# 의원급 의료보험 진료비에 영향을 미치는 요인분석

연세대학교 대학원
보 건 학 과
박 웅 섭

# 의원급 의료보험 진료비에 영향을 미치는 요인분석

지도 유 승 흠 교수

이 논문을 박사 학위논문으로 제출함

2000년 6월 일

연세대학교 대학원

보 건 학 과

박 웅 섭

박웅섭의 박사 학위논문을 인준함

심사위원_____인

심사위원_____인

심사위원_____인

심사위원_____인

심사위원_____인

연세대학교 대학원

2000년 6월 일

# <차 례>


**국문초록** ..... 1

**I. 서 론** ..... 2

1. 연구배경 ..... 2
2. 연구목적 ..... 3

**II 이론적 배경** ..... 4

1. 진료비 분석에 대한 이론적 배경 ..... 4
2. 진료비에 영향을 미치는 수요자측의 결정요인 ..... 6
3. 진료비에 영향을 미치는 공급자측의 결정요인 ..... 10
4. 의원 또는 개원의를 연구단위로 한 국내연구 결과 ..... 12

**III 연구방법** ..... 15

1. 연구대상 및 자료수집 방법 ..... 15
2. 자료의 성격 및 변수 ..... 16
3. 연구의 틀 및 분석방법 ..... 20
4. 연구가설 ..... 24

**IV. 연구결과** ..... 25

1. 일반적 특성 ..... 25
2. 이변량 분석 결과 ..... 28
3. 다변량 분석 결과 ..... 34

**V. 고 찰** ..... 39

1. 연구대상 및 자료에 대한 고찰 ..... 39
2. 연구모형 및 분석방법에 대한 고찰 ..... 41
3. 연구결과에 대한 고찰 ..... 44

**VI. 결 론** ..... 50

**VII. 참고문헌** ..... 52

**영문초록** ..... 63

# <표차례>

표 1. 진료비에 영향을 미치는 요인들에 대한 국·내외의 연구결과 ..... 14
표 2. 조사 변수 및 세부내용 ..... 19
표 3. 연도별 의원의 일반적 특성 ..... 26
표 4. 각 연도간 수가인상보정 의료보험 진료비 변동 분율에 따른 빈도 및 백분율 .. 27
표 5. 연도별 의원급 수가인상보정 의료보험 진료비와 독립변수들에 대한 이변량 분석결과 · 29
표 6. 각 연도간 수가인상보정 의료보험 진료비 변동과 독립변수들에 대한 이변량 분석결과 32
표 7. 연도별 의원급 자연대수 수가인상보정 의료보험 진료비에 대한 회귀분석 결과 ..... 35
표 8. 오차의 공분산행열 가정에 따른 각 모형에 대한 AIC, SBC 값 ..... 36
표 9. 자연대수 의료보험 진료비에 대한 혼합모형 분석결과 ..... 38
표 10. 주요과목별 자연대수 수가인상보정 의료보험 진료비 혼합모형분석 결과 43
표 11. 패널데이터의 운영병상 유무별 대표진료과목 빈도 ..... 47
표 12. 대표진료과목을 통제한 병상운영여부에 따른 진료비 혼합모형분석 결과 47
표 13. 연도별 연구대상과 해당년도의 패널자료의 일반작 특성 비교 ..... 58
표 14. 1996년도의 의원의 조사변수들간의 상관분석결과 ..... 59
표 15. 1997년도의 의원의 조사변수들간의 상관분석결과 ..... 60
표 16. 1998년도의 의원의 조사변수들간의 상관분석결과 ..... 61
표 17. 개원지역별 자연대수 수가인상보정 의료보험 진료비 혼합모형분석 결과 ..... 62

# <그림차례>

그림 1. 96-98년까지 진료비를 청구한 의원들에 대한 패널자료의 작성과정 ..... 16
그림 2. 연구의 틀 ..... 21
그림 3. 개원지역과 대표진료과목별 간 연도간 수가인상보정 진료비 변동 ..... 45
그림 4. 연령에 따른 자연대수 수가인상보정 의료보험 진료비의 추이 ..... 46

## 국문초록

# 의원급 의료보험 진료비에 영향을 미치는 요인분석

이 연구는 수가인상률을 보정한 의원급 의료보험 진료비에 영향을 미치는 각 요인별로 진료비의 분포를 파악하고, 각 요인들이 진료비에 미치는 영향을 분석하였다. 대표진료과목의 빈도가 총 빈도의 1%미만인 과를 제외한 1996년부터 1998년까지 진료비 실적이 있는 6,687개의 단독개원 의원으로 이루어진 20,061개의 패널자료를 혼합모형으로 분석하였다.

분석결과 남자의사가 여자의사보다 진료비가 통계학적으로 유의하게 많았으며, 의원의 병상수, 의원당 인구수, 인구중 노인인구분율이 증가할수록 진료비가 통계학적으로 유의하게 증가하였으며, 의사의 연령이 증가할수록 통계학적으로 유의하게 감소하는 것으로 분석되었다. 비 거대도시화지역(지방시와 군지역)에서 지역소득의 대리변수인 물가상승률을 보정한 일인당 주민세가 증가할수록 진료비는 통계학적으로 유의하게 증가하였으나 거대도시화지역(서울시, 광역시, 수도권)여부에 따라 통계학적으로 유의한 질적인 상호작용이 존재하는 것으로 분석되었다. 또한 개원지역과 대표진료과목에 따라서 진료비에 통계학적으로 유의한 차이가 있었다.

위의 연구결과를 종합해 보면 진료 수요와 공급에 영향을 미치는 다양한 변수들이 의료보험 진료비에 통계학적으로 유의한 영향을 미치고 있으며, 이 연구결과들은 진료 수요와 공급에 영향을 미치는 변수들의 변화에 따른 의료비 증감예측에 도움이 될 수 있을 것이다. 의료보험의 여러 문제들을 해결하기 위한 실증적인 연구는 물론 가장 기본적인 진료비 분포에 대한 연구도 활발히 이루어지지 않은 상황에서 이 연구의 결과가 합리적인 의료보험 정책 수립의 기초 자료로 활용될 수 있기를 기대한다.

