), Carlsen과 Grytten(1998), Sorensen과 Grytten(1999), Carlsen과 Grytten(2000), Voorde 등(2001) 등이 있고, 검사실 서비스를 대상으로 한 연구에는 Rice(1983), Doorslaer와 Geruts(1987), Grytten 등(1995), Carlsen과 Grytten(1998)이 있다.

그런데 입원서비스를 대상으로 할 경우 의사수 증가에 따른 환자 입원 이용률을 종속변수로 사용하고 있다. 즉 입원서비스에 대하여 진료강도나 진료비 수입을 종속

변수로 분석하지 않았다. 그 이유는 입원서비스에 대한 진료비 지불방식이 행위별수가제가 아니라 일당제(per diem)이거나 DRG 등이어서 의사수 증감과 무관하기 때문일 것으로 이해될 수 있다. 반면 외래서비스의 경우 진료비 지불방식이 행위별수가제일 경우 진료강도, 진료비 수입, 환자수 등 종속변수를 다양하게 이용할 수 있다. 또한 검사실 서비스의 경우 행위수 및 진료비를 주요한 종속변수로 사용했다.

<표 2-2> 서비스 대상별 주요 연구 및 특성

서비스	주요 연구	특 성
입원	Fuch(1978), Rice(1983), Cromwell과 Mitchell(1986)	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 종속변수 : 입원 이용률 ※ 의사수 증감에 따른 진료강도 등 측정하지 못함.
외래	Rossiter와 Wilensky(1984), Grytten 등(1995), Carlsen과 Grytten(1998), Sorensen과 Grytten(1999), Carsen과 Grytten(2000), Voorde 등(2001)	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 종속변수 : 진료강도, 방문환자수, 진료비 등 다양화 가능 ※ 의료서비스 전체를 대상으로 할 경우 종속변수는 진료비만 가능함.
검사실	Rice(1983), Doorslaer와 Geruts(1987), Grytten 등(1995), Carlsen과 Grytten(1998)	<ul style="list-style-type: none"> ▪ 종속변수 : 행위수, 진료비 ▪ Doorslaer와 Geruts(1987)의 연구는 물리치료를 대상으로 함.

2.2.2. 의사유인수요에 대한 주요 연구 결과

의사유인수요에 대한 연구 결과는 지금까지도 여전히 논쟁적일만큼 유인수요를 지지하는 것과 지지하지 않는 것으로 나뉘어지고 있다.

의사유인수요를 지지하는 연구의 결과를 살펴보면 Evans(1974)는 의사수가 증가해도 의사들의 절대적인 업무량이 감소하지 않는다는 점을 근거로 들며 의사유인수요이론을 지지하였다. 또한 Fuch(1978)는 인구당 외과 의사가 10% 증가하면 입원 이용률이 3% 증가한다는 결과를 제시하였으며, Rice(1983)는 1976-1978년 Medicare를 대상으로 한 연구에서 의사에 대한 상환률이 1% 감소하면 의료서비스의 진료강도(intensity of medical services)는 0.01% 증가하였으며, 외과서비스 강도(intensity of surgical services)는 0.15% 증가하였다고 보고하였다. 또한 서비스 총량으로 보면 의료서비스는 0.27%, 외과서비스는 0.14% 증가하였으며, 검사실 등 부가서비스도 0.52% 증가하였다고 보고하였다. Rossiter와 Willensky(1984)는 의사수가 1% 증가시 외래서비스 비용은 0.11-0.13% 정도로 미미한 수준으로 증가한다고 보고하였다. Cromwell과 Mitchell(1986)의 연구에서는 의사수가 10% 증가하면 진료강도는 0.9%, 1인당 의료이용량은 1.3% 증가하며, 외과의사가 1% 증가하면 이용률은 0.08% 증가한다고 보고하여 Fuch(1978)의 연구와 다른 결과를 내놓았다. Doorslaer와 Geruts(1987)은 네덜란드에서 물리치료사의 서비스 종류별로 수요유인의 증거를 제시하였다. Voorde 등(2001)의 연구는 벨기에의 1차 의료 담당의사를 대상으로 한 연구에서 본인부담률이 인상되어 수요량이 감소되었음에도 불구하고 의사들의 수입은 증가하는 등 음의 관계가 뚜렷했다고 보고하면서 의사들이 부가적 서비스의 유인을 통하여 수입을 보전하였다고 하였다.

반면 의사유인수요를 지지하지 않는 연구들도 적지 않다. Grytten 등(1995)과 Carlsen과 Grytten(1998)의 연구는 모두 노르웨이의 1차 의료를 담당하는 의사중 행위별 수가제로 보수를 받는 의사들을 대상으로 하였으나 의사밀도의 차이에 따라 수요를 유인한 증거를 찾지 못했다. 그밖에도 Stano(1985), Escarce(1992) 등의 연구도 의사유인수요를 지지하지 않는 결과를 제시하였다.

2.2.3. 의사유인수요 연구 결과의 해석에 관한 논쟁

앞서 살펴본 바와 같이 기존의 경험적 연구가 모두 의사에 의한 유인수요를 지지하는 것은 아니기 때문에 연구 결과에 대한 해석을 두고 논쟁이 지속되고 있다. Escarce(1992)는 의사수의 증가가 초진환자수의 증가와 관련이 있을 뿐, 환자들에 대한 진료강도에는 영향이 없다고 보고하면서 결국 의사수 증가로 인해 접근성이 개선되었고, 시간비용이 감소하였으며, 질이 좋아졌다는 것을 의미한다고 하였다. 따라서 의사수의 증가로 인하여 의사유인수요가 발생했다고 해석할 수 없다고 하였다. 또한 Feldman과 Sloan(1988)은 유인수요이론에서는 의사서비스의 가격이 오르면 의사들은 수요를 발생시켜 손실된 수요만큼을 충족시킨다는 전제가 있지만 이를 지지하는 연구는 다음의 세가지중 하나 이상을 고려하지 않았다는 약점을 가지고 있다고 지적하였다.

- 제공되는 서비스의 혼합성(복잡성, 숙련정도 등)
- 교통 및 대기시간 등과 같은 비금전적 영향⁵⁾
- 의사들은 의사서비스의 가격이 높은 곳으로 이주하려는 경향이 있다는 점⁶⁾

그리고 Feldman과 Sloan은 의사서비스에 대한 이용에 관한 변이는 개인적 특성에 영향을 받게 된다고 하면서 의료서비스의 필요성, 활동불가일수, 건강상태에 대한 인식, 만성질환 여부, 평소 건강상태 등과 같은 요인의 영향이 크다고 하였다. 반면 의사밀도와 의사의 재정적 유인은 수요에 거의 영향을 미치지 않는다고 주장하였다.

또한 이들은 의사유인수요를 지지하는 결과를 제시한 Fuch(1978), Cromwell과 Mitchell(1986), Auster와 Oaxaca(1981)의 연구에 대하여 연구에 사용한 독립변수(input)와 종속변수(output) 간에 상관관계가 상당히 강하다고 지적하면서 이러한 문

5) 이러한 요인은 더 많은 서비스를 이용하도록 장려하는 효과가 있다.

6) Feldman과 Sloan은 의사들이 많아져서 서비스 가격이 비싸지는 것이 아니라 비싼 서비스 가격이 의사들을 모이게 하는 것이라고 설명하였다.

제를 해결하기 위해서는 ‘여러 독립변수들이 종속변수 값을 결정한다’는 점과 ‘독립 변수에 대한 상대적인 가격이 시장마다 다르다’는 점을 밝혀야 한다고 하였다. 그리고 Fuch(1978)의 모델에 대해서는 의사들의 행위를 발생시키는 것과 관련된 영향요인의 가격이 함께 고려되지 않았다고 지적하였다. Feldman과 Sloan은 수가통제로 인하여 의사서비스의 단위당 가격이 낮아질 경우 의사들은 자신의 수입을 유지하기 위하여 이윤이 많이 남는 서비스나 복잡한 서비스를 수행한다는 주장에 대해서도 다음과 같은 점을 들어 다른 해석을 내리고 있다.

- 독점력을 가지고 있는 판매자에게 가격을 동결시키면 산출량이 증가하게 된다. 즉 가격이 동결되어 있는 동안 의사서비스에 대한 수요량이 증가하게 되어 결국 허락된 증가율 이상으로 가격이 오르는 효과를 가져올 수 있다.

- 의사 방문료를 제한할 경우 의사들은 진단방법 및 검사의 비용이 한계비용을 담당할 수 있도록 진단방법과 검사 방법을 변화시킬 것이다. 결국 비용이 적거나 많이 알려진 진단 및 검사로 대체될 것이다.

- 수가를 통제하게 되면 의사들은 보험자 등의 진료비 지불자에게 ‘단순한 환자’라고 보고하기 보다는 치료의 중간단계로 수차례 더 방문해야 하는 환자로 보고하도록 하여 수가통제에 대항하도록 자극하는 경향이 있다.

Rice와 Labelle(1989)는 Feldman과 Sloan이 지적한 많은 내용들을 검토하면서 의사유인수요에 관한 연구가 갖고 있는 기본적인 한계를 부분적으로 인정했다. 특히 의사/인구비율과 의료이용에 대한 분석은 그 결과에 대한 해석이 모호할 수 있으며, 경험적 연구의 결과를 해석하는데 있어서 의사에 의한 방문(physician-initiated visit)과 환자에 의한 방문(patient-initiated visit)을 구분하고, 환자의 건강상태(health status)와 전체적인 방문수보다는 재진(return visit)을 더 고려해야 한다고 하였다. 그러나 Rice와 Labelle는 Feldman과 Sloan이 제시했던 여러 실험적 연구의 결과는 그들이 이끌었던 결론을 지지하는 것이 아니라 오히려 의사유인수요가 존재함을 보여주는 것이라며 반박하였다.

이처럼 의사에 의한 수요유인에 관해서는 아직도 여전히 논쟁적인 주제로 남아

있으며, 앞으로도 지속될 것으로 예상할 수 있다. 이러한 상황을 예측한 것인지 Pauly는 다음과 같이 썼다.

“여러 이유로 인해 수요창출(demand creation)/정보의 불완전성(information imperfection)의 문제를 우리가 완전히 풀어 내기는 어려울 것 같다. ... 행위별수가 제의 시장은 경험적 예측에 관한 아직 미스테리한 영역으로 남아있다. 그러나 최소한 우리는 왜 이론적 모호함이 존재하고 왜 경험적으로 풀려지기 어려운가를 더 잘 이해할 수는 있다(Pauly, 1988, p 229).”

2.2.4. 의사에 의한 공급자유인수요와 환자 후생에 관한 연구

비교적 최근인 1990년대 중반 이후 의사유인수요에 관한 연구는 이를 입증하려는 연구와 더불어 의사유인수요와 환자의 후생을 연결한 연구들도 발표되고 있다. 1990년대 중반 Pauly(1994)는 의사유인수요가 건강에 미칠 영향을 측정하고 이를 연구에 반영해야 한다고 주장하였다. 즉 당시까지의 연구가 의사유인수요가 존재하는가의 여부와 어떤 서비스에서 발생하는가에 초점이 맞추어져 있다고 하면서 이와 같은 연구가 의사유인수요가 건강에 어떠한 영향을 미칠 것인가에 대한 고려가 없다고 지적하였다. Pauly는 의사유인수요가 건강에 미치는 영향이 무엇인가? 왜곡된 정보나 기타 다른 이유로 인하여 수요 증가가 발생하지는 않았는가? 환자가 가지고 있는 정보는 어떻게 평가될 수 있으며, 또한 환자는 서비스를 이용함으로써 어떤 결과를 기대할 수 있는지 평가할 수 있어야 한다고 제시하였다.

이와 같은 Pauly의 주장에 대하여 Labelle 등(1994)은 의사유인수요가 건강에 미치는 영향에 대해서는 아직 답변이 불가능(unanswerable)한 것이라고 반박하면서 더욱 많은 경험적 연구가 필요함을 강조하였다.

Carlsen과 Grytten(2000)은 노르웨이에서 1차의료를 담당하는 의사의 밀도와 환자의 만족도와의 관계를 분석하였다. 연구 결과 의사가 많은 지역에서 환자의 만족도가 더 높았던 것으로 분석되었다. 그런데 이러한 결론은 의사의 분포에 관한 정책적 결정에 중요한 의미를 전해주고 있다. 만일 소비자 만족도가 환자 효용에 대한

유의한 대용변수(proxy variable)라고 한다면 이러한 결과는 사회적으로 의사의 적정한 밀도를 분석함에 있어서 의사유인수요의 존재여부를 고려하지 않아도 된다는 뜻으로 해석하였다.

Voorde 등(2001)은 유럽에서 가장 의사밀도가 높으면서 행위별 수가제로 보수를 받고 있는 벨기에를 대상으로 1994년 본인부담률의 변화가 가져온 영향을 의사유인수요와 연결지어 해석하였다. 이와 같은 연구는 벨기에에서는 환자가 보통 의사를 방문할 경우 진료비의 30-40%를 본인이 부담해야 할만큼 본인부담률이 유럽국가중에서 가장 높은 특징을 반영한 것이기도 하다.

이 연구 결과 본인부담률이 인상되어 수요량이 감소한 것으로 나타났지만 의사들의 수입은 감소하지 않았다. 의사들은 환자수 감소를 부가적 서비스(검사, 물리치료 등)의 유인을 통해 수입을 보전하였던 것이다. 한편 과부, 고아, 연금수령자, 장애인 등은 건강한 사람들에 비해 가격으로 인한 의료이용량 변화의 영향이 적었다. 그런데 본인부담률이 인상되자 의사의 가정방문(home visit)의 이용량은 감소되었으나 의원 방문환자수는 줄어들지 않았다. 결국 이러한 결과는 본인부담률이 인상되어 의사이용률에 영향을 미쳤지만 의사유인수요로 인하여 의사수입에는 영향을 미치지 못한 것임을 보여준 것이다.

한편 Jaegher와 Jegers(2000)는 수요유인에 대한 의사행태 모델을 검토하면서 환자의 후생 감소(patient's welfare loss)는 신고전모델(new classical model)이나 유인수요모델(induced model) 모두에서 나타나는 바와 같이 의사들의 시장력(market power) 때문이라고 주장하였다.

2.2.5. 소결

이상에서 의사유인수요에 대하여 외국에서 진행된 기존 연구를 고찰한 결과 다음과 같은 시사점을 얻을 수 있었다.

첫째는 의사수의 증가에 따른 의사유인수요를 입증하기 위한 연구는 시계열 자료 뿐만 아니라 횡단적 자료를 이용해서도 가능하다는 점이다. 횡단적 자료를 이용하여 의사유인수요에 관한 연구를 수행할 경우 '의사밀도(physician density)'라는 개

념을 이용하여 지역별 변이를 고찰하여 의사유인수요에 관한 연구를 수행하는 방식이었다. 이와 같은 방법론은 진료환경이 빈번히 변화하는 등 안정적이지 못해 신뢰성있는 시계열자료를 확보하기 어려운 우리나라의 상황에 비추어 볼 때 매우 의미 있는 점이라 할 수 있다.

둘째는 연구대상을 서비스별로 구분하여 볼 때 외래서비스나 부가서비스에서는 종속변수로 여러 변수(진료강도, 환자수, 진료비 등)를 포함할 수 있었으나 입원 서비스의 경우 외과의사수의 증가가 지역의 입원이용률 이외의 다른 종속변수를 설정할 수 없었다. 그 이유는 외래의 경우 행위별수가제(fee-for-service)로 진료비를 지불받아 진료량을 증가시키려는 행태를 보이게 되지만, 입원의 경우 진료비 지불방식이 일당제(per diem)이거나 DRG를 채택하고 있어 진료량을 종속변수로 할 경우 의사유인수요를 입증할 결과를 밝히기 어렵기 때문인 것으로 이해된다.

셋째는 의사유인수요의 여부에 관한 실증적 연구가 현재에도 여전히 논쟁적인 상황이지만 의사유인수요에 관한 연구는 1990년대 중반 이후 환자의 후생이나 건강과 관련되는 연구로 확대되기 시작했다는 점이다. 이러한 연구는 대체로 의사유인수요가 존재한다는 것을 전제한 연구라고 할 수 있다. 이는 이미 의사유인수요를 유의한 가설로 받아들인 상태에서의 연구이기 때문이다. 이러한 흐름으로 볼 때 의사유인수요에 관한 논쟁을 잠재울만한 연구방법론과 그에 입각한 연구결과가 제시되지 않는다면 의사유인수요를 유의한 가설로 수용하면서 연구 범위를 확대해갈 것으로 예상된다.