---

핵심되는 말 : 의료보험, 의원, 진료비 분포, 혼합모형

# I. 서 론

## 1. 연구배경

1977년 우리나라에 의료보험제도가 도입되어 1989년 전국민 의료보험이 실시된지도 10년이 지났다. 의료보험 도입은 국민들의 보건복지 향상에 커다란 기여를 하였으나 정부는 의료수요의 확대로 인한 보험재정 확충에 부담을 가지게 되었으며 저 보험료로 인한 불충분한 수가와 급여범위에 의료공급자는 물론 일반국민들까지도 의료보험에 대한 불만은 커져가고 있다. 고가의 의료서비스가 증가하고 의료보험의 적용으로 의료서비스의 접근도가 향상되어 국민의료비는 계속 증가하고 있으나, 의료서비스가 국민들의 건강과 생명에 영향을 미친다는 이유로 의료비의 증가를 방치한다면 의료자원의 비효율적 활용문제 뿐 아니라 국민경제 전체에 큰 부담을 지우게 될 것이다(김한중과 전기홍, 1989). 이러한 문제들에 있어 지금까지의 정책들은 근원적으로 문제를 해결하려 하기보다는 현재 가시화된 문제점을 한시적으로 보완해 왔다. 의료공급자 역시 의료보험 수가의 상향조정을 반복적으로 요구하였을 뿐 실증적인 연구와 자료를 뒷받침하지 못하였으며 지금까지의 연구들도 의료보험에 대한 실증적인 연구는 물론 가장 기본적인 진료비 청구금액의 분포에 대한 연구도 이루어지지 않아 합리적인 대안이 생산되지 않고 있다.

특히 의원은 전체 병의원의 95%를 차지하고 있으며 진료건수의 82%를 담당하고 있다(의료보험연합회, 1999). 그러므로 합리적이고 효율적인 의료자원의 소비를 위해서는 무엇보다도 1차 진료를 담당하고 있는 의원급 의료기관의 효율적인 자원활용이 선행되어야 할 것이다(윤종률 등, 1993). 따라서 정부에서는 전국민 의료보험의 실시와 더불어 의료이용의 단계화와 지역화를 통한 의료전달체계를 실시하는 등 1차 진료의 중요성을 인식하고 있으나, 의원의 진료행태와 진료비에 영향을 미치는 요인들에 대한 연구가 뒷받침되지 않은 정책들에 대해 효과를 기대하

기 힘들었다.

현재까지 개별 의원의 실증자료 분석은 '병원 특성에 따른 건당진료비 분석(정상혁 등, 1990)', '경상남도 개원의의 진료생산성에 관한 연구(김정호 등, 1991)', '의사 특성에 따른 외래진료내용의 변이(정은경 등, 1993)', '의원특성에 따른 상병진단군 분포에 관한 연구(윤종률 등, 1993)', '의원의 의료보험진료비 수입분포와 그 결정요인(서수교와 박재용, 1995)', '개원 전문의 소득에 영향을 미치는 요인분석(박웅섭 등, 1997)'이 시도되었었다. 그러나 전국적인 자료를 이용한 진료비 연구와 2개년 이상의 자료를 이용한 연구는 국내에서 아직 이루어지지 않았으며 국외에서도 자료의 획득이 어렵기 때문에 연구가 활발히 이루어지지 않고 있다. 이에 이 연구에서 1996년부터 1998년까지의 전국 의원의 의료보험 진료비 자료를 이용하여 각 요인별 진료비 분포를 파악하고 각 요인들이 진료비에 미치는 영향을 분석하여 합리적인 의료보험 정책수립의 기초를 마련하고자 한다.

## 2. 연구목적

이 연구는 의원 특성에 따른 의료보험 진료비를 예측하고 향후 의료보험 진료비 관리방안 수립에 기초자료로 활용될 수 있도록, 전국의 의원급 의료보험 진료비 청구자료를 이용하여 진료비에 영향을 미치는 요인을 분석하고자 한다. 이를 위한 구체적인 목적은 다음과 같다.

첫째, 진료비에 영향을 미치는 각 요인별로 진료비의 분포를 파악하고,

둘째, 다변량 분석방법을 이용하여 각 요인들이 진료비에 미치는 영향을 분석한다.

# II 이론적 배경

## 1. 진료비 분석에 대한 이론적 배경

기존의 소비자 수요 이론은 의료서비스의 효용을 위해 상품과 서비스를 구입한다고 가정한다. 그러나 최근의 소비자 수요이론은 상품과 편의(commodity)를 위한 서비스를 구분하고 있다(Kevin, 1966). 만약 소비자에 의해 요구된 편의가 건강을 위한 것이라면 소비자는 예방적인 행동들에 소요된 시간들과 구입된 상품 및 서비스에 의해 건강을 획득한다. 이러한 의미에서 의료수요는 보다 기본적인 건강에 대한 수요에서 파생된다고 할 수 있다.

Grossman(1972)은 소비자를 기분 좋게 느끼게 하는 '소비에 의한 편의'와 좋은 건강이 소비자에게 더 많은 시간을 일할 수 있게 하고 여가를 즐길 수 있도록 하는 '자본적 편의'가 의료수요의 원인이라고 주장하였다.

건강에 대한 수요에서 파생되는 의료수요에 대한 의견은 다음과 같은 의미를 가진다. 첫째, 연령이 증가할수록 건강이 점차 나빠지는 속도가 빨라진다. 생의 주기에서 사람들은 이렇게 건강이 나빠지는 속도의 일부를 의료서비스의 사용을 증가시킴으로써 상쇄시킨다. 둘째, 의료수요는 소득이 높아짐에 따라 증가한다. 높은 소득은 건강히 일할 수 있는 시간에 대한 가치를 크게 한다. 그러므로 소득이 높은 사람들은 더 많은 의료를 소비하여 그들의 일할 수 있는 시간을 증가시키고자 할 것임으로, 소득과 의료소비는 비례할 것으로 생각할 수 있다. 셋째, 교육은 의료수요와 반비례 할 것으로 가정된다. 고등교육을 받은 사람은 그렇지 않은 사람보다 건강을 더욱 효율적으로 관리할 것임으로 의료소비량은 상대적으로 감소할 것이다. 이러한 관점들은 의료수요에 영향을 미치는 '기호(taste)'에 관계된 요인들을 분석모형에 포함시키는 이론적 근거가 된다(Feldstein, 1993).