그런데 아직 의사유인수요에 관한 연구가 거의 없다시피한 우리나라의 상황에서는 의사유인수요를 입증하기 위한 경험적인 연구가 많이 요구된다. 이러한 점을 감안한다면 1970년대 이후 외국에서 의사유인수요를 입증하기 위한 연구가 왜 현재까지도 논쟁적인가에 대하여 주목할 필요가 있다. 그 이유는 다음과 같은 두가지 한계 때문으로 생각된다.

첫째는 '공급자에 의한 유인(induce)'에 대한 기준을 명확하게 설정하기 어렵다는 데 있다. 이는 의사가 환자의 대리자로서의 역할을 담당하고 있으며, Rice와 Labelle(1989)의 지적처럼 '환자에 의한 수요(patient-initiated visit)'를 가려내기 어렵

기 때문이다. 또한 임상적으로 '불필요한 의료서비스에 대한 의사의 수요 유인'이라는 기준 역시 쉽지 않다.

둘째, 대부분의 연구에서는 의료공급자 수의 변화에 따른 의료서비스 이용률 변화 또는 진료량의 변화를 측정하여 이를 의사유인수요를 지지하는 결과로 해석하였다. 그러나 이러한 해석에 대하여 의료서비스에 대한 접근성이 개선되었고 시간비용이 절감되는 등의 효과로 인한 것으로 해석해야 한다는 반론도 제시되어 논쟁이 되고 있는 것이다. 이는 결국 이용률에 미치는 영향에 대하여 접근성 개선 또는 시간비용 절감으로 인한 효과와 의사유인수요로 인한 효과를 계량적으로 구분할 수 있는 방법론이 아직 정립되지 못한 이유에 기인한 것으로 예상된다.

이상의 검토를 배경으로 한다면 본 연구는 횡단적 자료를 이용하여 의사유인수요를 경험적으로 입증하기 위한 연구이다. 아직 국내에서 이와 같은 경험적 연구 결과가 없고 따라서 우리나라의 상황에서 의사유인수요를 유의한 가설로 받아들인 상태에서 더욱 확대된 영역으로 연구를 수행하는 것은 다소 성급할 수 있다.

본 연구에서도 외국의 기존 연구들이 가졌던 한계로부터 자유롭지 못할 것으로 예상된다. 그러나 본 연구에서는 우리나라의 실정에 적합하며 결과의 해석에 있어서 모호하지 않도록 하는 방법을 설정하고자 할 것이다. 이를 위해 '의사의 진료행태'의 변화를 측정할 수 있는 변수를 종속변수로 설정할 것이다. 의사수가 증가함에 따라 의사의 진료행태가 재진방문을 과거에 비해 더 많이 유인하게 되었거나 환자당 진료비가 더 비싸지는 등 진료행태의 변화가 입증된다면 유인수요를 지지하는 결과로 해석하는데 논란의 여지를 줄일 수 있을 것으로 기대할 수 있기 때문이다.

제3장 연구방법

3.1. 연구 모델

3.1.1. 이론모델

환자가 의료서비스를 이용하는 것은 소비재(consumption commodity)로서 소비자의 기분을 좋게 해주고, 투자재(investment commodity)로서 질병으로 인하여 노동과 레저활동을 제약하는 시간을 감소시키기 위함이라고 할 수 있다(Grossman, 1972).

그러나 보건의료수요에 대한 분석을 할 경우 반드시 고려해야 할 특징들이 있다.

첫째는 보건의료에 대한 수요는 기본적으로 건강에 대한 근본적인 수요이며, 결국 보건의료에 대한 수요는 유도된 수요(derived demand)라는 것이다. 이와 같은 점에서 보건의료에 대한 수요는 건강생산함수에서 투입변수로서 보건의료를 대체할 수 있는 다른 상품에 대한 수요에 대한 분석과 동시에 이루어지지 않으면 안된다(Grossman 1972).

이와 같은 점에서 보건의료에 대한 수요함수는 보건의료서비스(M)와 그밖의 다른 상품 또는 서비스에 대한 수요로부터 발생하는 효용의 결과로 설명할 수 있다. 이는 잘 알려진 바대로 다음과 같은 식으로 표현될 수 있다(Lee 1984).

$$U = U(M, X) \quad (\text{식 3-1})$$

$$YD = P_m M + P_x X \quad (\text{식 3-2})$$

- U : 효용(Utility)
- M : 보건의료서비스
- X : 다른 상품 및 서비스
- YD : 가처분 소득
- P_m : 보건의료서비스 가격
- P_x : 다른 상품 및 서비스 가격

이와 같은 식에 의하여 보건의료에 대한 수요함수는 보건의료서비스의 가격, 다른 상품 및 서비스의 가격, 가처분소득을 주요 설명변수로 포함할 수 있다.

$$M = F(P_m, P_x, YD) \quad (\text{식 3-3})$$

둘째는 보건의료의 수요가 발생하는 과정은 '대리관계(agency relationship)'가 있다는 것이다. 의료소비자로서의 환자는 공급자인 의사에 비해 필요한 서비스 수요를 결정할만큼 정보를 가지고 있지 못하기 때문에 공급자인 의사가 환자를 대리하여 수요를 결정하게 된다. 이 과정에서 의사유인수요가 발생하게 된다.

이와 같은 의사유인수요를 감안하여 앞에서 언급한 보건의료수요함수를 수정하면 다음과 같이 Auster와 Oaxaca(1981)가 정리한 바가 된다. 먼저 그들은 의사유인수요가 존재하지 않는다면 일반적으로 시장은 다음과 같은 상태에서 균형을 이루고 있을 것으로 설명하였다.

$$Q_d = D(P, X_d) \quad (\text{식 3-4})$$

$$Q_s = S(P, W, X_s) \quad (\text{식 3-5})$$

$$Q = Q_d = Q_s \quad (\text{식 3-6})$$

Q_d : 보건의료 수요량

Q_s : 보건의료 공급량

Q : 평형상태에서의 수요공급량

P : 가격

X_d : 수요에 있어서의 외생변수

X_s : 공급에 있어서의 외생변수

W : 공급에 필요한 투입재의 가격(외생변수)

또한 이처럼 공급자유인수요가 없다고 가정한 상황에서 (식 3-4)에 소비자의 가처분소득(Y)을 포함하고, 가격(P)과 가처분소득(Y)을 로그직선함수로 풀면 (식 3-7)과 같이 표현될 수 있고 하였다.

$$\ln Q = a_0 + a_1 \ln P + a_2 \ln Y + a_3 X_d \quad (\text{식 3-7})$$

그런데 여기서 의사유인수요를 고려하면 수요함수는 아래와 같은 (식 3-8)과 같이 표현될 수 있다. 이때 E 는 의사서비스이며, $\delta D/\delta E$ 는 양(> 0)의 값을 가질 것이라고 할 수 있다. 즉 의사서비스의 공급량을 증가시키면 수요가 증가할 것이라는 의미이다.

$$Q_d = D(P, X_d, E) \quad (\text{식 3-8})$$

이와 같은 (식 3-8)에서 표현된 수요함수에 소비자의 소득수준(Y)을 포함하여 가격(P)과 의사서비스 공급량(E), 그리고 소득수준(Y)를 로그직선함수로 추정하여 풀이하면 아래의 (식 3-9), (식 3-10)와 같이 풀이될 수 있다.

$$Q = D(P, X_d, E, Y) \quad (\text{식 3-9})$$

$$\ln Q = b_0 + b_1 \ln P + b_2 \ln Y + b_3 \ln E + b_4 X_d \quad (\text{식 3-10})$$

그런데 전체적인 수요량(또는 공급량) Q를 의사서비스공급량 E의 비례관계($Q = a \times E$)로 놓는다면 (식 3-11)에 의하여 (식 3-12)와 같이 표현될 수 있다.

$$\ln E = \ln Q - \ln a \quad (\text{식 3-11})$$

$$\ln Q = c_0 + c_1 \ln P + c_2 \ln Y + c_3 X_d \quad (\text{식 3-12})$$

이때 $c_0 = (b_0 - b_3 \ln a) / (1 - b_3)$, $c_1 = b_1 / (1 - b_3)$, $c_2 = b_2 / (1 - b_3)$, $c_3 = b_4 / (1 - b_3)$ 이다.

이 결과 (식 3-12)는 위의 (식 3-7)과 동일한 형태로 표현되었으며 각 설명변수에 대한 계수의 변화만이 포함되었을 뿐이다. 이는 결국 의사에 의한 유인수요가 발생하여 또 다시 초기상태와 같은 균형상태로 돌아가는 점을 식으로 포함하고 있다.

이상에서 살펴본 바를 통하여 정리하면 다음과 같은 결론을 얻을 수 있다.

첫째, 의사유인수요는 보건의료수요함수로 설명이 가능하다. (식 3-12)는 앞서 서술한 (식 3-3)과 같이 일반적인 의료수요함수와 사실상 같은 식으로 이해할 수 있다. 이는 의사유인수요는 일반적인 의료수요함수로도 풀이될 수 있음을 의미하는 것이

다.

둘째, 따라서 의사유인수요를 설명하는 함수의 주요 요인은 가격(P), 가처분소득(Y), 수요와 관련된 외생변수(Xd)가 된다.

셋째, 그러나 의사유인수요를 입증하기 위한 경험적 연구를 수행할 경우 (식 3-3) 보다는 의사서비스공급량 요인을 포함한 (식 3-9)가 기본적인 모델이 될 것이다.

3.1.2. 실증모델

여기서는 의사유인수요를 검증하는 계량적 연구 설계를 위하여 전체적인 진료량이 의미하는 바를 검토하고 전체 진료량을 구성하는 요인을 통하여 유인수요가 발생할 수 있는 방법을 정리하고자 한다. 이를 통해 검증하고자 하는 가설을 계량적인 방법에 입각하여 수립할 수 있기 때문이다. 따라서 여기서는 의원 외래를 예로 하여 총진료비의 구성을 설명하고자 한다.

의원의 외래에 대한 총진료비 규모는 일반적으로 아래의 (식 3-13)에서 보는 바 처럼 외래의 진료량(Q)과 단위 진료량에 따른 가격(P)로 표현될 수 있다. 그러나 다른 측면에서는 의원수(Nc)와 의원당 외래 진료비(Io)으로 표현하는 것도 가능하다.

$$T_o = Q \times P = N_c \times I_o \quad (\text{식 3-13})$$

- To : 의원 외래 총진료비
- Q : 의원 외래 진료량
- P : 단위 진료량당 가격(진료비)
- Nc : 전체 의원수
- Io : 의원당 외래 진료비

여기서 전체 의원수(Nc)는 (식 3-14)에서 보는 바와 같이 인구 10만명당 의원수(Dc)와 해당 진료지역의 인구(Pop)의 곱으로 표현할 수 있다. 이를 통해 인구 10만명당 의원수(Dc)를 의원간 경쟁의 정도를 표현하는 지표로서 다른 지역과의 비교를 가능케 한다.

$$Nc = Dc \times (Pop/100,000) \quad (\text{식 3-14})$$

Nc : 전체 의원수

Dc : 인구 10만명당 의원수(의원밀도)

Pop : 해당 진료지역의 인구

한편 의원당 외래 진료비(Io)는 다시 의원당 환자수(V)와 환자당 진료비(Pv)의 곱으로 표현할 수 있다(식 3-15).

$$Io = V \times Pv \quad (\text{식 3-15})$$

Io : 의원당 외래 총진료비

V : 의원당 외래 환자수

Pv : 의원 외래 환자당 진료비

여기서 의원당 환자수(V)는 초진환자수(Vi)와 재진환자수(Vr)의 합으로 표현되는데 초진환자당 재진환자수(r)를 이용하여 아래의 (식 3-16)로 표현할 수 있다. 이때 초진환자당 재진환자수(r)는 건강상태에 대한 환자의 인식, 상병상태(severity) 등으로부터 영향을 받을 수 있지만, 의사에 의해 재진 방문이 유도될 수도 있다.

$$V = Vi + Vr = Vi \times (1 + r) \quad (\text{식 3-16})$$

V : 의원당 외래 전체 환자수

Vi : 의원 외래 초진환자수

Vr : 의원 외래 재진환자수

r : 의원 외래 초진환자당 재진환자수 (= Vr/Vi)

이상의 논의를 종합하여 의원 외래서비스에 대한 전체적인 진료비를 표현한다면 아래의 (식 3-17)과 같다.

$$T_o = N_c \cdot V_i \cdot (1+r) \cdot P_v \quad (\text{식 3-17})$$

- To : 의원 외래 총진료비
- Nc : 전체 의원수
- Vi : 의원 외래 초진환자수
- r : 의원 외래 초진환자당 재진환자수
- Pv : 의원 외래 방문환자당 진료비

이처럼 의원의 외래 진료비는 크게 나누어 의원수, 의원당 환자수, 환자당 진료비의 곱으로 표현될 수 있다.

그런데 만일 의사가 인위적으로 초진환자의 수를 증가시키는데 한계가 있다고 한다면, 그리고 단위인구당 의원수(의원밀도, Dc)가 많아져 경쟁이 심화된다면 의원당 초진환자수(Vi)는 감소할 것으로 예상할 수 있다. 또한 그 결과 진료비(Io)가 감소된다면 의원은 감소한 수입을 만회하기 위하여 진료행태를 변화시킬 것으로 예상할 수 있다. 의원 외래에서 진료수입 확대를 위하여 진료행태를 변화시킬 수 있는 방법을 앞서 서술한 모델과 관련지어 설명한다면 다음과 같은 방법으로 정리된다.

- 초진환자에 대하여 재진방문 유도 → 전체적인 환자수(V) 증가
- 환자당 진료행위수나 행위당 진료비를 증가시킴 → 환자당 진료비(Pv) 증가

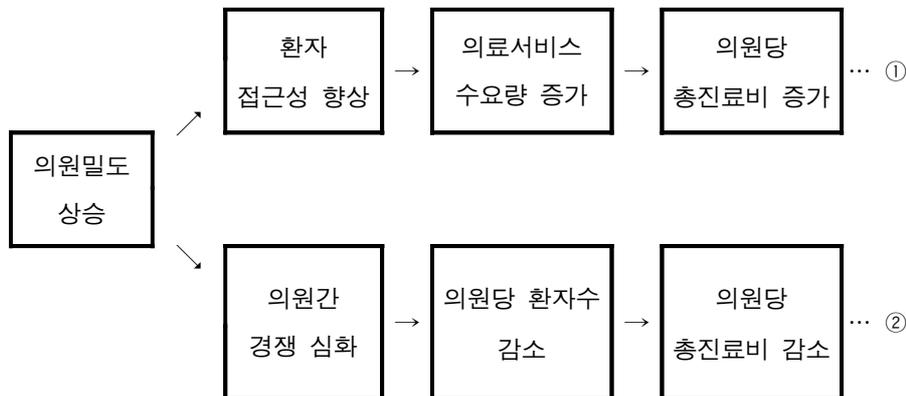
하지만 의료서비스의 공급자가 의원간 경쟁의 심화로 인하여 감소된 수입을 만회하기 위해 위와 같은 방법으로 행태를 변화시키더라도 한계가 있을 것으로 예상할 수 있다. 의료서비스의 공급자가 수요를 유인하려고 하더라도 환자의 객관적인 상병상태(severity)나 건강상태에 대한 환자의 주관적 인식, 경제적 능력이나 학력과 같은 환자의 사회·경제적 요인, 국가에 의한 수가통제 등의 요인으로 인하여 무한히 수요를 유인할 수는 없을 것이기 때문이다.

3.2. 연구 가설

의원밀도가 높은 지역은 낮은 지역에 비해 인구당 진료량(진료비, 초진환자수 등)의 규모가 클 것이다. 물론 그 배경에는 의원밀도가 높은 지역에서 환자들에 대한 접근성이 개선된 효과도 있겠으나 의사들에 의한 수요유인도 적지 않은 영향을 미친 결과라고 할 수 있다.

그러나 의원의 입장에서는 의원밀도의 증가가 의원당 진료비(또는 진료량)에 어떤 영향을 미칠 것인지 예측하기가 쉽지 않다. (그림 3-1)에서 보는 바와 같이 의원 밀도가 높아지면 언급한 바처럼 접근성이 개선되어 의원별 진료비 규모가 증가(①)하는 영향을 받을 수도 있지만, 반대로 의원간 경쟁이 심해지기 때문에 의원밀도가 낮은 지역에 비해 환자수가 감소하여 진료비 규모가 감소(②)하는 영향을 받을 수도 있기 때문이다.

이처럼 의원밀도의 증가가 지역별, 의원별로 미치는 영향이 다소 다르게 표현될 것이므로 이를 분별하기 위한 방식으로 연구가 설계되어야 한다. 이를 위해 연구가 설도 분석단위(unit of analysis)를 ‘지역’과 ‘의원’으로 구분하여 정리할 필요가 있다.



<그림 3-1> 의원밀도 상승이 의원당 총진료비에 미치는 영향

3.2.1. 지역단위 분석에서의 가설

의원밀도가 높은 지역은 낮은 지역에 비해 의료서비스에 대한 단위 인구당 진료량이 많을 것으로 예상할 수 있다. 이를 세부적으로 살펴보면 지역별로 단위인구당 초진환자수와 전체 환자수는 의원밀도가 높을수록 많을 것이며, 이에 따라 단위인구당 진료비 역시 높을 것으로 예상할 수 있다.

그러나 초진환자당 재진일수 또는 환자당 진료비가 의원밀도가 높아짐에 따라 양의 영향을 받는다면 이는 유인수요를 지지하는 결과라고 해석할 수 있을 것이다. 이상의 내용을 근거로 지역별 분석에서의 가설을 정리하면 아래와 같다.

가설 1. 지역별로 의원밀도가 높아짐에 따라 단위인구당 환자수, 단위인구당 초진환자수가 많아질 것이다.

가설 2. 지역별로 의원밀도가 높아짐에 따라 초진환자당 재진환자수는 증가할 것이다.

가설 3. 지역별로 의원밀도가 높아짐에 따라 환자당 진료비는 증가할 것이다.

가설 4. 지역별로 의원밀도가 높아짐에 따라 단위인구당 진료비가 높을 것이다.

3.2.2. 의원단위 분석에서의 가설

의원밀도가 높은 지역은 낮은 지역에 비해 의원간 경쟁이 심할 것이기 때문에 의원별 초진환자수는 의원밀도에 음의 영향을 받을 것으로 예상할 수 있다. 의원밀도가 높은 지역에서 의원서비스에 대한 접근성 개선으로 인하여 지역별로 단위인구당 초진환자수는 증가할 수 있지만, 의료공급자가 초진환자수를 유인하기가 어렵다고 가정한다면 전반적으로는 의원밀도의 증가가 의원당 초진환자수의 감소를 가져올 것이다. 이처럼 의원간 경쟁이 심화되어 초진환자수가 감소할 경우 공급자 유인수요 가설은 재진을 유인하여 전반적인 환자수를 확대하거나 방문환자당 진료비를 인상시키는 방법을 통하여 진료수입 확대를 유도할 것으로 예상할 수 있다.

또한 의원에서 제공되는 부가서비스에서도 의사에 의한 유인수요가 발생할 수 있다. 특히 검사 및 진단행위나 투약일수를 증가시키는 방법으로 의원의 진료수입 확대를 꾀할 수 있다.

이상의 내용을 근거로 의원단위 분석에서의 가설을 정리하면 아래와 같다.

가설 5. 의원밀도가 높아짐에 따라 의원별 초진환자수는 감소할 것이다.

가설 6. 의원밀도가 높아짐에 따라 의원별 초진환자당 재진환자수는 증가할 것이다.

가설 7. 의원밀도가 높아짐에 따라 의원별 환자당 진료비는 증가할 것이다.

가설 8. 의원밀도가 높아짐에 따라 의원별 총진료비는 증가할 것이다.

가설 9. 의원밀도가 높아짐에 따라 의원의 부가서비스(검사 및 진단행위, 투약일수)는 양의 영향을 받을 것이다.

3.3. 연구 대상

3.3.1. 연구 대상

3.3.1.1. 의료서비스의 종류

본 연구는 일반의원, 가정의학과의원, 내과의원의 외래 서비스를 대상으로 하였다.

우선 의원으로 국한하는 이유는 우리나라의 경우 진료비 지불제도가 행위별수가제(fee-for-service)로 진료량과 수입과의 관계가 직접적으로 설정될 수 있기 때문이다. 물론 우리나라에서 병원급 이상의 외래 역시 행위별수가제를 적용하고 있으나 대부분의 의사들이 의료기관에 고용되어 봉급(salary)을 받고 있어서 그들의 진료량과 수입 간에 직접적인 관계를 설정하기에는 무리가 있다.

또한 외래로 한정하여 입원을 제외한 것은 입원의 경우에 비해 수요유인의 방법이 다양하고 분명할 수 있기 때문이다. 의원 입원의 경우 병원급에 입원한 환자에 비해 증상이 경미할 것이며, 이에 따라 공급량을 증가시킬 수 있는 방법이 외래에 비해 다양하지 않을 것으로 예상된다. 더욱이 병상가동률을 높이기 위해 조기퇴원을 시키려는 유인이 있기 때문에 의원 입원 환자를 대상으로 의료 공급자에 의한 수요유인을 확인하기 쉽지 않을 것이다.

한편 진료과목은 일반의원, 내과, 가정의학과로만 한정하였다. 모든 진료과목을 대상으로 할 경우 다양한 환자가 포함되어 진료량의 변이가 더욱 심해질 것이기 때문에 비교적 동질의 환자군을 대상으로 하는 진료과목으로 제한하였다. 또한 다른 진료과목에 비해 일반의원, 내과의원, 가정의학과위원의 수가 클 뿐만 아니라 이러한 의원에 방문하는 환자수도 다른 진료과목에 비해 큰 편이어서 비교적 동질의 환자군을 대상으로 하는 시장이 형성되어 있다고 가정한 것이다.

7) 본 연구에서는 의원중 2인 이상 공동개원을 하거나 의원개설자가 의사를 고용하는 경우에도 1인 개원의사와 행태가 다르지 않을 것으로 가정하였다.

3.3.1.2. 연구 대상 지역

본 연구는 전국적으로 인구 30만명 이상의 도시⁸⁾를 대상으로 하고자 하였다. 그러나 본 연구의 대상 의료기관인 일반의원·내과의원·가정의학과위원의 전체 건강보험 청구의료기관 대비 EDI·디스켓 청구기관의 비율이 낮은 포항, 구미, 안산, 남양주, 용인, 광주동구⁹⁾를 제외하였다. 또한 인구가 30만명이 넘지만 시·군 통합도시로 다른 도시들과 특성이 다른 익산시를 제외하여 최종 24개 지역으로 결정하였다.

한편 인구 100만명이 넘는 6개 광역시(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산)는 지역단위 분석의 경우 구(區)를 단위로 하였다. 그러나 광역시에 포함된 군(郡)은 특성상 도시지역과는 차이가 있을 것이라고 여겨 분석에서 제외하였다¹⁰⁾.

그 결과 지역단위로 구분할 경우 모두 24개 도시, 85개 지역으로 분류하여 분석하였다.

<연구 대상 지역 (24개 도시)>

서울 부산 대구 인천 광주 대전 울산 수원 성남 의정부
안양 부천 광명 평택 고양 시흥 청주 천안 전주 여수
창원 마산 진주 김해

8) '2000년 인구주택총조사' 결과 2000년 현재 우리나라에서 인구 30만명 이상인 도시는 모두 30개였다.

9) 포항, 구미, 안산, 남양주, 용인은 EDI·디스켓으로 청구한 의원의 비율은 전체 청구의원 수 대비 62.5% 이하였다. 또한 광주 동구는 본 연구가 대상으로 하는 의원 수가 너무 적어 분석에서 제외하였다.

10) 부산 기장군, 대구 달성군, 인천 강화군, 인천 옹진군, 울산 울주군은 분석에서 제외되었다. 한편, 광주 동구는 타지역에 비해 내과, 가정의학과, 일반의원의 수가 적어 분석에서 제외하였다.

3.3.1.3. 연구 대상 시기

연구 대상의 시기는 의약분업 이전인 2000년 1월을 기준으로 하였다. 이를 통해 의약분업 이전 검사 또는 치료와 관련된 행위 뿐만 아니라 투약 및 주사 관련 행위를 통한 수요 유인의 정도를 분석에 포함하고자 하였다.

한편 연구 대상의 시점을 의약분업 이후로 상정하지 않은 이유는 두가지로 설명할 수 있는데 우선 의약분업 도입 과정에서 과도한 수가인상으로 인해 의원들의 수입이 크게 증가하여¹¹⁾ 의사들이 수요를 유인할 동기가 희석되어 있었다고 할 수 있기 때문이다. 의약분업 이후의 시기를 연구대상 기간으로 설정하지 않은 또 다른 이유는 2001년 3월 이후 건강보험의 재정위기가 사회적인 문제로 부각되자 정부에서는 건강보험 재정안정화를 위한 정책적 개입¹²⁾을 시도하였는데 이에 관한 영향을 통제하기 어렵기 때문이다.

11) 건강보험공단에서 2002년 3월 12일 배포한 보도자료는 의약분업 실시전 1년간 의과의원당 진료비 수입은 2억 6,175만원이었으나 의약분업 실시후 1년간 2억 9,475만원으로 약 12.6% 증가하였다고 보고하였다.

12) 2001년 3월 이후 보건복지부는 동년 5월, 10월, 2002년 1월 이상 3차례 건강보험 재정안정대책을 발표한 바 있다.

3.4. 변수 선정

3.4.1. 종속변수

의원 외래서비스를 대상으로 의사유인수요를 검증하기 위한 본 연구에서는 종속 변수로 초진환자수, 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비, 총진료비를 선정하였다. 또한 의원에서 제공되는 부가적 서비스에 대하여 검증하기 위하여 환자당 진단 및 검사 행위수, 환자당 투약일수를 이용하였다.

가. 인구 1천명당 초진환자수, 의원당 초진환자수(V_i)

환자수는 의사유인수요를 검증하기 위한 기존의 연구에서 주로 이용된 종속변수이다. 그런데 환자수는 기존의 연구에서 두가지 방법으로 변형되어 종속변수로 이용되고 있다. 하나는 지역별로 인구당 환자수이며, 또 다른 하나는 의사당 환자수이다. 인구당 환자수를 종속변수로 한 연구에는 Wennberg 등(1982), Lee(1984), Cromwell과 Mitchell(1986)의 연구가, 의사당 환자수를 종속변수로 이용한 연구에는 Grytten 등(1995), Carlsen과 Grytten(1998), Sorensen과 Grytten(1999)의 연구가 있었다.

그런데 인구당 환자수를 종속변수로 할 경우 분석단위는 '지역'이 되며 따라서 주요 독립변수는 지역의 특성변수로 구성되는 반면, 의사당 환자수를 종속변수로 할 경우 분석단위는 '의사'가 되므로 독립변수에는 지역특성변수와 함께 의사의 특성(성, 연령, 가족형태 등)이 포함되어 분석되었다.

본 연구에서는 앞에서 밝힌 바와 같이 지역단위 분석과 의원단위 분석을 모두 실시할 것이므로 인구당 환자수와 의원당 환자수를 모두 종속변수로 이용할 것이다. 그런데 본 연구에서는 전체 환자수가 아닌 초진환자수를 종속변수로 하였다. 그 이유는 재진환자수는 지역 및 의사의 진료특성이 반영되어 표현되기 때문에 이에 대한 해석상의 불명료함을 피하기 위함이었다.

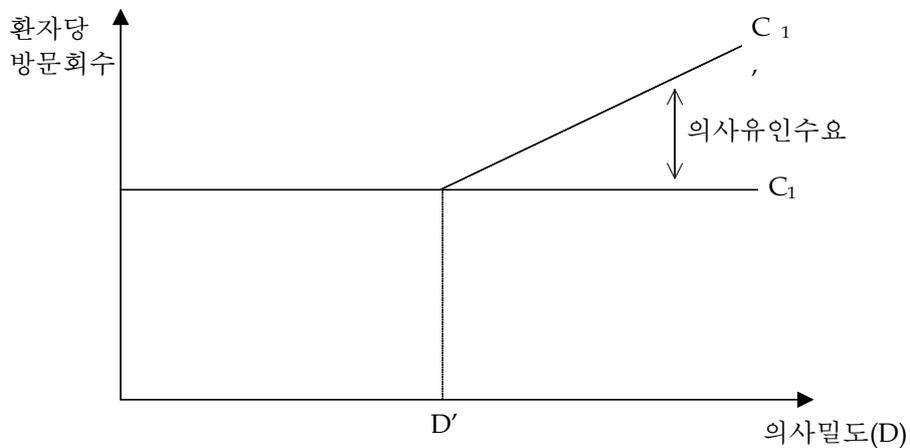
결국 본 연구에서는 지역단위 분석의 경우 '인구 1천명당 초진환자수'를, 의원단

위 분석에서는 '초진환자수'를 종속변수로 이용하였다.

나. 초진환자당 재진환자수(r)

기존의 연구중 Carlsen과 Grytten(2000)는 환자당 의사 방문회수¹³⁾에 대한 의사 밀도(physician density)에 의한 영향을 설명하고자 하였다. 그들은 이론적으로 환자당 방문회수는 의사밀도와 무관하게 일정해야 하지만 실제로는 그렇지 않으며, 이를 의사에 의한 유인수요를 지지하는 결과로 해석할 수 있다고 설명하였다. 즉 (그림 3-2)와 같이 의사밀도(D)는 환자당 의사 방문회수(C_1)에 영향을 미치지 않아야 하지만 실제로는 C_1' 와 같이 나타난다. 이때 일정 수준(D') 이상의 의사밀도에서는 $C_1' - C_1$ 만큼의 유인수요가 발생한다고 설명한다. 이처럼 '환자당 의사방문회수'는 의사 유인수요를 입증하는 중요한 종속변수가 될 수 있다.

본 연구에서는 이와 같은 내용을 근거하여 '초진환자당 재진환자수'를 종속변수로 이용하였다.



<그림 3-2> 의원밀도에 따른 환자당 의사방문회수

13) 인구당 방문회수가 아님.

다. 환자당 진료비(P)

환자당 진료비를 종속변수로 이용한 연구에는 Grytten 등(1995), Sorensen과 Grytten(1999)의 연구가 있다.

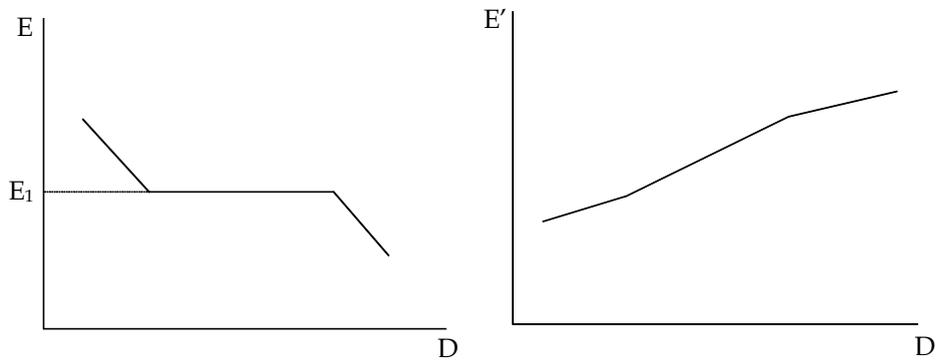
그러나 환자당 진료비를 종속변수로 할 경우 사례의 혼합(case mix)과 진료강도의 혼합(intensity mix)이 발생할 수 있다(Lee, 1984). 이는 환자당 진료비가 전체 진료비를 전체 환자수로 나눈 평균값을 의미하기 때문이다. 즉 환자별 진료비는 상병의 중증도(severity)가 반영되는 특성을 지니지만 본 연구에서 이용하는 환자당 진료비는 이와 같은 특성을 반영하지 못한다.

그렇지만 환자당 진료비는 본 연구의 대상 지역에서 일반의원, 내과의원, 가정의학과의원들이 동일한 상병구조와 동일한 중증도의 환자를 대상으로 서비스를 제공한다면, 의원밀도와 무관하게 일정한 값을 유지해야 한다고 설명할 수 있다. 이와 같은 이유로 본 연구에서는 환자당 진료비를 종속변수로 이용할 것이며, 만일 의원밀도가 환자당 진료비에 양의 영향을 미칠 경우 의사유인수요를 지지하는 결과로 해석할 것이다.

라. 총진료비(E)

의사당 총진료비(진료비 수입)를 종속변수로 이용한 연구에는 Feldman과 Sloan(1988), Carlsen과 Grytten(1998), Sorensen과 Grytten(1999)의 연구가 있다. 이러한 연구들에서는 의사밀도가 결국 의사의 진료비 수입에 어떠한 영향을 미쳤는가에 대한 설명을 하기 위하여 이용되었다.