의료수요의 변동은 의료 수요자 및 공급자측 요인들에 의하여 결정된다. 수요

자의 의료수요는 기본적으로 치료에 대한 수요이며 수요의 변동은 요구되는 치료의 횟수, 유형 또는 질에 의해 결정된다. 그러면 의사는 치료에 필요한 다양한 자원을 결합하여 치료를 제공한다. 질병의 발생빈도, 사회문화적 요인, 경제적 요인들이 수요자측의 수요를 결정한다. 공급자측은 의료소비의 조언자와 공급자로서의 역할로서 영향을 미치게 된다.

수요자와 공급자의 의료에 대한 선택은 의료에 대한 지식과 대체물에 대한 유용성에 의해 영향을 받는다. 각 가족들은 의료 소비에 대한 이익의 기대정도가 다르고 의료에 대한 지식정도가 다르기 때문에 각 가족들의 의료수요는 다르게 나타난다. 의료에 대한 대체 서비스 또한 증가되고 있는데, 외래수술이나 요양원들이 입원서비스를 대체하고 있음은 물론 통원수술이 입원수술을 대체하고 있다. 그러므로 이러한 내용은 의료의 수요자와 공급자들이 의료소비를 선택함으로 의료수요에 영향을 미치고 있다는 가정의 밑바탕을 이루고 있다.

앞서 논의한 바와 같이 의료소비에는 수요자측의 질병 발생빈도, 사회문화적 요인, 경제적 요인들이 영향을 미치고 있다. 질병의 발생빈도는 수요자들에게 의학적인 문제점을 인식시키며, 사회문화적 요인들은 의료의 효율성에 대한 믿음을 형성시킨다. 그러나 수요자가 의료를 소비하기 위한 자원이 제한되어 있으므로 경제적 요인들이 영향을 미치게 되는 것이다.

일반시장에서는 소비자가 자신이 원하는 상품과 서비스를 구입할 것을 결정한다. 그러나 의료시장에서는 자신이 입원할 병원을 선택하거나 자신이 받을 의료서비스를 선택하지 못한다. 대신에 환자는 자신의 결정을 대신할 의사를 선택하게 된다. 의사는 환자의 대리인으로서 환자의 경제적 상태와 의료의 필요도를 고려하여 자신의 의학지식과 의사로서의 권위를 이용하여 의료서비스의 사용을 결정한다(Dranove and White, 1987). 의사는 환자에게 공급될 서비스를 선택함에 있어 의료서비스의 효율성보다는 환자에 대한 상대적인 가격을 고려하여 선택한다. 예를 들어 환자에게 내시경수술이 효율적이지만 보험적용이 되지 않는 경우 보험적용이 되는 비효율적인 개복수술을 권할 수 있기 때문이다. 이러한 결정은 환자의 비용을 감소시키지만 국민의료비를 증가시킨다. 그러나 의료보험의 적용이 점차 확대되어 위와 같은 경우가 감소하였지만 의사는 효율성을 떠나 최상의 의료를

제공하려는 경향이 증가하였다. 이러한 행동은 의사와 환자 모두 합리적인 행동으로 어떠한 추가 검사를 하더라도 환자의 추가되는 본인부담금보다는 추가되는 이익이 크기 때문이다(Fuchs, 1968). 그러나 이러한 행동은 의료기관간의 경쟁과 보험자의 심사로 인해 일정정도 제약을 받는다.

의사는 환자의 이익만을 위해 의료서비스를 공급하지는 않을 것이다. 그가 행하는 의료서비스는 환자 뿐 아니라 공급자로서의 이익에도 관련이 있기 때문이다. 예를 들어 환자의 입장에서는 의사의 방문을 받아 진료를 받는 것이 더욱 편리하지만 의사는 자신의 진료실에서 진료를 하는 것이 더욱 생산적이기 때문에 방문진료를 꺼리게 된다. 의사는 이동에 따른 시간비용을 환자에게로 이전시킨 것이다. 또한 의사는 자신을 의료사고로부터 보호하기 위한 방어진료의 비용을 환자 또는 보험자에게 이전시키는 것도 의사가 환자의 대변자로서의 역할과 더불어 공급자로서 이익을 추구하고 있다는 또 다른 예가 될 것이다(Feldstein, 1993).

또한 의료공급에는 의료공급자의 수, 의료보조인력 또는 의료기술 등이 공급자들이 일정 가격에 대해 의료를 공급하고자 하는 의료공급에 영향을 미칠 것이다. 그러므로 의료수요와 공급에는 수요자와 공급자의 여러 특성들이 복합적으로 영향을 미치고 있다고 할 수 있다. 각 특성들에 대한 국·내외의 연구결과들은 다음 절에서 설명하였다.

## 2. 진료비에 영향을 미치는 수요자측의 결정요인

수요자측면에 대한 연구들은 지역의 사회학적인 특성이 의료이용에 영향을 미치는 것으로 보고하고 있다(Benjamin, 1986). 의료수요와 관련되어 연구된 변수들은 크게 첫째, 인구사회학적인 특성에 관련된 변수와 둘째, 의료비 지불능력과 관련된 경제학적인 특성에 관련된 변수 셋째, 건강상태에 따른 의료이용 필요에 관계된 변수로 분류될 수 있다(이선희와 좌용권, 1994).

인구구조에 관해서는 노인인구의 증가가 진료비의 증가를 초래하는 것으로 연

구되어 왔다. 연령이 고령화됨에 따라 신체의 노후화로 인하여 의료이용이 많아지는 것은 일반적인 현상이다. 프랑스와 벨기에의 노인들은 15-44세 인구들에 비해 65-74세 연령층이 의료비를 3배 이상 지출하고 있으며 75세 이상은 65-74세 연령층에 비해 2배 많은 의료비를 지출하고 있다. 또한 선진국의 경우, 전 생애에 걸친 의료비의 20%를 사망 전 1년 동안에 지출하는 것으로 알려져 있다(강암구, 1999). Anderson(1973)과 Benjamin(1986)도 노인인구 구성비가 높은 지역일수록 의료이용이 많은 것으로 보고하고 있다.