그런데 이중 Carlsen과 Grytten(1998)의 연구에서는 의사당 진료비(E)와 더불어 인구당 진료비(E')를 종속변수로 이용하였다. 그런데 이들은 의사밀도(D)와 관련하여 설명함에 있어서 각기 다른 특성을 보인다. 의사밀도(D)가 증가함에 따라 의사당 진료비(E)는 감소하지만 의사밀도(D)가 일정한 범위에 있을 경우 의사당 진료비는 일정한 수준(E₁)을 유지하며, 의사밀도가 상당한 수준으로 높아지면 다시 의사당 진료비 수입이 감소한다고 설명하였다(그림 3-3의 a).



(a) 의사밀도와 의원당 진료비 (b) 의사밀도와 인구당 진료비

<그림 3-3> 의사밀도와 총진료비의 관계

반면, 인구당 진료비(E')의 경우 의사밀도가 증가함에 따라 지속적으로 증가하지만 의사밀도에 따라 증가하는 기울기가 달라진다고 설명한다. 즉 의사밀도가 일정 수준 이하이거나 일정 수준 이상일 경우 인구당 진료비는 증가하는 기울기가 다소 둔화될 수 있다(그림 3-3의 b).

이와 같이 총진료비를 종속변수로 이용할 경우 '의원당 총진료비'와 '인구당 총진료비'는 의원밀도와 관련하여 다른 특징을 보일 수 있기 때문에 본 연구에서는 두 변수를 모두 종속변수로 채택하여 '인구당 총진료비'는 지역단위 분석에서, '의원당 총진료비'는 의원단위 분석에서 종속변수로 각각 이용하였다.

마. '환자당 검사 및 진단 행위수'와 '환자당 투약일수'

기존의 연구중 Rice(1983), Doorsaer와 Geurts(1987), Carlsen과 Grytten(1998)의 연구에서는 의료기관이 제공하는 진료서비스 이외에 검사 또는 물리치료 등과 같은 부가적 서비스 영역에서 의사에 의한 유인수요를 검증하기 위하여 이에 해당하는 종속변수를 포함하였다. 그리고 이를 표현하기 위한 종속변수는 부가적 서비스에 대한 환자당 서비스량을 의미하는 것이었다.

본 연구에서는 일반의원, 내과의원, 가정의학과위원을 대상으로 하기 때문에 '환자당 검사 및 진단 행위수'와 '환자당 투약일수'를 종속변수로 선정하였다. 이중 '환자당 투약일수'를 선정한 이유는 연구 대상 시기가 의약분업 이전인 2000년 1월이기 때문에 의사들은 투약일수를 길게 처방할수록 수입이 더 늘어나기 때문에 이와 같은 방법을 통한 진료비 수입 확대를 꾀할 수 있을 것이라는 가정에 기초한 것이다.

3.4.2. 독립변수

가. 의원밀도(D)

앞서 기존연구 고찰에서 언급한 바와 같이 의사유인수요를 검증하기 위한 연구 중 횡단면자료를 이용할 경우 지역간 비교를 위하여 '의사밀도(physician density)'를 필수적으로 이용한다. Wennberg 등(1982), Rossiter와 Willensky(1984), Grytten 등(1995), Carlsen과 Grytten(1998), Sorensen과 Grytten(1999), Carlsen과 Grytten(2000)의 연구에서 이와 같은 개념을 이용하였다. 이처럼 의사밀도는 의사에 의한 유인수요를 입증하는데 매우 중요한 설명변수로서 의미를 갖는다.

그러나 의사밀도는 우리나라에 그대로 적용되기 어려운 점이 있다. 유럽의 여러 나라들에서는 1차의료를 담당하는 의사들이 개인 사무실과 같은 형태를 띠며 의료 서비스를 제공하지만(office-based medical care), 우리나라의 1차의료는 '소규모 의료기관'이라 할 수 있는 의원에서 담당하고 있다. 이와 같은 특성으로 인하여 우리나라의 일부 의원은 1차의료기관이면서도 고가의 진단장비를 갖추고 있는가 하면, 입원시설도 갖추고 있다. 이 때문에 의원은 중소규모의 병원과 경쟁관계에 놓이기도 한다. 이러한 점은 결국 우리나라에서 1차의료서비스 시장에는 의원 뿐만 아니라 병원급도 영향을 미치며, 반대로 입원서비스 시장에서도 병원급 뿐만 아니라 입원시설을 갖춘 의원 역시 영향을 미칠 수 있다는 점을 의미한다.

본 연구에서는 이와 같은 우리나라의 상황을 반영하여 의료서비스 공급자에 의한 유인 수요 연구를 수행하기 위하여 '의원밀도'라는 지표로 변형시켰다.

'의원밀도'는 인구 10만명당 의원수에 병원급 이상 의료기관의 환자점유율을 반

영·보정하여 사실상 해당지역 내에서 의원간 경쟁의 정도를 표현하도록 하였다. 즉 병원급 이상 의료기관에서 해당 지역 초진환자의 점유 정도를 해당 지역 의원당 평균 초진환자수를 이용, 의원수로 환산하여 반영하였다(식 3-18). 이 과정에서 외래 내원일수 전체를 이용하지 않고 초진환자수를 기준으로 한 이유는 초진환자수가 사실상의 시장점유율을 의미할 수 있기 때문이다. 즉 재진환자수가 포함된 전체 환자수는 의사의 특성에 따라 영향을 받게되므로 시장점유율을 설명하는데는 전체 환자수에 비해 초진환자수가 더 적절하다.

$$\text{의원밀도} = [(N + a)/(\text{pop})] \times (100,000\text{명}) \quad (\text{식 3-18})$$

N : 해당 지역내 의원수

pop : 해당지역내 인구수

a : 병원급 이상 의료기관의 환자점유율 보정 계수

= (해당지역 소재 병원급 이상의 외래 초진환자수)

÷ (해당지역 소재 의원당 외래 초진환자수)

그런데 이처럼 병원급 이상 의료기관에서 차지하는 환자수를 보정하기 위한 과정에서 제기될 수 있는 문제는 의원과 병원급 이상 의료기관의 진료권역이 다를 수 있다는 점이다. 즉 의원에 비해 병원이 진료권역이 더욱 크기 때문이다. 이러한 점은 연구대상 지역이 선정된다면 그 지역의 규모를 고려하여 보정해야 할 것이다.

이와 같이 보정된 '의원밀도'는 본 연구에서 '인구 10만명당 의원수'와는 다르며, 해당지역 내에서의 경쟁정도를 표현하는 지표로 이용할 것이다. 즉 '의원밀도가 높다'는 것은 '의료서비스의 공급량이 많다'는 것을 의미하며, 의사에 의한 공급자 유인수요가 발생하는 조건을 형성한다는 것을 의미한다고 볼 수 있다.

나. 초진환자수(V_i)

본 연구에서 초진환자수를 독립변수로 포함하고자 하는 이유는 우리나라의 경우 주치의등록제가 실시되지 않고 있고 환자가 의료기관을 자유롭게 선택할 수 있도록 되어 있어 의원간 초진환자수의 변이가 큰 편이며, 이러한 영향이 의원들의 진료행태에 영향을 줄 것이라는 예측이 가능하기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 초진환자수를 의원단위 분석에서 독립변수로 이용하고자 하였다.

의사유인수요를 입증하기 위한 연구중 방문환자수를 독립변수로 놓은 연구로는 Doorslaer와 Geurts(1987)의 연구가 있다. 이들의 연구는 네덜란드에서 물리치료서비스에 대하여 공급자에 의한 유인수요 여부를 검증하기 위한 것이었다. 특히 물리치료서비스를 종류별로 4가지로 구분하여 각각에 대하여 비(rate)를 종속변수로 두고 분석하였다. 그러나 이 연구에서 독립변수로 설정한 환자수는 이미 종속변수를 계산하는데 분모로 사용되었기 때문에 이와 같은 문제를 해결하기 위하여 종속변수와 독립변수에 모두 log를 취한 함수로 변형하여 분석하였다. 또한 오차와의 상관관계를 해결하기 위하여 LISREL V 프로그램을 이용하였다고 밝혔다.

그런데 본 연구에서 초진환자당 재진환자수(r), 환자당 진료비(P)를 종속변수로 한 분석에서 초진환자수(V_i)를 독립변수로 이용할 경우 Doorslaer와 Gerurts(1987)의 연구와 동일한 문제가 발생한다. 특히 오차와 초진환자수(V_i)가 서로 상관관계를 갖게 될 것이며, 이로 인해 잔차의 평균이 0이 되지 않을 것으로 예상할 수 있다. 이와 같은 문제를 해결하기 위해서는 2-SLS(2 stage least square) 방법에 의한 회귀분석이 권고되고 있다(Lee, 1984). 이와 관련한 계량적 문제는 뒤에서 자세히 다루도록 하겠다.

다. 지역특성 변수

본 연구에서는 연구 대상 지역의 특성 변수로 '도시규모', '65세 이상 인구 비율', '고학력자 인구 비율', '가구당 지방세'를 포함하였다. '도시규모'는 보건의료 뿐만 아니라 제반 생활 환경적인 특성을 반영하는 변수로 의미로 해석하기 위하여 포함하

였는데, 본 연구에서는 인구 1백만명 이상과 이하인 도시로 dummy 변수로 처리하여 분석에 포함하였다. '65세 이상 인구 비율'은 전체 인구 대비 노인인구 비율을 백분율로 나타낸 것이다. 특히 노인인구 비율은 그 지역의 의료수요량에 적지 않은 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 2001년 우리나라 건강보험 통계에 의하면 65세 이상 인구 비율은 약 7%이지만 전체 외래일수 대비 65세 이상의 외래일수는 13.8%, 입원일수의 경우 22.5%를 차지하고 있다(건강보험공단 2002). '고학력자 인구 비율'은 지역의 6세 이상 인구대비 전문대 중퇴 이상의 인구 비율을 백분율로 표현한 것이다. 본 연구에서는 이 변수를 해당지역의 소비자들이 의료서비스 이용을 위하여 정보에 접근할 수 있는 정도를 표현하는 것으로 해석하고자 한다. 또한 '가구당 지방세'는 연구대상 지역의 경제적 능력수준을 표현하는 대용변수(proxy variable)로 이용하고자 선정하였다.

라. 의사특성 변수

본 연구에서는 의사특성변수로 '의원 개설자의 성', '진료연수', '표방과목'을 선정하였다. '진료연수'는 의원 개설후 진료기간을 연수로 표현한 것이며, '표방과목'은 건강보험심사평가원에 등록된 것을 선택하였다. 특히 표방과목은 일반의원과 가정의학과의원, 내과의원을 구분하여 dummy variable로 처리하여 분석에 포함하였다. 한편 의사의 진료특성은 가족유형(결혼상태, 자식의 수 및 연령 등), 출신학교, 전문의 수련병원 등에 따라 영향을 받을 수 있으나 본 연구에서는 포함하지 못하였다.

<표 3-1> 변수의 평균 및 표준편차

구 분	변수명	평균 ± 표준편차	
지역단위	인구 1천명당 초진환자수(Vid)	84.9 ± 24.1	
	초진환자당 재진환자수(rd)	2.3 ± 0.3	
	환자당 진료비(Pd)	12,453 ± 1,406	
종속변수	인구 1천명당 진료비(Ed)	3,531,903 ± 1,189,232	
	초진환자수(Vi)	479.8 ± 303.2	
	초진환자당 재진환자수(r)	2.4 ± 1.2	
	환자당 진료비(P)	12,329 ± 7,180	
	총진료비(E)	19,261,989 ± 15,304,371	
	환자당 검사 및 진단행위수(N)	0.34 ± 0.39	
	환자당 투약일수(PD)	3.12 ± 0.39	
지역특성	의원밀도(D)	18.9 ± 7.5	
	도시규모(City)	-	
	(인구 1백만명 미만(0), 이상(1))	-	
	변수	65세 이상 인구 비율(Old)	0.058 ± 0.016
	가구당 지방세(Tax)	1,481 ± 1,394	
독립변수	고학력자 인구 비율(Edu)	0.28 ± 0.07	
	의원 개설자의 성(Sex)	-	
의원	(0 : 여자, 1 : 남자)	-	
개설자	개설후 진료연수(Y)	9.2 ± 8.8	
특성변수	표방과목(Sub)	-	
	(0 : 일반, 가정의학과, 1 : 내과)	-	

3.5. 분석방법

3.5.1. 지역단위 분석

지역단위 분석은 85개 지역에 대하여 인구 1천명당 초진환자수, 1천명당 환자수, 초진환자당 재진환자수, 1천명당 진료비, 환자당 진료비를 종속변수로, 의원밀도, 인구, 65세 이상 인구 비율, 고학력자 인구 비율, 가구당 지방세 등을 독립변수로 최소자승법(Ordinary Least Square)에 의한 회귀분석을 실시하였다.

3.5.2. 의원단위 분석

의원단위 분석은 4,894개 의원에 대하여 초진환자수(V_i), 초진환자당 재진환자수(r), 환자당 진료비(P), 총진료비(E)를 종속변수로 하고, 의원밀도(D), 도시규모($City$), 65세 이상 인구 비율(Old), 고학력자 비율(Edu), 가구당 지방세(Tax), 의원 개설자 성(Sex), 개설후 진료연수(Y), 표방과목(Sub) 등을 독립변수로 회귀분석을 실시하였다. 사용한 회귀분석 모델은 최소자승법(Ordinary Least Square)와 함께 2단계 최소자승법(2 Stage Least Square)을 함께 이용하였다.

2단계 최소자승법을 함께 이용한 이유는 종속변수로 놓은 변수들이 의원밀도(D)에 영향을 줄 수 있으며(Simultaneity), 장기적 효과(long term effect)를 고려하기 위함인데, 이러한 회귀분석 방법은 진료량 변이나 의사유인수요를 위한 연구에서 보편적으로 사용되고 있는 방법이다. 본 연구에서는 의원밀도(D)에 대하여 지역특성변수를 이용하여 의원밀도의 예측치(expected D)를 구하고, 이를 도구변수(Instrumental variable)로 하여 분석에 포함하였다.

$$D = f(Old, City, Edu, Tax) \quad (\text{식 3-19})$$

$$D(\text{expected}) = a_0 + a_1 \cdot Old + a_2 \cdot City + a_3 \cdot Edu + a_4 \cdot Tax \quad (\text{식 3-20})$$

$$E = b_0 + b_1 \cdot D(\text{expected}) + b_2 \cdot Old + b_3 \cdot City + \dots + b_8 \cdot Sub \quad (\text{식 3-21})$$

의원단위 분석중 부가서비스에 대한 분석은 EDI나 디스켓으로 청구한 3,243개 의원만을 대상으로 하였다. 그 이유는 행위별 분석을 수행하기 위해서는 불가피하게 EDI 또는 디스켓으로 청구한 자료를 이용할 수밖에 없었기 때문이었다. 한편 이 분석을 위해 이용한 자료는 2000년 1월 진료월은 동일하나 2000년 1~12월 지급분에 해당한 것으로, 실제 2000년 1월에 진료한 행위량보다는 다소 적게 표현될 수 있다. 부가서비스에 대한 분석은 '환자당 검사·진단 행위수'와 '환자당 투약일수'를 종속 변수로 하여 분석하였고, 사용한 회귀분석 방법은 최소자승법(Ordinary Least Square)과 2단계 최소자승법(2 stage least square)을 함께 이용하였다.

한편 본 연구에서 실시한 모든 회귀분석은 VIF(Variance Inflation Factor), 상태 지수(condition index), 분산비율을 통하여 다중공선성(multi-collinearity) 여부를 판단하여 적절한 분석모형을 선택하였다.

<표 3-2> 분석단위별 분석방법 · 변수 · 이용 자료

분석단위	지역단위 분석	의원분석 단위	의원단위 분석 (부가서비스 대상)
분석방법	회귀분석 (OLS)	회귀분석 (OLS, 2-SLS)	회귀분석 (OLS, 2-SLS)
종속변수	· 1천명당진료비, · 1천명당환자수, · 1천명당 초진환자수, · 초진환자당 재진환자수	· 초진환자수, · 초진환자당 재진환자수, · 환자당 진료비, · 총진료비	· 환자당 검사· 진단 행위수, · 환자당 투약일수
독립변수	· 의원밀도, · 인구, · 65세 이상 비율, · 고학력자 비율*, · 가구당 지방세	· 의원밀도, · 지역규모*, · 65세 이상 비율, · 고학력자 비율**, · 가구당 지방세, · 의원개설자 성, · 의원개설자 연령, · 진료연수, · 표방과목***	· 의원밀도, · 지역규모*, · 65세 이상 비율, · 고학력자 비율**, · 가구당 지방세, · 의원개설자 성, · 의원개설자 연령, · 진료연수, · 표방과목***
사례수	85개 지역	4,894개 의원	3,243개 의원
분석대상 자료	2000년 1월 진료 자료 전체 (지급월 '00. 1~'02. 3)		2000년 1월 진료자료 (지급 '00. 1~'00. 12) EDI, Disket 청구자료

* 지역규모 0 : 인구 100만명 이하 도시, 1 : 인구 100만명 이상 도시

** 고학력자 비율 : 6세 이상 인구중 전문대 중퇴 이상 학력자 비율

*** 표방과목 0 : 일반의원 · 가정의학과의원, 1 : 내과의원

3.6. 계량분석상의 문제점

이상에서 본 연구의 모델과 가설, 변수 선정, 방법 등에 대해 서술하였다. 그러나 본 연구는 선정한 변수 및 방법론 상에서 다음과 같은 문제점을 예상할 수 있다.

가. 총진료비(E)와 환자당 진료비(P) 간의 계량적 문제

일반적으로 보건의료에서는 동일 상병의 환자라고 하더라도 중증도 뿐만 아니라 성 및 연령, 과거 질병 경험 등에 따라 가격(진료비)이 달라진다. 이로 인해 보건의료 시장에서 가격(Price)을 구하기 위해서는 총진료비(Expenditure)를 환자수(Visit)로 나누어 환자당 진료비를 대응하고 있다. 그런데 총진료비에 대한 함수를 구성할 때는 다시 방문환자수와 환자당 진료비의 곱으로 표현될 수밖에 없는 문제가 있다.

$$\text{Expenditure} = \text{Visit} \times \text{Price} \quad (\text{식 3-22})$$

이러한 특징으로 인하여 계량적 분석에서는 다음과 같은 두가지 문제가 발생할 수 있다(Lee, 1984).

첫째는 환자당 진료비(P)는 질 혼합(quality mix)과 사례 혼합(case mix)을 발생 시킨다는 점이다. 환자에 대한 진료비는 상병의 중증도(severity)와 서비스 진료의 강도(intensity)를 반영하는 변수인데 환자당 진료비는 평균적 의미만을 내포하기 때문에 환자의 특성은 반영되지 못한다. 이와 같은 문제를 해결하기 위해서는 질적으로 보정된 가격을 설정할 수 있어야 하는데, 특히 가격과 방문환자수가 음의 관계를 보이게 되면 질 보정의 문제 없이도 설명될 수 있을 것으로 기대할 수 있다. 이에 대해서는 결과에서 다시 논의하도록 한다.

둘째는 총진료비(Expenditure)의 잔차(residual)는 가격(Price)와 상관관계를 갖게 된다. 이는 회귀분석의 계수들에 편향(bias)을 줄 가능성이 있다(Lee, 1984). 이에 대해서는 다음 단락에서 논의하겠다.

나. 독립변수들과 잔차의 상관관계

종속변수로 선정한 변수값을 얻기 위해 사용된 변수가 다시 독립변수로 사용될 경우 회귀분석에서 독립변수와 상관관계가 나타나는 문제는 위에서 언급한 총진료비와 가격의 관계 이외에 다른 부분에서도 발견된다. 초진환자당 재진환자수(r), 환자당 진료비(P)를 종속변수로 회귀분석을 실시하는데 초진환자수(Vi)를 독립변수로 포함하는 경우가 그것이다.

$$r = V_r/V_i = F(V_i, X_1, X_2, X_3, \dots) \quad (\text{식 3-23})$$

$$P = E/(V_i + V_r) = F(V_i, X_1, X_2, X_3, \dots) \quad (\text{식 3-24})$$

r : 초진환자당 재진환자수

P : 환자당 진료비

V_i : 초진환자수

V_r : 재진환자수

E : 총진료비

X₁, X₂, X₃ : 기타 독립변수

또한 본 연구에서 중요한 변수로 사용되는 의원밀도 역시 종속변수들과의 회귀분석에서 오차항과 상관관계를 갖게 될 것으로 예상할 수 있다. 종속변수로 선정한 변수들(초진환자수, 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비, 총진료비 등)이 의원밀도에 다시 영향을 미칠 수 있기 때문이다.

이와 같은 문제를 해결하기 위해서는 2-Stage Least Square 방법에 의한 회귀분석이 추천되고 있다(Lee, 1984). 2-SLS 회귀분석은 독립변수와 종속변수 간에 동시에 상호 영향을 주고 받는 관계에서 나타나는 편향(simultaneous equation bias)을 해결하기 위한 방법으로 1단계 회귀분석에서는 외생변수(exogenous variable)를 이용하여 도구적 변수(Instrumental variable)를 만들어 2단계 회귀분석에 포함시키는 분석 방법이다. 이와 같은 분석이 효과적이기 위해서는 도구적 변수가 내생적 변수들(endogenous variables)과 높은 상관관계를 가지며, 오차항과는 상관관계를 갖지 않아야 한다.

다. 의원밀도와 진료량과의 관계에서 해석의 모호함

Rice와 Labelle(1989)는 의사유인수요를 입증하기 위한 여러 기존 연구들을 검토하면서 진료량을 의사밀도(인구당 의사수)와 관련지어 해석하는 것이 모호하다는 비판을 제시하였다. (표 3-3)에서 보는 바와 같이 의사밀도가 증가하게 될 경우 의사는 수요유인을 하지 못한다고 설명하는 신고전모델(Neoclassical Model)은 서비스 이용률이 증가하지만 의사가격은 하락할 것으로 예측하지만, 공급자유인수요 모델(Provider-Inducement Model)은 명쾌하게 예측하기 어렵다는 것이다. 또한 신고전 모델이나 공급자유인수요모델 모두 의사밀도가 증가할 경우 의사당 진료량과 의사당 수입에 어떠한 영향을 미칠 것인지 예측하기 어렵다고 지적하였다.

그러나 이는 독립변수로 선정한 의사밀도의 문제라기 보다는 종속변수로 선정한 변수의 문제로 이해된다. 본 연구에서는 이와 같은 문제를 해결하기 위하여 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비를 종속변수로 선정하였다. 이는 의료자원이 일정수준 이상으로 갖추어져 있다면 의사밀도는 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비에 영향을 미치지 못하여 일정한 값을 갖는다고 가정하고, 만일 의사밀도에 따라 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비가 양의 영향을 받는다면 의사유인수요를 지지하는 결과로 해석하고자 한 것이다.

<표 3-3> 의사밀도 증가시 진료량에 대한 영향 해석

종속변수	신고전모델 (의사는 수요유인 못함)	공급자유인수요 모델
서비스 이용률	증가	증가 또는 감소 또는 영향없음
의사가격	감소	증가 또는 감소 또는 영향없음
의사당 진료량	증가 또는 감소 또는 영향없음	증가 또는 감소 또는 영향없음
의사당 수입	증가 또는 감소 또는 영향없음	증가 또는 감소 또는 영향없음

자료 : Rice와 Labelle(1989)

라. 비급여 진료비 제외

본 연구에서는 비급여진료비가 제외되어 있다. 본 연구에서 사용한 진료비는 건강보험 진료비이다. 이와 같은 문제는 본 연구에서 표현된 진료비가 전체 수입을 의미하지 못하며, 결과에 영향을 미칠 수도 있다. 따라서 본 연구에서는 제외된 비급여 진료비의 규모가 건강보험 진료비의 규모에 비해 작거나 비례한다는 가정을 두었다.

제4장 연구결과

4.1. 지역단위 분석 결과

지역단위 분석은 본 연구의 대상인 85개 지역을 대상으로 분석한 것으로 지역별로 인구 1천명당 초진환자수, 인구 1천명당 환자수, 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비, 인구 1천명당 진료비를 종속변수로 하여 회귀분석을 실시하였다.

4.1.1. 의원밀도와 인구 1천명당 환자수

인구 1천명당 환자수와 인구 1천명당 초진환자수를 종속변수로 한 회귀분석 결과 의원밀도는 이들 변수에 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다(표 4-1). 가구당 지방세는 인구 1천명당 환자수와 초진환자수에 음의 방향으로 유의한 영향을 미쳤는데, 가구당 지방세가 높은 지역 주민의 건강상태가 더 좋거나 또는 병원서비스를 더 많이 이용하기 때문으로 이해할 수 있다.

<표 4-1> 지역별 환자수에 대한 회귀분석 결과

독립변수 \ 종속변수	1천명당 환자수		1천명당 초진환자수	
	B	beta	B	beta
의원밀도	12.1***	1.010	3.2***	1.006
인구	3.84×E-6	0.007	1.1×E-5	0.082
65세 이상 비율	117.3	0.020	- 31.0	- 0.020
고학력자 비율	- 114.5	- 0.091	- 13.3	- 0.040
가구당 지방세	- 2.7×E-2***	- 0.423	- 6.2×E-3***	- 0.357
상수	120.1		34.8	
Adjusted R ²	0.706		0.607	
F	41.334***		26.917***	

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 2-tailed

4.1.2. 의원밀도와 초진환자당 재진환자수

85개 지역을 대상으로 지역별 초진환자당 재진환자수에 대한 회귀분석 결과 의원밀도가 양의 방향으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다(표 4-2). 즉 의원밀도가 높은 지역은 낮은 지역에 비해 재진방문을 더 많이 하고 있다는 해석이 가능하다. 그리고 재진방문이 환자보다는 의사에 의하여 유인되는 경우가 일반적이라는 점에서 이러한 결과는 의사유인수요를 지지하는 것으로 이해될 수 있다.

한편 인구 1천명당 초진환자수는 초진환자당 재진환자수에 음의 유의한 영향을 미쳤는데 이는 1천명당 초진환자수가 적은 지역일수록 재진방문을 더 많이 하고 있다는 점에서 의사유인수요를 지지하는 결과로 해석할 수 있다.

가구당 지방세는 초진환자당 재진환자수에도 음의 유의한 영향을 미치고 있는데 이는 앞의 설명과 같이 가구당 지방세가 높은 지역의 건강상태 및 의료이용행태와 관련된 것으로 이해할 수 있다.

<표 4-2> 지역별 초진환자당 재진환자수에 대한 회귀분석 결과

독립변수	종속변수	
	B	beta
의원밀도	3.3×E-2**	0.745
인구	-3.5×E-7	-0.186
65세 이상 비율	0.302	0.014
고학력자 비율	-0.785	-0.171
가구당 지방세	-1.1×E-4**	-0.457
1천명당초진환자수	-5.7×E-3**	-0.417
상수	2.7	
Adjusted R ²	0.264	
F	6.025***	

종속변수 : 지역별 초진환자당 재진환자수(수진기준 2000년 1월)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 2-tailed

4.1.3. 의원밀도와 환자당 진료비

초진환자당 재진환자수와 마찬가지로 환자당 진료비를 인상시키는 것은 의료공급자가 진료수입 확대를 위해 할 수 있는 방안이다. 이러한 점에서 의원밀도가 환자당 진료비에 양의 방향으로 유의한 영향을 미친다면 이는 의사유인수요를 지지하는 결과로 해석될 수 있다. 그런데 환자당 진료비를 종속변수로 하여 지역단위 분석을 수행한 결과 의원밀도는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못했다(표 4-3). 또한 지역별로 1천명당 초진환자수 역시 환자당 진료비에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

그러나 이와 같은 결과가 의사유인수요를 지지하지 않는 것은 아니다. 의원 외래 서비스에서 의사에 의한 수요유인의 방법이 환자당 진료비를 증가시키는 것으로 이루어지지 않으며, 재진환자수를 증가시키는 방법으로 이루어지고 있다고 해석되어야 한다.

<표 4-3> 지역별 환자당 진료비에 대한 회귀분석 결과

독립변수	B	beta
의원밀도	47.0	.252
인구	2.9×E-3**	.366
65세이상 인구 비율	23,209	.259
고학력자 비율	3334.7	.170
가구당 지방세	-1.0×E-2	-.010
1천명당 초진환자수	-13.2	-.226
상수	9353	
Adjusted R ²	0.126	
F	3.011*	

종속변수 : 지역별 환자당 진료비(수진기준 2000년 1월)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 2-tailed

4.1.4. 의원밀도와 1천명당 진료비

지역별로 1천명당 진료비를 종속변수로 한 회귀분석 결과 의원밀도는 양의 방향으로 유의한 영향을 미쳤다. 즉 인구 10만명당 의원이 1개 증가할 경우 1천명당 진료비는 월 약 15만원이 증가하는 것으로 나타났다.

한편 65세 이상 인구 비율은 1천명당 진료비에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 못했으며, 가구당 지방세는 1천명당 진료비에 음의 유의한 영향을 미쳤다.

<표 4-4> 지역별 1천명당 진료비에 대한 회귀분석 결과

독립변수	B	beta
의원밀도	147,631***	0.936
인구	0.725	0.107
65세이상 인구 비율	9,555,794	0.126
고학력자 비율	- 423,062	- 0.026
가구당 지방세	-310***	- 0.364
상수	505,119	
Adjusted R ²	0.634	
F	30.067***	

종속변수 : 지역별 1천명당진료비(수진기준 2000년 1월)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 2-tailed

4.1.5. 소결

85개 지역을 대상으로 한 지역단위 분석 결과 의원밀도는 의사유인수요를 유발하는데 유의한 영향을 미쳤다는 결과로 해석된다. 의원밀도는 전체적인 진료량(1천명당 환자수, 1천명당 진료비)의 증가에 유의한 영향을 미친 것으로 드러났다. 그런데 의원밀도는 의사의 행태를 표현하는 변수인 '초진환자당 재진환자수'에도 역시 유의한 영향을 미쳤다. 이와 같은 결과로 볼 때 의원밀도가 전체적인 진료량에 유의한 영향을 미친 것은 의료서비스의 접근성 개선으로 인한 효과 이외에도 의사유인수요로 인한 것이라고 할 수 있다.

한편 의원밀도는 의사행태를 설명하는 또 다른 변수인 환자당 진료비에는 유의한 영향을 미치지 못했다. 이는 의사들에 의한 수요유인이 환자당 진료비를 인상시키는 방법보다는 재진방문을 유도하는 방법을 선택하고 있다는 뜻으로 해석될 수 있다.

의사들이 수요유인의 방법으로 환자당 진료비를 인상시키는 방법을 주로 선택하지 못했던 이유는 우선 본 연구의 대상인 의원이 일반의원, 내과의원, 가정의학과의원인데 이들의 진료는 주로 약 처방 중심으로 이루어지는 반면 치료행위가 다양하지 못한 한계가 있으며, 또한 환자당 진료비가 높을 경우 환자가 다른 의원이나 병원의 진료를 선택할 가능성이 있어 의사가 무한정 환자당 진료비를 인상시키기 어려웠을 것으로 추측할 수 있다. 또한 불필요한 서비스를 추가할 경우 건강보험심사평가원에서 심사를 통해 진료비를 삭감하기 때문에 의사의 진료행태에 영향을 주었을 것으로 추측된다.

4.2. 의원단위 분석

의원단위 분석은 의원별로 초진환자수, 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비, 총진료비 등을 종속변수로 두고 회귀분석(최소자승법과 2단계 최소자승법 이용)을 실시하였다. 또한 의원에서 제공되는 부가적 서비스에 대한 분석에서는 환자당 진단 및 검사 서비스의 행위량과 환자당 투약일수를 종속변수로 회귀분석을 실시하였다.

4.2.1. 의원밀도와 초진환자수

의료공급자가 초진환자수를 유인할 수 없다고 가정한다면 의원별 초진환자수는 사실상 의원별 전체 환자수보다 시장점유의 정도를 의미한다고 할 수 있다. 의원별 초진환자수를 종속변수로 한 분석의 결과는 (표 4-5)와 같다.

분석은 3가지 모델로 하였는데 Model 1은 의원 개설자의 특성 변수를 배제하고 지역특성 변수만을 포함한 것이며, Model 2는 의원 개설자의 특성변수를 포함한 것이다. 또한 Model 3은 Model 2와 같이 전체 변수를 포함하였으나 의원밀도의 예측치를 포함한 2-SLS 방법에 의한 회귀분석 결과이다.