김인곤(1995)은 노인인구구성비가 의료보험 진료비에 미치는 영향을 분석하여 65세 이상 노인들의 평균진료비가 65세 미만 인구들의 평균진료비의 2배 이상이며 건당 진료일수와 수진율 요인이 진료비 상승에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 분석하였으며, 65세 이상 노인진료비의 상승요인을 분석한 유승흠 등(1994)은 다른 연령층의 인구보다 65세 이상의 노인들의 의료이용과 서비스 강도의 증가가 노인의료비 증가의 주 요인임을 주장하였다. 김한중과 전기홍(1989)은 노인인구의 진료비 상승에는 만성병으로 인한 입원이용의 증가가 주요한 원인이라고 주장하였으며, 의료보험조합단위 자료로 수진율을 분석한 감신 등(1995)의 연구에서도 노인인구의 구성비가 수진율에 영향을 미치는 것으로 보고하였으나 대체로 도시지역에서는 음의 상관관계를 군지역에서는 양의 상관관계를 보여 보다 미시적인 연구단위의 분석이 필요함을 지적하였다. 홍백의(1995)는 입원의 경우에는 노인인구분율이 높은 지역에서 수진율이 높았으나 외래의 경우에서는 그러하지 않아 외래이용이 비형평적으로 이루어지고 있다고 주장하였다. 개인 및 가족단위의 자료를 사용하여 외래이용을 분석한 전기홍과 김한중(1992)은 개인단위에서 외래이용이 청장년층까지 점차 감소하다가 다시 연령이 증가할수록 외래이용이 증가하며, 가족단위에서 65세노인이 차지하는 분율이 증가할수록 외래의 이용이 증가한다고 보고하였다.

또한 의료 수요를 분석함에 있어 여성인구를 고려해야 하는데 이는 성에 따라 의료이용의 기전이 다르기 때문이다. Bombardier(1977)은 여성인구 구성비가 높은 지역일수록 의료이용이 많다고 보고하였는데, 특히 가임여성의 경우에 출산과 부인과 질병으로 인한 의료이용이 많고, 남성에 비해 여가시간이 많아 경한 질병으

로도 외래를 이용하는 빈도가 많을 수 있다(Feldstein, 1993).

노인과 여성의 인구분율이 진료비에 미치는 영향은 사회·문화적 요소에 크게 영향을 받기 때문에 반드시 노인과 여성의 분율이 의료비와 양의 상관관계만을 가지는 것은 아닐 것이다. 예를 들어 경제적 수준이 매우 낮거나 여성의 사회적 지위가 낮은 나라에서는 남성에 비해 의료이용의 기회가 현저히 낮을 수 있기 때문이다. 실제 우리나라의 경우에도 80세 이상의 노인의 일인당 의료비가 65-79세의 의료비에 비해 80%정도에 불과하다(강암구, 1999). 연령에 따른 성별 우리나라의 일인당 진료비를 분석한 논문에서는 20세 이전에는 입원과 외래 모두에서 남성의 일인당 진료비가 여성에 비해 높았으며, 입원의 경우 50세 이상에서, 외래의 경우 70세 이상에서 다시 남성의 일인당 진료비가 더 높았다(유승흠 등, 1992). 가임여성인구분율이 의료보험조합단위의 건당진료비와 수진율에 미치는 영향을 분석한 김양균(1992)은 가임여성분율이 건당진료비와는 유의한 양의 상관관계를 가지지만 수진율에서는 유의하지는 않지만 음의 상관관계를 가진다고 보고하였다. 역시 의료보험 조합단위의 의료수요를 분석한 김한중과 전기홍(1989)도 유의하지는 않지만 가임여성 인구분율과 음의 상관관계를 보고하였으며. 한 지역의 2주간의 의료이용도를 분석한 유승흠 등(1988)도 여성이 남성보다 의료이용이 많지 않음을 보고하였다.

의원당 인구수에 대해서는 시장원리상으로는 의원당 인구수가 감소하면 이용자가 감소하여 진료비가 감소하여야 하지만, 의사유인수요(physician induced demand)이론과 관련되어 의원이 증가되어 의원당 인구수가 감소하더라도 의사들이 의료이용에 영향을 미칠 수 있다면 진료비에 큰 영향을 미치지 못 할 가능성도 같이 존재한다(Feldstein, 1993)

인구 10만당 병원 병상수는 의원의 대체기관으로의 역할을 알아보기 위해 변수로 선정하였다. 감신 등(1995)은 병원병상수가 외래 및 입원수진율에 미치는 영향을 분석하여, 외래수진율은 병상수와 음의 상관관계를, 입원수진율은 양의 상관관계를 가진다고 보고하였다.

어떤 재화에 대한 수요는 소비자의 소득수준에 의하여 영향을 받는데, 대부분의 재화 및 서비스의 경우 가처분 소득의 증가에 따라 수요는 증가한다. 그러나

의료서비스는 다른 서비스와는 달리 질병이 발생되는 경우에 한하여 수요가 발생된다. 의료서비스는 종류와 질이 다양하기 때문에 반드시 소득과 의료서비스의 수요가 양의 상관관계만을 가진다고 할 수 없다. 또한 소득수준이 향상됨에 따라 영양상태와 위생환경이 양호해지고 질병예방에도 관심을 가지게 되어 의료수요의 감소를 가져올 수도 있기 때문이다(강암구, 1999).

의료비를 지불할 수 있는 능력으로서의 소득에 대해서 Wilson과 Tedeschi(1984)는 의료이용과 양의 상관관계를 보고한 반면 Knickman과 Foltz(1984)는 음의 상관관계를 보고하고, Roos(1982)는 소득이나 접근도가 의료이용에 유의한 영향을 미치지 못한다는 보고를 하였다. 이러한 결과들의 차이는 질병의 종류와 의료서비스의 내용에 따라 의료이용의 탄력도가 달라지기 때문(Feldstein. 1993)이며, 소득은 의료비를 지불할 수 있는 능력의 척도이기도 하지만 건강할 수 있는 능력의 척도가 될 수도 있기 때문이다.