Model 1의 분석 결과 의원밀도와 도시규모, 고학력자비율은 초진환자수에 음의 영향을 미쳤다. Model 2의 분석 결과에서도 Model 1과 같이 의원밀도, 도시규모, 고학력자비율이 초진환자수에 통계적으로 유의한 음의 영향을 미쳤으며, 의원 개설자의 특성변수중에서는 남성이 여성에 비해, 일반의원이나 가정의학과의원보다는 내과의원에서 초진환자수가 더 많았다.

한편 Model 3의 분석 결과 Model 1,2의 분석결과와는 달리 의원밀도, 도시규모에 통계적으로 유의한 영향이 없었다. 이는 장기적으로 의원밀도가 다른 변수의 영향을 받아 변화할 경우 의원별 초진환자수에 영향을 미치지 못할 것으로 해석할 수 있다. Model 3의 분석에서는 고학력자비율, 개설자의 성, 표방과목 등에서 Model 1, 2의 분석결과와 동일한 결과를 보였다.

<표 4-5> 의원별 초진환자수에 대한 회귀분석 결과

독립변수	Model 1		Model 2		Model 3	
	OLS				2-SLS	
	B	beta	B	beta	B	beta
의원밀도						
(실제)	-5.98***	-.132	-3.94**	-.087		
(예측)					-1.90	-.023
도시규모 ¹⁾	-53.67***	-.077	-42.2***	-.061	-48.8	-.070
노인인구률	-0.58	-.002	3.07	.013	-3.11	-.013
가구당지방세	-5.5×E-3	-.025	-6.1×E-3	-.028	-1.5×E-2	-.068
고학력자비율	-1.84**	-.044	-2.27***	-.055	-1.82**	-.044
개설자 성 ²⁾			51.33***	.058	50.9***	.058
진료연수			-7.5×E-3	.000	-9.0×E-2	-.003
(진료연수) ²			-0.15***	-.147	-0.15***	-.148
표방과목 구분 ³⁾			228.5***	.361	229.8***	.363
상수	698.0		542.4		538.3	
Adjusted R ²	0.038		0.202		0.200	
F	37.6***		132.6***		130.8***	

1) 100만명 이하 도시 : 0, 100만명 이상 도시 : 1

2) 남자 : 1, 여자 : 0

3) 일반의원 및 가정의학과의원 : 0, 내과의원 : 1

종속변수 : 의원별 초진 환자수(수진기준 2000년 1월)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 2-tailed

4.2.2. 의원밀도와 초진환자당 재진환자수

초진환자당 재진환자수는 의료공급자가 환자수 증가를 위하여 재진방문을 얼마나 유도하는가를 반영하는 의사의 행태 변화를 의미하는 변수로 의미가 있다. 의원별로 초진환자당 재진환자수를 종속변수로 한 회귀분석 결과는 (표 4-6)과 같다. 여기에서도 지역특성변수만을 포함한 Model 1, 의원 개설자 특성까지 포함한 Model 2, 의원밀도의 예측치를 분석에 포함하여 2-SLS에 의한 Model 3의 방법에 의해 분석하였다.

분석결과 모든 Model에서도 의원밀도는 초진환자당 재진환자수에 유의한 영향을 미치지 못했던 반면, 초진환자수는 Model 2, 3에서 모두 음의 유의한 영향을 주었다. 이러한 결과는 의원밀도가 초진환자당 재진환자수에 유의한 영향을 미치지 못했더라도 초진환자수가 적으면 유인수요가 발생한다는 것을 의미하는 결과로 해석할 수 있다.

한편 Model 1, 2의 결과에서 도시규모나 노인인구비율과 같은 지역특성변수가 초진환자당 재진환자수에 유의한 양의 영향을 미치고 있으나 Model 3의 결과에서는 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 Model 2,3의 결과에서는 공통적으로 고학력자비율과 의원의 진료연수에 음의 영향을 받는 것으로 나타났다.

<표 4-6> 의원별 초진환자당 재진환자수에 대한 회귀분석 결과

독립변수	Model 1		Model 2		Model 3	
	OLS				2-SLS	
	B	beta	B	beta	B	beta
의원밀도 (실제)	2.7×E-3	.015	-2.3×E-4	.005		
(예측)					2.1×E-2	.063
초진환자수			-6.9×E-4***	-.150	-6.9×E-4***	-.169
도시규모 ¹⁾	0.17***	.060	0.15**	.053	9.1×E-2	.032
노인인구률	6.2×E-2**	.062	7.1×E-2**	.068	2.1×E-1	.021
가구당지방세	1.3×E-5	.015	7.1×E-6	.001	-1.3×E-5	-.015
고학력자비율	-1.5×E-2	-.087	-1.6×E-2***	-.087	-1.6×E-2***	-.094
개설자 성 ²⁾			-6.1×E-2	-.011	-6.0×E-2	-.017
진료연수			-9.6×E-3***	-.100	-9.6×E-3***	-.068
표방과목 구분 ³⁾			-4.0×E-2	-.022	-4.0×E-2	-.016
상수	2.28		2.83		2.84	
Adjusted R ²	0.016		0.047		0.047	
F	16.1***		26.5***		26.6***	

1) 100만명 이하 도시 : 0, 100만명 이상 도시 : 1

2) 남자 : 1, 여자 : 0

3) 일반의원 및 가정의학과의원 : 0, 내과의원 : 1

종속변수 : 의원별 초진환자당 재진환자수(수진기준 2000년 1월)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 2-tailed

4.2.3. 의원밀도와 환자당 진료비

환자당 진료비는 초진환자당 재진환자수와 함께 의사에 의한 유인수요 행태를 반영하는 변수라고 할 수 있다. 의원별로 환자당 진료비에 영향을 미치는 회귀분석 결과는 (표 4-7)과 같다.

지역특성변수만을 포함한 Model 1의 분석 결과 환자당 진료비에 대하여 고학력자비율 만 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 의원밀도가 환자당 진료비에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않았다. 초진환자수와 의원 개설자 특성변수가 포함된 Model 2의 분석 결과에서도 의원밀도는 환자당 진료비에 유의한 영향을 미치지 못했으나 초진환자수는 음의 방향으로, 고학력자비율은 양의 방향으로, 진료연수는 음의 방향으로 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 환자당 진료비는 의원 개설자가 남자일 경우 여자에 비해, 그리고 일반의원이나 가정의학과의원보다는 내과의원이 높게 나타났다.

또한 의원밀도의 예측치를 포함한 2-SLS에 의한 Model 3의 분석 결과는 Model 2의 결과와 크게 다르지 않았다. 의원밀도는 유의한 영향을 미치지 못했으며, 초진환자수와 진료연수가 각각 음의 방향으로 유의한 영향을, 개설자가 남성이고 내과일 때 높은 것으로 나타났다.

한편 앞에서 연구방법론상 예상되는 문제점¹⁴⁾을 언급한 바와 같이 본 연구에서는 환자당 진료비를 이용하였는데, 이때 발생할 수 있는 사례혼합(case mix)의 문제를 해결하기 위해서는 질 보정을 해야 했다. 만일 질 보정을 하지 않는다면 환자수와 환자당 가격이 음의 관계를 보이는 것으로 설명되어야 했다(Lee, 1984). 그런데 환자당 진료비를 종속변수로 한 회귀분석 결과 초진환자수는 환자당 진료비에 음의 방향으로 유의한 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다.

14) 47쪽 “3.6. 예상되는 문제점”에서 총진료비와 환자당 진료비 간의 계량적인 문제를 언급한 바 있다.

<표 4-7> 의원별 환자당 진료비에 대한 회귀분석 결과

독립변수	Model 1		Model 2		Model 3	
	OLS				2-SLS	
	B	beta	B	beta	B	beta
의원밀도						
(실제)	-39.6	-.037	-17.3	-.016		
(예측)					-119.6	-.061
초진환자수			-3.04***	-.128	-3.0***	-.128
도시규모 ¹⁾	-396.7	-.024	-206.3	-.013	62.8	.004
노인인구률	-1.93	.000	135.8	.024	363.1	.063
가구당지방세	0.15	.028	0.102	.020	0.166	.032
고학력자비율	43.0**	.044	40.7*	.041	43.8**	.045
개설자 성 ²⁾			973.8**	.047	964.4**	.046
진료연수			-158.1***	-.193	-158.4***	-.194
표방과목 구분 ³⁾			3025.3***	.202	3030.7***	.202
상수	11879.1		11673.2		11559	
Adjusted R ²	0.003		0.072		0.072	
F	3.9**		41.6***		41.6***	

1) 100만명 이하 도시 : 0, 100만명 이상 도시 : 1

2) 남자 : 1 여자 : 0

3) 일반의원 및 가정의학과의원 : 0, 내과의원 : 1

종속변수 : 의원별 환자당진료비(수진기준 2000년 1월)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 2-tailed

4.2.4. 의원밀도와 총진료비

의원별 총진료비에 영향을 미치는 요인을 살펴보기 위한 회귀분석 결과는 (표 4-8)과 같다. 여기에서도 지역적 특성변수만을 포함한 Model 1, 의원개설자의 특성과 초진환자수를 포함한 Model 2, 의원밀도의 예측치를 포함한 Model 3으로 나누어 분석하였다.

분석 결과 의원밀도는 Model 1에서 총진료비에 음의 방향으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으나, Model 2, 3에서는 그 영향이 유의하지 않았다. 한편 Model 1의 분석 결과 도시규모와 고학력자 비율이 각각 음의 방향으로 유의한 영향을 미쳤고, 노인인구 비율은 양의 방향으로 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 의원 개설자의 특성을 포함한 Model 2의 분석 결과 초진환자수와 노인인구 비율은 양의 방향으로 유의한 영향을 주었으나 도시규모와 고학력자 비율에 의한 영향은 유의하지 않았다. 의원 개설자의 특성중에서는 일반의원이나 가정의학과의원에 비해 내과 의원의 총진료비가 더 높았다. Model 3에 의한 분석결과는 Model 2와 크게 다르지 않았지만 총진료비에 대한 노인인구 비율의 영향은 유의하지 않는 것으로 나타났다.

<표 4-8> 의원별 총진료비에 대한 회귀분석 결과

독립변수	Model 1		Model 2		Model 3	
	OLS				2-SLS	
	B	beta	B	beta	B	beta
의원밀도 (실제)	-267327***	-.117	-23481.2	-.006		
(예측)					487488	.117
초진환자수			33110.3***	.657	33129.1***	.656
도시규모 ¹⁾	-1866727**	-.053	331867	.010	-1039471	-.030
노인인구률	501702*	.041	672903***	.052	-503820	-.041
가구당지방세	-200.4	-.018	-48.9	-.005	-561.3	-.051
고학력자비율	-89578*	-.043	-24405	-.014	-26604	-.013
개설자 성 ²⁾			827430	.019	855817	.019
진료연수			-270816***	-.155	-272643***	-.156
(진료연수) ²			2955*	.058	2983*	.059
표방과목 구분 ³⁾			3,568,620***	.112	3,562,467***	.112
상수	25808615		614,309		986,759	
Adjusted R ²	0.021		0.530		0.530	
F	21.0***		528.3***		528.7***	

1) 100만명 이하 도시 : 0, 100만명 이상 도시 : 1

2) 남자 : 1, 여자 : 0

3) 일반의원 및 가정의학과의원 : 0, 내과의원 : 1

종속변수 : 의원별 진료비(수진기준 2000년 1월)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 2-tailed

4.2.5. 의원별 총진료비에 대한 경로분석

이상에서 서술한 바와 같이 의원별 분석 결과 의원밀도와 관계에서 의사유인 수요를 지지할 수 있는 증거는 없었다. 의원밀도가 초진환자수에 음의 유의한 영향을 미칠 뿐, 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비, 총진료비에 유의한 영향을 미치지 못하였다. 그러나 의원단위 분석 결과에서 초진환자수의 경우 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비에 대하여 각각 음의 방향으로, 총진료비에는 양의 방향으로 유의한 영향을 미쳤다.

이러한 결과로 볼 때 의원에서 의사에 의한 유인수요는 의원밀도에 의해 직접 유의한 영향을 받는 것이 아니라 초진환자수를 매개하여 간접적인 영향을 미치는 것으로 추측할 수 있다. 이에 따라 본 연구에서는 다음과 같은 가설을 추가하고 검증해보았다.

추가가설 : 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비, 총진료비에 대하여 초진환자수가 미치는 효과는 의원밀도가 미치는 효과보다 더 클 것이다.

본 연구에서는 이와 같은 점을 검증해 보기 위하여 경로분석(path analysis)을 실시하였다. 경로분석을 실시하기에 앞서 의원밀도와 의원별 진료량을 표현하는 변수인 초진환자수, 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비, 총진료비 간의 상관관계를 보았다. 그 결과는 (표 4-9)와 같다.

한편 경로분석을 위해 수행한 회귀분석 결과는 (표 4-10)과 같다. 그리고 이 결과를 바탕으로 (그림 4-1)과 같은 경로도를 표현할 수 있었다. 이 결과에서는 의원밀도가 초진환자수에만 통계적으로 유의한 직접 영향을 미칠 뿐, 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비, 총진료비에는 통계적으로 유의한 직접 영향을 미치지 않았으며, 초진환자수를 중재하여 간접적인 효과를 미칠 뿐이었다.

<표 4-9> 의원밀도와 진료량 변수의 상관계수

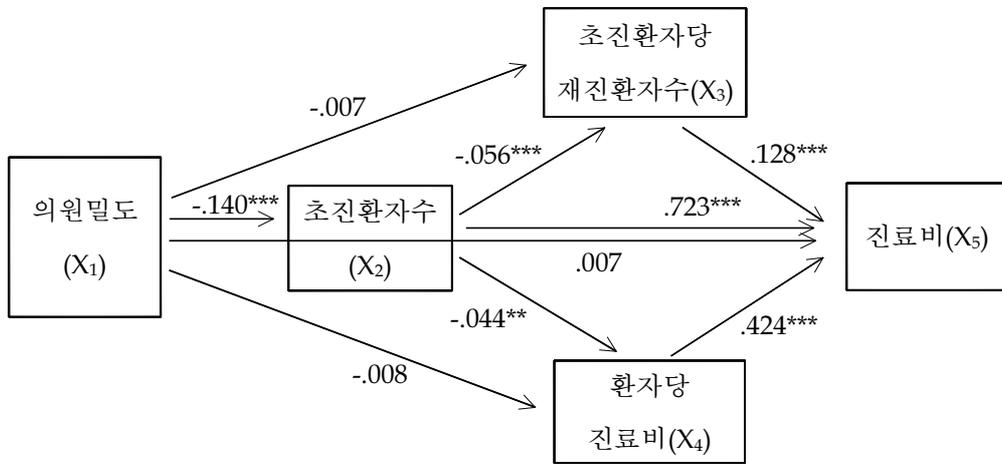
Pearson 상관계수	의원밀도	초진환자수	초진환자당 재진환자수	환자당 진료비	총진료비
의원밀도	1	-.140***	.001	-.002	-.096***
초진환자수		1	-.055***	-.043**	.698***
초진환자당재진환자수			1	.196***	.172***
환자당진료비				1	.415***
총진료비					1

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

<표 4-10> 경로분석을 위한 회귀분석 결과

종속변수	독립변수	B	β	p	F	Adjusted R ²
초진환자수	상수	664.3		<.001	98.42***	0.020
	의원밀도	-8.52	-.140	<.001		
초진환자당 재진환자수	상수	6.3		<.001	7.45**	0.003
	의원밀도	-3.2×E-2	-.007	.619		
	초진환자수	-4.1×E-3	-.056	<.001		
환자당 진료비	상수	13,889		<.001	4.66*	0.001
	의원밀도	-16.5	-.008	.573		
	초진환자수	-1.47	-.044	.002		
총진료비	상수	-5,152,765		<.001	2882.1***	0.703
	의원밀도	19,032	.007	.406		
	초진환자수	34,565	.723	<.001		
	초진당재진수	83,072	.128	<.001		
	환자당진료비	610	.424	<.001		

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001



<그림 4-1> 총진료비에 대한 경로도

<표 4-11> 총진료비에 대한 경로분석 결과

종속변수	독립변수	전체효과	간접효과			직접효과
			초진환자수 중재	초진당재진수 중재	환자당진료비 중재	
초진환자수	의원밀도	-0.140	-	-	-	-0.140
초진환자당 재진환자수	의원밀도	0.001	0.008	-	-	-0.007
	초진환자수	-0.056	-	-	-	-0.056
환자당 진료비	의원밀도	-0.002	0.006	-	-	-0.008
	초진환자수	-0.044	-	-	-	-0.044
총진료비	의원밀도	-0.090	-0.101	0.001	0.003	0.007
	초진환자수	0.697	-	-0.007	-0.019	0.723
	초진당재진수	0.128	-	-	-	0.128
	환자당진료비	0.424	-	-	-	0.424

(표 4-11)은 각 종속변수에 대하여 변수들의 전체 효과를 정리한 표이다. 이 결과는 다음과 같이 정리될 수 있다.