그러나 대체로 소득의 증가는 단기적으로 의료수요의 양적인 증가를 가져오고, 장기적으로는 고가장비 등이 도입되어 의료의 질적인 증가를 가져와 진료비를 증가시키는 방향으로 작용할 것으로 생각된다. 의료보험 조합단위의 자료를 분석한 김양균(1992)은 소득의 증가가 수진율을 높인다고 보고하였으며, 대도시 조합의 수진율이 대도시지역이 아닌 곳보다 높다고 보고하였다. 외래를 이용한 경험이 있는 개인 및 가족단위의 외래이용을 분석한 전기홍과 김한중(1992)은 소득이 증가하면 외래이용이 증가한다고 보고하였으며, 지역의료보험조합 단위의 진료비를 분석한 이선희와 좌용권(1994)은 소득이 높은 지역에서 진료비 청구액수가 높았다고 보고하였다.

소득이 국민의료비에 미치는 영향에 대한 국외의 연구들은 주로 2차 세계대전 이후 국민의료비의 안정화를 위해 국민의료비에 영향을 미치는 주요변수들을 찾기 위해 노력하였다. Newhouse(1977)는 13개 국가들의 국민의료비자료를 분석한 결과 의료에 대한 소득탄력계수가 1.15에서 1.31로 분포하여 의료가 상대적으로 사치품이라고 주장하였다. 또한 주로 OECD 국가들의 횡단면 자료를 분석한 Parkin 등(1980), Gerdtham 등(1992)도 소득탄력계수가 1보다 크다고 보고하였다. 그러나 30개 아프리카 국가의 횡단면 자료를 분석한 Gbesemete와

Gerdtham(1992)은 이들 지역에서 의료에 대한 소득탄력계수가 1보다 작다고 보고하였다. 이후 횡단면 분석의 문제점을 극복하기 위해 Hitiris와 Posnett(1992)이 OECD 국가의 560개 패널데이터를 분석하여 소득과 국민의료비는 통계학적으로 유의한 양의 상관관계를 가지고 있지만 65세의 노인인구분율이 더 많은 영향을 미치고 있다고 보고하였으며, Matteo(1997)는 캐나다 10개 주의 270개 패널데이터를 분석하여 노인인구분율과 소득이 주의 국민의료비지출과 양의 상관관계에 있다고 보고하였다.

건강상태와 관련된 요인으로 Blumberg(1989)는 고관절골절 퇴원율의 차이를 설명하면서 고관절골절시 모든 사람이 입원치료를 하게 되므로 이 경우의 의료이용에는 각 지역 고관절골절 발생율이 의료필요도를 결정한다고 주장하였으며, Roos(1989)는 건강상태가 유사하다고 생각되는 노인인구들을 대상으로 의료이용을 비교해본 결과 지역의 건강상태와 수술률과는 유의한 상관관계를 보이지 않았다고 보고하였다.

## 3. 진료비에 영향을 미치는 공급자측의 결정요인

의료제공자의 특성에 따른 의료공급의 양적, 질적 차이는 오랫동안 논란의 대상이 되어왔다. 의사의 소득에 대한 기대정도, 진료행태, 의사의 특성인 전문과목, 연령, 성, 경험, 수련방식 등이 진료내용에 영향을 주는 것으로 밝혀져 있다. 그밖에도 의료기관이 위치한 지역에 따라서도 진료행태나 진료비에 차이가 있다는 연구결과도 있다(Eisenberg 등, 1986). 이러한 요인들은 독립적이기보다는 상호관련되어 복합적으로 영향을 미치고 있다(유승흠 등, 1988).

의사의 성에 따른 진료행태는 크게 다르지 않다는 것이 일반적인 연구결과이다(Rothert 등, 1984). 그러나 많은 연구에서 남자의사의 소득이 여자의사보다 많은 것으로 보고하고 있는데, Dedobbeler 등(1995)은 여자의사의 근무시간이 예전보다 늘어나고 진료행태가 남자의사와 비슷해지면서 성에 따른 진료비의 차이는 감소

되고 있다고 보고하였다. 우리나라의 경우에도 유승흠 등(1988)은 의사의 성에 따라 진료건수에 유의한 차이가 있다고 보고하였다. 그러나 김정호 등(1991), 서수교와 박재용(1995), 박웅섭 등(1997)은 개원의 규모, 의사의 연령 등을 통제한 경우에는 의사의 성에 따라 진료건수, 진료비, 수익 등에 유의한 차이가 없다고 보고하였다.

Cambell(1984)은 의사의 연령과 임상검사시행 정도는 관련이 있는데, 경력이 적은 의사일수록 임상검사를 많이 시행한다고 보고하였다. Eisenberg 등(1986)은 이에 대하여 임상적 경험이 적은 젊은 의사는 검사에 많이 의존하며, 연령이 많은 의사는 새로운 검사기법에 익숙하지 않아 임상검사를 잘 이용하지 않는 것으로 설명하였다. 유승흠 등(1988), 김정호 등(1991), 박웅섭 등(1997)은 진료의 생산성 또는 의사의 수입이 의사의 연령이 증가함에 따라 감소한다고 보고하였으며, 서수교와 박재용(1995)은 40대까지 진료비 청구가 많아졌다가 이후 감소한다고 보고하였다.

Cherikin 등(1997)은 가정의와 일반 내과의의 특성을 비교하였는데 연구결과 일반 내과의가 가정의에 비해 심전도, 흉부방사선촬영, 혈액검사 등을 2배 이상 시행하였으며, 진료시간이 길고, 의뢰 및 입원율이 더 높았으며, 고혈압환자의 방문당 진료비가 더 높다고 보고하였다. 전문과목에 따른 진료행태에 대해서 Greenwald 등(1984)은 허혈성 심질환, 기관지 천식, 고혈압, 상기도감염, 편도선염 등의 질환을 대상으로 가정의와 일반 내과의, 심장전문의의 진료내용을 비교하였는데, 가정의가 진료시간이 더 짧고 검사를 적게 시행한다고 보고하였다. Fishbane과 Starfield(1981)의 연구에서는 소아과 전문의가 일반의보다 소아의 흔한 질병에 대해 임상검사를 많이 시행하지만, 투약의 횟수는 더 적은 것으로 보고하였다. 그러나 대부분의 연구결과와는 다르게 환자의 경중도와 질병구성(case-mix)을 고려하면 가정의와 일반내과 사이의 진료행태는 차이가 없는 것으로 보고(Eisenberg, 1981)하는 연구결과도 있으며, Horn 등(1986)은 의사 소득에 대한 비교에 있어 질병구성과 환자 경중도의 통제여부에 따라 만달러 이상의 소득 차이를 보인다고 보고하였다.