첫째, 종속변수가 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비, 총진료비일 때 의원밀도보다는 초진환자수가 더 큰 효과를 보였다.

둘째, 특히 총진료비를 종속변수로 할 경우 초진환자수가 가장 큰 효과($\beta=0.697$)를 보였으며, 그 다음으로는 환자당 진료비($\beta=0.424$)가 초진환자당 재진환자수($\beta=0.128$)보다 더 큰 효과를 보였다.

셋째, 의원밀도가 총진료비에 미치는 효과는 직접효과($\beta=0.007$)보다 간접효과($\beta=-0.095$)가 더 컸다.

이상과 같은 결과로 앞서 추가적으로 세운 가설은 채택되었다. 즉 의원밀도보다는 초진환자수가 의사유인수요에 더 큰 영향을 미치고 있었으며, 의원밀도의 경우 총진료비에 미치는 효과는 직접효과보다 간접효과가 더 컸다.

4.2.6. 의원밀도와 부가서비스

의료공급자의 부가서비스중 ‘환자당 검사·진단 행위수¹⁵⁾’와 ‘환자당 투약일수’를 종속변수로 의원의 부가서비스에 대한 회귀분석을 실시하였다.

환자당 검사 및 진단과 관련한 행위수를 종속변수로 하는 회귀분석 결과는 (표 4-13)과 같다. 환자당 검사 및 진단행위수를 종속변수로 하고 OLS에 의한 분석(Model 1) 결과와 의원밀도의 예측치를 분석에 포함한 분석(Model 2) 결과 모두에서 의원밀도는 환자당 검사 및 진단행위수에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못했다. 두 분석 결과 모두에서는 지역특성변수의 경우 고학력자비율이 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 그밖에는 의원개설자의 특성변수들이 모두 유의한 영향을 보였다. 즉 개설자가 남성이고, 개원후 진료기간이 짧을수록, 그리고 내과의원이 일반의원이나 가정의학과의원에 비해 환자당 검사 및

15) 환자당 검사·진단 진료비를 종속변수로 하는 회귀분석을 하기 위하여 EDI·디스켓 청구 자료를 이용하였다. 그 이유는 세부적인 행위별로 진료비 자료를 얻기 위함이었다. 따라서 본 연구대상으로 하고 있는 지역에 소재한 일반의원, 내과의원, 가정의학과의원 중 EDI나 디스켓으로 청구한 3,243개 의원을 대상으로 하였다.

진단행위수가 더 많았다.

한편 본 연구의 대상 시기는 의약분업 시행 이전인 2000년 1월이므로 의원 외래서비스에서는 투약을 함께 제공하고 있었기 때문에 환자당 투약일수를 종속변수로 하는 회귀분석을 실시하였다(표 4-14).

<표 4-12> 환자당 검사·진단 행위수에 대한 회귀분석 결과

독립변수	Model 1 (OLS)		Model 2 (2-SLS)	
	B	beta	B	beta
의원밀도(실제) (예측)	1.8×E-3	.028	3.7×E-3	.032
도시규모 ¹⁾	6.6×E-3	.020	2.8×E-3	.009
노인인구률	6.5×E-3	.008	2.0×E-3	.002
가구당지방세	8.8×E-8	.027	1.0×E-7	.032
고학력자비율	4.7×E-3***	.085	4.4×E-3***	.081
개설자 성 ²⁾	6.8×E-2**	.057	6.8×E-2**	.058
진료연수	-2.6×E-3*	-.044	-2.5×E-3*	-.043
표방과목 구분 ³⁾	0.30***	.381	0.30***	.380
상수	-6.2×E-2		-5.7×E-2	
Adjusted R ²	0.158		0.160	
F	73.69***		73.55***	

1) 100만명 이하 도시 : 0, 100만명 이상 도시 : 1

2) 남자 : 1, 여자 : 0

3) 일반의원 및 가정의학과의원 : 0, 내과의원 : 1

종속변수 : 환자당 검사·진단행위수(수진기준 2000년 1월)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 2-tailed

환자당 투약일수를 종속변수로 OLS 방법에 의한 회귀분석 결과(Model 1)와 의원밀도의 예측치를 포함한 회귀분석 결과(Model 2) 모두에서 의원밀도는 환자당 투약일수에 유의한 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 의사 유인수요를 지지하는 것으로 해석할 수 있다. 또한 인구 1백만명 이하인 도시에서, 고학력자비율이 높을수록, 그리고 개설자의 성이 남성이고, 표방과목이 일반의원이나 가정의학과의원에 비해 내과의원일수록 환자당 투약일수는 더 큰 것으로 나타났다.

<표 4-13> 환자당투약일수에 영향을 미치는 요인에 관한 회귀분석

독립변수	Model 1 (OLS)		Model 2 (2-SLS)	
	B	beta	B	beta
의원밀도(실제) (예측)	2.0×E-2**	.067	0.14*	.266
도시규모 ¹⁾	-0.18**	-.040	-0.51**	-.112
노인인구률	-1.1×E-3	-.001	-0.28*	-.175
가구당지방세	1.4×E-5	.010	-6.6×E-5	-.047
고학력자비율	2.6×E-2***	.094	2.2×E-2***	.081
개설자 성 ²⁾	0.44***	.075	0.45***	.077
진료연수	2.6×E-3	.011	2.6×E-3	.011
(진료연수) ²	-7.0×E-4***	-.106	-6.9×E-4**	-.104
표방과목 구분 ³⁾	1.41***	.337	1.40***	.335
상수	-8.7×E-2		1.45	
Adjusted R ²	0.147		0.147	
F	94.909***		94.756***	

1) 100만명 이하 도시 : 0, 100만명 이상 도시 : 1

2) 남자 : 1, 여자 : 0

3) 일반의원 및 가정의학과의원 : 0, 내과의원 : 1

종속변수 : 환자당투약일수(수진기준 2000년 1월)

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001 2-tailed

4.2.7. 소결

의원단위 분석 결과 의원밀도는 초진환자수에는 음의 유의한 영향을 미쳤을 뿐, 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비, 총진료비에는 유의한 영향을 미치지 못하였다. 따라서 이러한 결과는 의원밀도가 의사유인수요를 유발한다는 것을 지지하는 결과로 해석할 수 없었다.

그러나 분석 결과에서 초진환자수는 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비에 음의, 총진료비에는 양의 유의한 영향을 미쳤다. 본 연구에서는 이러한 결과를 바탕으로 의원밀도가 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비, 총진료비에 직접 영향을 미치는 것이 아니라 초진환자수를 중재하여 간접적인 영향을 미칠 것이라는 가설을 추가하였다. 본 연구에서는 이러한 가설을 검증하기 위하여 경로분석을 이용하였으며, 그 가설은 채택되었다.

결국 의원단위 분석 결과가 의원밀도와 관련하여 의사유인수요를 지지할 수 있는 증거를 제시할 수 없었던 것은 의원밀도가 의사유인수요를 직접 유발하는 것이 아니라 초진환자수를 중재하여 발생하였기 때문인 것으로 밝혀졌다. 또한 이러한 결과는 의원단위 분석 결과 역시 초진환자수에 의하여 의사유인수요가 발생한다는 것을 입증하는 결과로 이해될 수 있다.

한편 의원에서 제공되는 부가적 서비스에서는 의원밀도가 환자당 투약일수에 양의 방향으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나 이 결과 역시 의사유인수요를 지지하였다. 그러나 환자당 진단 및 검사 행위수에는 유의한 영향이 없었다.

제5장 연구결과 고찰

5.1. 가설검증

본 연구에서는 지역단위 분석에 있어서 4개의 가설을 설정하였다. 각각의 가설별로 연구결과를 정리하면 다음과 같다.

의원밀도가 1천명당 초진환자수와 1천명당 환자수(가설 1), 1천명당 진료비(가설 4)에 양의 영향을 미칠 것으로 기대하였다. 그리고 분석 결과 이러한 가설은 검증되었다. 또한 의원밀도가 초진환자당 재진환자수(가설 2), 환자당 진료비(가설 3)에 양의 영향을 미칠 것으로 기대하였으나 초진환자당 재진환자수에 대한 영향만 검증되었을 뿐, 환자당 진료비에 의원밀도는 유의한 영향을 미치지 않았다.

이러한 결과중 의원밀도가 1천명당 초진환자수나 1천명당 환자수, 1천명당 진료비에 양의 영향을 미쳤다는 것만으로는 의원밀도에 따른 의사유인수요를 지지하는 결과로 해석하기 어렵다. 그러나 의원밀도가 초진환자당 재진환자수에 양의 영향을 미친다는 점은 의원간 경쟁이 심화될수록 초진환자에 대하여 재진방문을 더 많이 유인하고 있다는 점에서 유인수요를 지지하는 결과로 해석될 수 있다. 결국 지역단위 분석 결과에서는 의원밀도가 높아질 때 의원들의 평균적인 진료행태는 환자당 진료비를 인상시키는 방향으로 변화하기 보다는, 재진방문을 더 많이 유도하는 방향으로 변화했다고 해석할 수 있다.

의원단위 분석 결과에서는 5개의 가설을 설정하였다. 각각의 가설별로 연구결과를 정리하면 다음과 같다.

의원밀도는 초진환자수(가설 5)에 음의 영향을 미칠 것이나, 초진환자당 재진환자수(가설 6), 환자당 진료비(가설 7), 총진료비(가설 8)에 양의 영향을 미칠 것으로 기대하였다. 그러나 연구결과 의원밀도는 초진환자수에 음의 영향을 미쳤을 뿐, 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비, 총진료비에는 유의한 영향을 미치지 못하였다. 이와 같은 결과는 의원밀도와 관련하여 의사유인수요를 입증하지 못한 것이라고 할 수 있다.

한편 '가설 9'에서는 의원밀도가 의원에서 제공되는 부가적인 서비스(환자당 검사 및 진단행위수, 환자당 투약일수)에 양의 영향을 미칠 것으로 기대하였다. 분석 결과 의원밀도는 환자당 투약일수에 양의 영향을 미친 것으로 나타났으나, 환자당 검사 및 진단행위수와에는 유의한 영향을 미치지 못하였다. 이중 의원밀도가 환자당 투약일수에 양의 영향을 미쳤다는 결과는 의사에 의한 유인수요를 지지하는 결과로 해석될 수 있다.

5.2. 연구결과 고찰

이와 같은 연구의 결과와 같이 의원밀도는 지역단위 분석에서 환자수에 양의 유의한 영향을 주는 반면, 의원단위 분석에서는 환자수에 음의 방향으로 유의한 영향을 미친다. 이러한 결과는 기존의 다른 연구에서도 찾아 볼 수 있다. Fuch(1978)는 인구당 외과의사가 증가할 경우 입원 이용률이 증가한다고 하였으며, Cromwell과 Mitchell(1986) 역시 동일한 결과를 보여주었다. 이때 입원 이용률은 본 연구에서 지역단위 분석에서의 환자수와 같은 차원에서 해석이 가능하다. 한편 Grytten 등(1995)의 연구와 Sorensen과 Grytten(1999)의 연구에서는 의사밀도가 의사당 환자수에 음의 유의한 영향을 미친다는 결과를 제시하였다. 국내 연구에서는 고수경 등(2002)이 외래서비스를 대상으로 한 분석 결과 의사밀도의 증가가 개인별 2주간 외래 방문회수에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않았다. 이와 같은 결과는 본 연구와는 달리 병원을 포함하여 모든 요양기관을 대상으로 하였으며, 지역대상도 군(郡) 단위까지 포괄하는 등에서 차이가 있으며, 또한 '이환일수' 등 개인과 관련된 변수가 포함되어 있기 때문인 것으로 볼 수 있다.

또한 본 연구에서 지역단위 분석에서 초진환자당 재진환자수는 의원밀도에 양의 방향으로 유의한 영향을 보였는데, 이것은 Carlsen과 Grytten(2000)이 설명한 바처럼 의사밀도에 따라 증가한다면(특히 일정수준 이상의 의사밀도에서도 계속해서 증가한다면) 이는 의사유인수요를 지지하는 결과로 해석할 수 있다고 하였다. 따라서 본 연구 결과 지역단위 분석에서 의원밀도가 증가함에 따라 초진환자당 재진환자수가

증가하는 것은 의사유인수요를 지지하는 결과라고 볼 수 있다.

반면 의원단위 분석에서는 의원밀도가 초진환자당 재진환자수에 유의한 영향을 미치지 못했다. 그러나 초진환자수가 적어질수록 초진환자당 재진환자수가 증가하는 결과를 보였다. 물론 이에 대한 해석은 초진환자의 상병상태(severity)를 보정하고 난 뒤 가능하겠지만, 본 연구가 대상으로 한 지역(인구 30만명 이상의 도시) 내에서 본 연구가 대상으로 하는 의원(일반의원, 가정의학과의원, 내과의원)에 초진으로 방문하는 환자의 상병상태가 평균적으로 동일하다는 것을 전제로 한다면 이와 같은 연구 결과는 의사유인수요를 지지하는 결과라고 볼 수 있다.

본 연구에서는 지역단위 분석과 의원단위 분석 모두에서 의원밀도가 환자당 진료비에 미치는 유의한 영향을 발견할 수 없었다. 노르웨이의 1차의료 담당의사들을 대상으로 한 두 연구에서도 동일한 결과가 있었는데 Sorensen과 Grytten(1999)는 이들 사이에 유의한 영향을 발견하지 못했다고 하였다. 이와 같은 이유는 두 연구 모두 1차의료 외래서비스를 대상으로 한 것으로 비교적 가벼운 증상의 환자를 대상으로 진단 및 간단한 처치, 약 처방(또는 투약) 정도의 서비스가 제공되었기 때문에 환자당 진료비의 변이가 클 수 없기 때문인 것으로 추측된다. 그러나 본 연구 결과 의원단위 분석에서 초진환자수는 환자당 진료비에 음의 방향으로 유의한 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다. 이 결과 역시 초진환자수와 초진환자당 재진환자수의 관계에서와 같은 이유를 근거로 의사유인수요로 인한 결과로 해석할 수 있다.

한편 인구 1천명당 진료비는 의원밀도에 양의 방향으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으나 의원단위 분석에서 의원밀도는 의원별 총진료비에 유의한 영향을 발견할 수 없었다. 노르웨이의 1차의료를 대상으로 한 연구에서도 이와 같은 결과가 있었는데 Grytten 등(1995)의 연구에서는 의사밀도가 인구 1인당 진료비에 양의 방향으로 유의한 영향을 미쳤다고 하였으며, Sorensen과 Grytten(1999)의 연구에서는 의사밀도가 의원당 총진료비에 음의 방향으로 유의한 영향을 미쳤다고 하였다.

그런데 Carlsen과 Grytten(1998)은 의사밀도가 의사당 진료비와 인구당 진료비에 각각 다른 방식으로 영향을 미칠 수 있다고 지적하였는데, 특히 의사당 진료비와의 관계에서 해석상 모호할 수 있는 점을 보였다. 이에 대해서는 Rice와 Labelle(1989)도 지적한 바 있는데 그들은 의사유인수요 이론에 입각하더라도 의사밀도가 증가할

경우 의사당 진료비 수입은 증가할 수도 있고, 감소할 수도 있으며, 영향을 받지 않고 일정할 수도 있다고 하였다. 이와 같은 점에서 본 연구에서도 의원밀도와 의원별 총진료비의 관계를 의사유인수요에 대한 결과로 해석하려 하지 않았다.

이상에서와 같이 전체적으로 볼 때 지역단위 분석은 비교적 일관되게 의사유인수요를 지지하는 결과를 보여주었다고 할 수 있으나, 의원단위 분석에서는 의원밀도와 관련하여 의사유인수요를 지지하는 결과라고 해석하는데는 무리가 따른다.

그렇다면 지역단위 분석 결과와 의원단위 분석 결과가 다른 원인은 무엇이었을까? 이러한 결과는 결국 의사유인수요를 지지하지 않는 것으로 해석되어야 하는가?

본 연구에서는 이를 설명하기 위하여 경로분석(path analysis)을 실시하였다. 경로분석을 실시하기로 한 이유는 의원단위 분석 결과 의원밀도가 초진환자수를 제외하고는 다른 종속변수에 유의한 영향을 미치지 않았지만, 초진환자수는 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비, 총진료비에 각각 유의한 영향을 미친 것으로 나타나 의원밀도가 다른 여러 변수들에 의하여 간접적으로 미치는 효과까지 함께 살펴보기 위함이었다.

경로분석 결과 의원밀도보다 초진환자수가 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비, 총진료비에 미치는 효과가 더 큰 것으로 나타나 본 연구에서 추가적으로 세운 가설은 채택되었다. 즉 의원단위 분석에서는 의원밀도가 초진환자수에 음의 영향을 미쳤을 뿐이었으며, 초진환자수는 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비에 각각 음의 영향을 미쳤고, 총진료비에는 양의 영향을 미쳤다. 이러한 결과는 의원단위 분석의 결과 의원밀도가 의사유인수요를 직접 유발하는 것이 아니라 초진환자수를 중재하여 간접적으로 미미한 효과를 미칠 뿐이며, 결국 초진환자수에 영향을 받아 의사유인수요를 발생하는 것으로 해석될 수 있다. 바꾸어 말하면 의원은 소재지역의 의원밀도와 무관하게 초진환자수가 적으면 재진방문을 더 많이 유인하거나 환자당 진료비를 인상시키는 방향으로 행태변화가 나타난다는 것을 의미한다.

이와 같이 경로분석의 결과는 지역단위 분석의 결과의 의원단위 분석의 차이를 설명해주면서 그 차이를 극복하여 두 단위 분석 결과 모두가 의사유인수요를 지지하는 결과로 해석할 수 있도록 한다.

결국 지역단위 분석 결과와 의원단위 분석 결과가 일관되지 않았던 이유는 종속 변수가 지역단위 분석의 경우 각 의원의 개별적 행태가 드러나지 않는 총량적·평균적 크기를 표현하였던 반면, 의원단위분석에서는 의원 개별의 진료량 및 진료행태를 표현하기 때문이었던 것이다.

이와 같은 본 연구의 결과는 “우리나라 의원 외래에서 의사에 의한 유인수요는 의원밀도에 의하여 직접 유발되지 않으며 초진환자수를 중재하여 발생된다”는 논리의 근거가 될 수 있을 것이다.

5.3. 제한점

본 연구에서는 연구방법에서 다음과 같은 제한점을 갖는다.

첫째, 건강보험 자료를 근거로 분석하였기 때문에 비급여 서비스 진료량을 포함하지 못하였다. 따라서 본 연구에서는 대상으로 하는 일반의원, 가정의학과의원, 내과위원의 외래서비스에서는 비급여 서비스 항목이 매우 적거나 비급여를 포함한 전체 진료비가 건강보험 자료에서 표현되는 총진료비와 비례할 것으로 가정하였다.

둘째, 본 연구에서는 지역간 의사들의 진료행태가 서로 영향을 미칠 수 있다는 점을 고려하지 못하였다. 특히 본 연구의 경우 인구 100만명 이상의 광역시에 대하여 구별로 분할하여 분석단위로 삼았다. 본 연구에서는 인구 100만명 이상인 도시를 구분하기 위해 더미변수를 포함하여 분석하였으나 지역간 진료행태의 유사성을 충분히 반영했다고 보기 어렵다.

셋째, 모든 주민이 동일 지역 소재 의원을 이용하였다고 가정하였다. 그러나 본 연구에서 사용한 건강보험 자료상 이를 통제할 수 없었다. 더군다나 우리나라의 경우 진료권을 구분할 기준도 명확하지 않다는 점 역시 이를 통제하기 어려운 원인이었다.

제6장 결론

본 연구는 건강보험 자료를 이용하여 우리나라 의원 외래서비스에서 공급자유인 수요의 발생여부를 검증하는데 목적을 두었다. 국외의 연구에서는 의료서비스에서의 공급자 유인수요의 존재여부가 여전히 논쟁적인 주제로 남아 있지만 한편으로는 환자후생과의 관계를 밝히는 연구로 나아가고 있는데 국내에서는 이와 관련한 연구가 거의 없었기 때문에 본 연구는 우리나라의 의원에서 유인수요가 어떠한 방식으로 나타나고 있는지에 관하여 경험적 연구를 통해 밝히는 의미를 갖는다고 할 수 있다.

분석단위는 지역단위와 의원단위를 모두 이용하여 결과를 비교하고자 하였다. 물론 기존의 연구처럼 이중 어느 하나만을 택하여 분석하였을 경우에도 의사유인수요를 지지하거나 혹은 지지하지 않는 결과를 밝힐 수 있겠지만, 본 연구에서는 두가지 방법으로 모두 접근하여 결과를 비교하고 만일 차이가 발생한다면 그 원인을 밝히려고 하였다.

구체적인 분석방법으로는 진료량과 진료행태를 의미하는 변수를 종속변수로, 지역특성과 의원특성을 독립변수로 하는 회귀분석(OLS, 2-SLS)을 이용하였다. 종속변수로 선정한 진료량에는 총진료비와 환자수를 두었으며, 진료행태를 의미하는 변수로는 초진환자당 재진환자수, 환자당 진료비를 두었다. 이중 진료행태를 의미하는 변수를 설정한 것은 의원밀도의 변화가 의사에 의한 수요를 발생시킨다면 의사의 진료행태 변화로 측정될 수 있을 것이라는 기대 때문이었다.

이와 같은 방법으로 연구를 수행한 결과 지역단위 분석에서는 의원밀도와 관련하여 의사유인수요를 지지하는 결과를 보였다. 그러나 의원단위 분석에서는 의원밀도가 의사유인수요를 지지하지 않는, 지역단위 분석과는 다른 결과를 보였다.

이와 같은 차이가 발생하는 이유를 밝히기 위하여 경로분석을 수행한 결과 의원단위에서는 의원밀도가 의사유인수요를 직접 유발시키지 않으며, 초진환자수에만 음의 영향을 미치고, 초진환자수가 의사유인수요를 직접 유발시키게 된다는 점을 밝혀냈다. 그리고 이로써 지역단위 분석 결과와 함께 의원단위 분석의 결과도 의사유

인수요를 지지하는 결과로 재해석될 수 있었다.

그러나 이러한 결과를 다른 나라에도 적용될 수 있는 일반적인 것으로 해석하는데는 무리가 따른다고 할 수 있다. 왜냐하면 이와 같은 결과는 단골의사제가 시행되지 않고 있으며 환자가 자유롭게 의원을 선택하기 때문에 의원별로 초진환자수의 변이가 큰 우리나라의 상황을 반영한 것이기 때문이다.

이상의 연구 내용에서 근거하여 우리나라에서 의사유인수요를 입증하기 위한 연구에 시사점을 정리한다면 다음과 같다.

첫째, 비록 비급여 서비스에 대한 진료량을 포함하지 못하지만 건강보험 자료를 이용하여 의사유인수요 여부를 검증하는 연구가 가능했다.

둘째, 의사수의 변화를 의미하는 변수를 우리나라의 상황에 맞게 변형해야 한다. 이때 특히 우리나라에서는 의원-병원-종합병원이 경쟁관계에 놓여져 있는 상황을 고려해야 한다.

셋째, 의사유인수요를 입증하기 위한 변수 설정에 유의하여야 한다. 의사밀도(또는 의원밀도)와 진료량과의 관계만을 통해서는 결과 해석상에 모호함이 발생할 수 있다. 이를 보완하기 위해서는 의사유인수요를 반영하여 진료행태의 변화를 반영하는 변수를 종속변수로 설정해야 한다.

넷째, 지역단위 분석과 의원단위 분석은 분석결과 일관성을 보이지 않을 수 있다. 이는 지역단위 분석이 의원 개별의 영향을 각각 반영하기보다는 총량적·평균적으로 표현하기 때문이다. 그러나 그 차이를 밝히기 위한 분석이 뒤따라야 할 것이다.

다섯째, 우리나라 의원 외래에서는 의원밀도의 증가가 수요를 유인하는 방식으로 진료행태에 직접 영향을 미치지 않으며, 초진환자수에 영향을 받는다. 즉 의원밀도는 초진환자수를 증대하여 의사에 의한 유인수요에 간접적인 영향을 미칠 뿐이었다.

참고문헌

- 건강보험심사평가원(2001), 『2000 요양급여비용 청구내역 경향조사』
- 고수경, 김지윤, 양봉민(2002), 의료서비스의 가격이 의료이용량에 미치는 영향 -
외래의료이용을 중심으로, 『보건경제학회지』 8(1) 게재 예정
- 국민건강보험공단(2002), 『2001 건강보험 주요 통계』
- 김철웅, 홍성철, 이상이(2002), 제주도 주민의 소득계층에 따른 의료이용에 관한 연
구, 제10회 기초의학 학술대회 및 2002년도 대한예방의학회 춘계
심포지엄 자료집
- 김춘배, 이도성, 김한중, 손명세(1995), 의료보험하에서의 의료수요의 가격탄력성에
대한 실증분석, 『예방의학회지』, 28(2), 450-461
- 배상수(1992), 지역의료보험의 실시에 따른 의료이용 변화 분석, 『보건행정학회
지』, 2(1), 167-203
- 송건용, 김영임, 박현애(1989), 노인과 영유아의 의료이용에 영향을 주는 요인,
『보건사회논집』, 보건사회연구원, 11(1) 1-12
- 신영석, 신현웅, 신종각(1999), 『의료보험 진료비 증가요인과 정책과제』, 한국보
건사회연구원
- 신영전, 이원영, 문옥륜(1999), 의료이용의 지역간 격차(3차성 내과계 진단군을 중
심으로), 『보건행정학회지』, 9(1), 72-109

- 오영호(1998), 외래의료이용의 소득계층간·지역간 형평성 분석, 『보건복지포럼』, 보건사회연구원, 3 73-81
- 오은환(2001), 의료보험수가와 의료서비스 제공량과의 관계분석, 연세대 석사학위 논문
- 조우현, 이선희, 박은철, 손명세, 김세라(1994), 지역간 입원 이용 변이에 관한 연구, 『예방의학회지』, 27(3) 609-626
- 진기남, 한지숙, 이규식, 이동우(1999), 농촌지역에서의 읍면간 의료이용 비교, 『보건행정학회지』, 9(2) 40-54
- 차병준, 박재용, 감신(1992) 의료보험 시범지역의 전국민 의료보험 실시 전후의 진료비 증가 기여도 분석, 『보건행정학회지』, 2(2), 221-237
- 천병철, 김은영, 이무식(2000), 노인인구의 겨울철 의료이용 특성과 결정요인, 2000년도 기초의학 학술대회 예방의학 연제집
- 통계청(2002), 『2000년 인구주택총조사』
- 행정자치부(2001), 『2000년 세정연감』
- Auster R.D., Oaxaca R.L.(1981), Identification of Supplier Induced Demand in the Health Care Sector, *Journal of Human Resource*, 16(3), 327-342
- Carlsen F, Grytten J(1998), More Physicians : Improved Availability or Induced Demand? *Health Economics* 1998 Sep;7(6):495-508

- Carlsen F, Grytten J(2000), Consumer Satisfaction and Supplier Induced Demand, *Journal of Health Economics* 2000 Sep;19(5):731-753
- Cromwell J, Mitchell J.B.(1986), Physician-Induced Demand for Surgery, *Journal of Health Economics* 5, 293-313
- Doorslaer E.V., Geurts J(1987), Supplier-Induced Demand for Physiotherapy in the Netherlands, *Social Science Medicine*, 24(11) 919-925
- Enthoven A.C.(1981), The Behavior of Health Care Agents : Provider Behavior, *Health, Economics and Health Economics*. 173-188
- Escarce J.J.(1992) Explaining the Association between Surgeon Supply and Utilization, *Inquiry*, 29, 403-415
- Evans R.G.(1974), Supplier-Induced Demand ; Some Empirical Evidence and Implications, *The Economics of Health and Medical Care*, M. Perlman(ed), MacMillan. 162-173
- Feldman R, Sloan F(1988), Competition Among Physicians, Revisited, *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 13(2) 239-261
- Feldstein, P.J.(1999), *Health Care Economics*, 5th, Delmar Pub.
- Grossman M(1972), On the Concept of Health Capital and the Demand for Health, *Journal of Political Economy*, 80(2), 223-255

- Grytten J, Carsen F, Sorensen R(1995), Supplier inducement in a public health care system, *Journal of Health Economics* 14(2):207-229
- Grytten J, Sorensen R(2001). Type of Contract and Supplier-Induced Demand for Primary Physicians in Norway, *Journal of Health Economics*, 2000 May;20(3):379-93
- Holtman A.C., Olsen E.O.(1976), The Demand for Dental Care : A Study of Consumption and Household Production, *Journal of Human Resources*, 11(4), 546-550
- Jaegher K.D., Jegers M(2000), A Model of Physician Behaviour with Demand Inducement, *Journal of Health Economics* 19, 231-258
- Labelle R, Stoddart G, Rice T(1994), Editorial : Response to Pauly on a Re-examination of the Meaning and Importance of Supplier-Induced Demand, *Journal of Health Economics*, 13 491-494
- Lee K.S.(1984), *Effects of Medical Insurance of the Demand for Medical Care in Korea*, Univ. Hawaii(Ph. D. dissertation)
- Pauly M.V.(1994), Editorial : A Re-examination of the Meaning and Importance of Supplier-Induced Demand, *Journal of Health Economics* 13, 369-372
- (1994), Reply to Roberta Labelle, Greg Stoddart and Thomas Rice, *Journal of Health Economics* 13, 495-496

- Phelps C.E.(1992), *Health Economics*, New York : Harper Collins Pub.
- Rice T.H.(1983), The Impact of Changing Medicare Reimbursement Rates on Physician-Induced Demand, *Medical Care*, 21(8) 803-816
- Rice T.H., Labelle R.J.(1989), Do Physicians Induced Demand for Medical Services?, *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 14(3) 587-600
- Rizzo J.A., Blumenthal D(1996), Is the Target Income Hypothesis an Economic Heresy? *Medical Care Research and Review*, 243-295
- Rossiter L.F., Willensky G.R.(1984), Identification of Physician Induced Demand, *Journal of Human Resources* 19(2), 231-244
- Santerre R.E., Neun S.P.(1996), *Health Economics : Theories, Insights, and Industry Studies*, Chicago : IRWIN
- Sorensen R.J., Grytten J.(1999), Competition and Supplier-Induced Demand in a Health Care System with Fixed Fees, *Health Economics* 8 : 497-508
- Stano M(1985) An Analysis of the Evidence on Competition in the Physician Services Markets, *Journal of Health Economics*, 4. 172-211
- Voorde C.V., Doorslaer E.V., Schokkaert E.(2001), Effects of Cost Sharing on Physician Utilization Under Favourable Conditions for Supplier-Induced Demand, *Health Economics* 10:457-471

Wagstaff A.(1989), Econometric Studies in Health Economics - A Survey of the British Literature, *Journal of Health Economics*, 8. 1-51

Wennberg J.E., Barnes B.A., Zubkoff M(1982), Professional Uncertainty and the Problem of Supplier-Induced Demand, *Social Science Medicine* 16, 811-824

Abstract

Test of Physician-Induced Demand in Korea

Kim, Chang Bo

Dept. of Health Administration

The Graduate School

Yonsei University

The purpose of this study is to test of physician - induced demand(PID) in primary medical care service in Korea, using data of the National Health Insurance. We analysed the relation among the density of office-based care service(OCSD) and the number of initial visit(V_i), the rate of return visit per initial visit(rV), the expenditure per patient(PE), total expenditure(TE) by regression analysis(Ordinary Least Square, 2-Stage Least Square). The regression analysis was carried out by separating PID based on district unit and physician unit.

When analysing the result of district OCSD gave the effects of positive significance to V_i , rV and TE. The result of district unit analysis supports physician - induced demand theory. But that of physician unit analysis, OCSD did not have significant effect to rV , PE and TE. For the account of the result differences between district unit analysis and physician unit analysis, path analysis was used in this study. From the result of path analysis, we can find that OCSD does not have the significant effect on rV , PE, and TE. But

regardless of OCSD, the number of initial visit(V_i) proves to be a significant factor in inducing the demand of medical care service.

In conclusion, the results of district unit analysis and physician unit analysis were supported PID. But this study indicates that the number of initial visit(V_i) induces the demand of medical service in primary medical care in Korea.

Key word : physician - induced demand,
the density of office-based care service