Leese(1989)는 연 35,000달러를 기준으로 고소득 일반의와 저소득 일반의를 나

누어 비교한 연구에서 고소득 일반의는 부유한 지역에서 개업규모가 크고 젊은 의사와 함께 일하며, 환자당 비용이 많고, 건당 치료소요시간이 길고, 저소득 일반의는 가난한 지역에서 개업규모가 적고, 외국인 의사와 함께 일하며, 환자당 자원소모가 작은 것으로 보고하였다. 개업의 규모에 대해 Kimbell과 Lorant(1977)는 의원에서 의사수가 많을수록 자본의 회수율은 낮아진다고 보고하였다.

의료보조인력에 관해서는 많은 연구들에서 의료보조인력이 증가할수록 생산성이 높아져 의사소득은 증가하는 것으로 보고하고 있다(Golladay 등, 1976; Reinhardt, 1972). 그러나 Hershey와 Kropp(1979)는 의료보조인력을 고용함으로서 생산성은 90%정도 증가하지만, 환자의 기다리는 시간, 총진료시간 등의 의료의 질적인 요소를 고려하면 생산성 증가는 20%미만으로 결국 의사의 소득증가는 미미하다고 주장하였다.

## 4. 의원 또는 개원의를 연구단위로 한 국내연구 결과

우리나라에서 의원 또는 의사개인을 연구단위로 하는 진료비에 대한 연구는 양재모(1957)가 우편설문을 통한 진료비에 대한 조사를 한 것이 처음으로 과별 소득을 기술하였다. 김정호(1991)는 경상남도 의사회에 신고된 의사들을 대상으로 설문조사를 실시하여 응답한 623명의 자료를 분석하였다. 1일 외래환자수를 종속변수로 단계별(Stepwise) 다중회귀분석을 실시한 결과, 보조인력수와 개원경력이 유의한 양의 상관관계를 보였으며, 의사의 연령과는 유의한 음의 상관관계를 보고하였다.

정은경 등(1993)은 의원급에서 전문과목, 성, 연령, 개원지역 등의 의료제공자 특성이 다빈도 상병의 진료비, 건당 내원일수에 미치는 영향을 연구하기 위하여 의료보험 청구자료를 분석한 연구에서 전문의, 가정의, 일반의의 건당 진료비의 순위는 상병에 따라 달랐으며, 남자의사의 평균 건당 진료비가 여자의사보다 많고, 건당 진료비, 건당 내원일수가 시부지역이 군부지역보다 많았으며 건당 투약

일수는 군지역이 많았다고 보고하였다.

서수교와 박재용(1995)은 1993년도의 경북지역에서 개원한 1,268개의 의원의 의료보험 진료비 자료를 분석한 결과, 의료보험 진료비는 전문과목에 따라 유의한 차이가 있었으며, 의사연령에 따라서는 40세대에서, 군지역이 대도시보다 유의하게 많았으며, 진료의사수와는 유의한 음의 상관관계를 가지며, 종사인원수, 장비보유수, 자연대수 의원당 인구수, 10세 미만 환자분율, 60세 이상의 환자분율, 자연대수 남녀환자비가 유의한 양의 상관관계를 가진다고 보고하였다.

박웅섭 등(1998)은 전문과목별로 300명 내외를 확률추출하여 설문에 응답한 개원전문의 844명의 소득을 분석한 결과 개원의 소득과 월평균진료환자수, 근무간호사 수가 유의한 양의 상관관계를, 근무의사수는 유의한 음의 상관관계를 가지며, 전문과목에 따라 유의한 차이가 있다고 보고하였다. 또한 월평균 진료환자수에는 의사경력이 유의한 음의 상관관계를, 근무간호사수와는 유의한 양의 상관관계를 가지며 근무지역과 전문과목에 따라 유의한 차이가 있다고 보고하였다.

표 1. 진료비에 영향을 미치는 요인들에 대한 국·내외의 연구결과

| 변수 | 연 구 자 |
|---|---|
| **수요자측 결정요인** | |
| 노인인구 분율 | Anderson(1973), Benjamin(1986) 강암구(1999) 김인곤(1995), 서수교와 박재용(1995) 유승흠 등(1994), 김한중과 전기홍(1989), 감신 등(1995), 홍백의(1995), 전기홍과 김한중(1992), 이선희와 좌용권(1994) |
| 여성인구 분율 | Feldstein(1993), Bombardier(1977), 강암구(1999), 유승흠 등(1992) 김양균(1992), 김한중과 전기홍(1989), 유승흠 등(1988), 이선희와 좌용권(1994) 박웅섭 등(1998), 정은경 등(1993), 서수교와 박재용(1995) |
| 의원당 인구 | Feldstein(1993), 서수교와 박재용(1995), 감신 등(1995), 이선희와 좌용권(1994) |
| 지역의 경쟁상태 | 문옥륜(1992), 감신 등(1995), 이선희와 좌용권(1994) |
| 지역의 소득 | Wilson & Tedeschi(1984), Knickman & Foltz(1984), Roos(1982), Feldstein(1995), Newhouse(1997), Parkin 등(1980), Gerdtham & Gbesemete(1992), Hitiris & Posnett(1992), Matteo(1997), 김양균(1992) 전기홍과 김한중(1992), 이선희와 좌용권(1994),강암구(1999), 서승환(1995), 서수교와 박재용(1995) |
| 개원지역 | Blumberg(1989), Roos(1989), 유승흠(1998), 서수교와 박재용(1995), 박웅섭(1998), 이선희와 좌용권(1994) |
| **공급자측 결정요인** | |
| 성별 | Rothert 등(1984), Dedobbeler 등(1995), 유승흠 등(1988), 정은경 등(1993), 서수교와 박재용(1995), 박웅섭 등(1998) |
| 연령 | Cambell(1984), Eisenberg(1986), Leese(1989), 유승흠 등(1988), 정은경 등(1993), 서수교와 박재용(1995), 박웅섭 등(1998) |
| 전문과목별 특성 | Eisenberg(1981), Cherikin(1997), Greenwald 등(1984), Fishbane과 Starfield(1981), Horn 등(1986), 양재모(1957), 정은경 등(1993), 서수교와 박재용(1995), 박웅섭 등(1998) |
| 개원의 규모 | Kimbell과 Lorant(1997), 서수교와 박재용(1995), 박웅섭 등(1998) |
| 근무보조인력수 | Golladay 등(1976), Reinhardt(1972), Hershey와 Kropp(1979), 서수교와 박재용(1995), 박웅섭 등(1998) |

# III 연구방법

## 1. 연구대상 및 자료수집 방법

진료비 및 의원에 관계된 자료는 의료보험연합회의 통계자료를 사용하였으며 각 지역의 사회경제적 지표는 통계청과 각 자치단체에서 공표한 통계연보를 사용하여 수집하였다. 1996년 진료비를 청구한 의원은 13,048개였으며 1997년은 15,939개, 그리고 1998년은 17,805개이었다. 그러나 이 논문에서는 동질한 자료를 사용하기 위하여 단독개원 의원만을 분석에 사용하였으며, 대표진료과목의 빈도가 총 빈도의 1% 미만인 과는 분석에서 제외하였다. 이 과정에서 제외된 대표전문과목은 신경과, 흉부외과, 성형외과, 마취과, 해부병리과, 임상병리과, 결핵과, 재활의학과로 9개이다.

대표진료과목의 빈도가 총 빈도의 1%이상인 단독개원 의원은 1996년 11,205개, 1997년 14,115개, 그리고 1998년은 13,875개이었다. 그러나 의료보험연합회의 통계자료는 각 의원의 정보보호를 위해 대표자의 성명 또는 개원주소 등이 기록되지 않았다. 따라서 구체적인 개원지역을 파악하기 위하여 대표자의 생년월일, 성, 대표진료과목 등의 필드를 이용하여 대한의사협회의 주소록과 연결하는 작업이 필요하였다. 1998년과 주소록을 비교하여 9,301개의 자료를 연결하였으며, 다시 1997년 자료와 비교하여 8,185개의 자료를 연결하였다. 1996년 자료와 1997년 자료를 비교하여서는 10,661개의 자료를 연결하였으며, 최종적으로 이 자료와 1998년과 주소록 그리고 1997년과 연결된 8,185개의 자료를 비교하여 6,687개 의원자료로 이루어진 패널데이터를 얻게 되었다(그림 1). 해당 연도의 시·군·구의 지역통계자료는 주소록과 연결하여 얻어진 우편번호를 사용하여 자료에 추가 입력하였다.

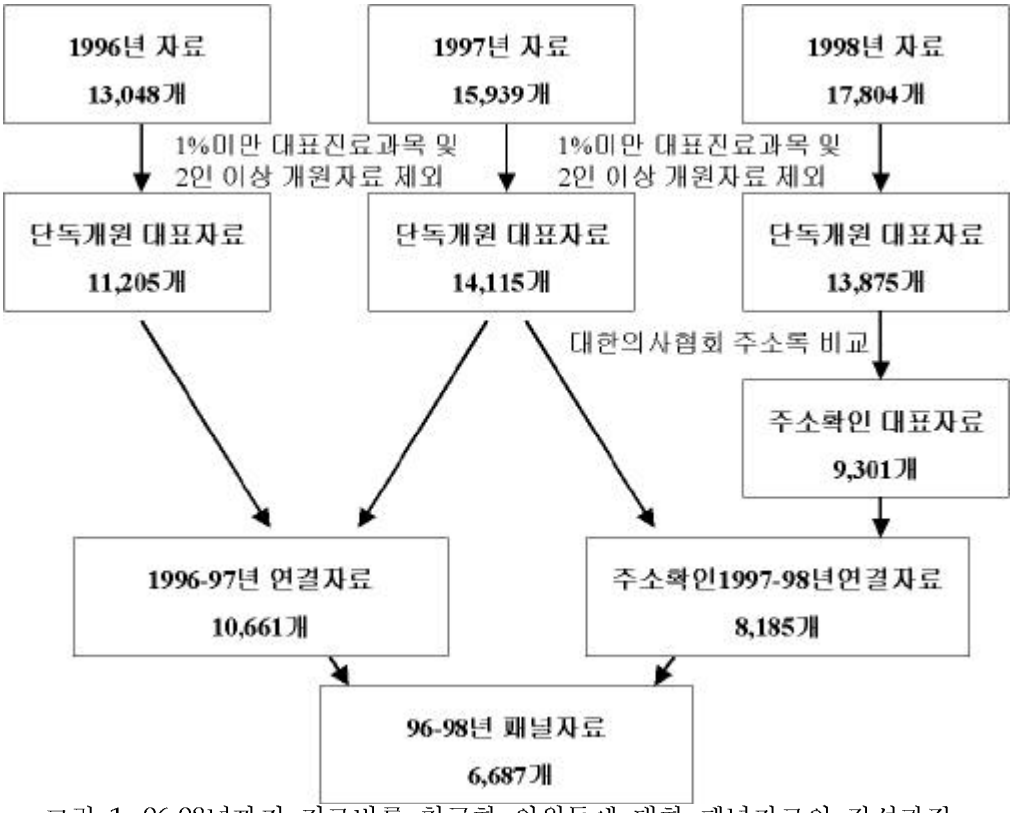

그림 1. 96-98년까지 진료비를 청구한 의원들에 대한 패널자료의 작성과정

## 2. 자료의 성격 및 변수

이 연구의 종속변수는 1996년을 기준으로 수가인상률을 보정한 의료보험 진료비로서 이는 1996년부터 1998년까지 각 연도별 1월 1일부터 12월 31일까지 청구한 입원 및 외래의 의료보험 조합부담금과 본인부담금이 포함된 진료비를 1996년 기준 수가인상률로 나누어 산출하였다. 1996년 이후 의료보험 연합회는 1997년 1월 1일에 5%, 1997년 9월 1일에 9%, 1998년 7월 1일에 3.5%를 인상하였으며, 진료수가 인상률 적용시점이 고려된 전년도 대비 수가인상률은 1997년 1.0815, 1998년 1.076이었다(연세대 보건정책 및 관리 연구소, 1999). 그러므로 1997년의 의료보

험 진료비를 1.0815로, 1998년의 의료보험 진료비를 1.1646으로 나누어 수가인상보정 의료보험 진료비를 산출하여 분석에 사용하였다.

독립변수는 진료의 수요 및 공급 측면을 고려하여 설정하였다. 진료 공급과 관련된 독립변수로서는 의원의 대표자 성 및 연령, 운영병상수 및 대표진료과목을 사용하였으며, 진료 수요와 관련된 독립변수로서는 개원지역, 해당 시·군·구 지역의 의원당 인구수, 인구 10만명당 병원병상수, 물가인상률을 보정한 일인당 주민세 징수액을 사용하였다. 병원병상수는 해당지역의 종합병원 및 병원에서 운영하는 병상수를 합하여 산출하였다.

대표진료과목은 내과계, 외과계 여부와 1차진료, 특수진료과 여부에 따라 4개의 범주로 구분하여 분석에 사용하였다. 내과계 1차진료과는 대표진료과목이 없거나, 내과, 소아과, 가정의학과로 정하였으며, 외과계 1차진료과는 외과, 산부인과로 정하였다. 내과계 특수진료과는 정신과, 피부과, 진단방사선과로 정하였으며, 외과계 특수진료과는 정형외과, 신경외과, 안과, 이비인후과, 비뇨기과로 정하였다.

개원지역은 서울시, 광역시, 수도권, 지방시, 군지역으로 나누어 분석하였다. 행정구역상 광역시로 되어 있더라도 군으로 남아있는 지역은 군으로 취급하여, 광역시의 동지역만을 광역시로 한정하였다. 그리고 수도권은 수도권정비계획법 시행령상 경기도의 과밀억제권역만만을 수도권으로 정하였다. 수도권정비계획법은 수도권을 과밀억제권역, 성장관리권역, 자연보전권역으로 세분하고 있는데, 성장관리권역은 공업도시 관리를 위해, 자연보존권역은 수자원 오염방지를 위해, 과밀억제권역은 도시의 팽창을 조절하기 위해 지정하고 있다. 그러므로 이 연구에서 개원지역을 구분하는 의료수요에 영향을 미치는 변수로서는 과밀억제권역이 가장 알맞다고 판단하였다. 과밀억제권역은 서울을 비롯한 인천, 수원, 의정부시, 구리시, 남양주시 일부, 하남시, 고양시, 성남시, 안양시, 부천시, 광명시, 과천시, 의왕시, 군포시, 시흥시가 해당된다.

또한 지역변수는 각 변수들과의 상호작용 여부를 검정하기 위해 거대도시화 지역과 비 거대도시화 지역으로 구분한 이분변수를 사용하였다. 거대도시화지역은 서울시, 광역시, 수도권으로 정하였으며, 비 거대도시화 지역은 지방시와 군으로 정하였다.

지역의 소득을 대표하는 대리변수로 물가상승률을 보정한 일인당 주민세 징수액 중 개인의 균등할을 제외한 금액을 사용하였다. 일반에게 공개된 자료 중 지역의 소득을 가장 잘 보여주는 지표는 소득세이지만 소득세는 세무서별로 집계되기 때문에 행정구역과 일치된 자료를 구할 수 없었다. 그리고 재산세와 종합토지세는 행정구역과 일치하는 자치단체에서 징수하지만 지역주민에게 징수하는 것이 아닌 해당 지역에 재산이나 토지를 가지고 있는 사람에게 세금이 부과된다. 결과적으로 비도시지역의 부동산을 도시주민이 많이 소유하고 있어 지역주민의 소득을 대표할 수 없다고 판단하였다.

주민세는 해당지역 세대와 법인에 대한 균등할 부분과 소득할 부분으로 이루어져 있다. 이 중 균등할은 연구대상의 시점인 1996년에서 1998년까지는 인구 500만 이상의 시는 세대당 4,500원, 인구 50만이상의 시 또는 자치구가 아닌 구가 설치된 시는 3,000원, 기타시는 1,800원, 군은 1,000원을 부과한다(한국지방세 연구회, 2000). 소득할 부분은 소득이 있는 자와 법인에게 국세인 소득세의 10%가 부과되므로 소득세와 같이 지역주민의 소득을 대표한다고 할 수 있다. 그러나 각 지역의 통계연보에서는 균등할 부분과 소득할 부분을 분리하여 공개하지 않고 있다. 따라서 이 연구에서는 각 지역의 주민세 징수총액에서 세대수와 각 인구별 균등할 세금을 곱하여 차감한 금액을 통계청에서 공표한 물가상승률로 나누어 소득에 대한 대리변수로 사용하였다(표 2). 1997년의 소비자 물가상승률은 4.5%, 1998년의 물가상승률은 7.5%이었다(통계청, 1999).

표 2. 조사 변수 및 세부내용

| | 세부내용 및 측정수준 |
|---|---|
| **종속변수** | |
| 수가인상보정 의료보험 진료비 | 해당년도에 의원이 급여받은 의료보험 대상 조합부담금 및 본인부담금 (백만원) ÷ 1996년 기준 수가인상률 |
| **의원 진료 공급과 관련된 독립변수** | |
| 의원 대표자의 성 | 0 : 남 1 : 여 |
| 의원 대표자의 연령 | 자료 조사시점의 의원 대표자의 연령 (세) |
| 운영병상수 | 자료 조사시점에 운영하고 있는 병상수 (병상) |
| 대표진료과목 | 표방하는 진료(전문)과목 |
| 내과계 1차진료과 | 대표진료과목이 없거나 내과, 소아과, 가정의학과인 경우 |
| 외과계 1차진료과 | 외과, 산부인과인 경우 |
| 내과계 특수진료과 | 정신과, 피부과, 진단방사선과인 경우 |
| 외과계 특수진료과 | 정형외과, 신경외과, 안과, 이비인후과, 비뇨기과인 경우 |
| **의원 진료 수요와 관련된 독립변수** | |
| 개원지역* | 1 : 지방시 2 : 군 3 : 광역시(동지역) 4 : 수도권 5 : 서울시 |
| 의원당 인구 | 해당 시·군·구 인구 ÷ 지역 의원수 (명) |
| 여성인구 분율 | 해당 시·군·구 여성인구 ÷ 지역 총인구 (%) |
| 노인인구 분율 | 해당 시·군·구 65세 이상 인구 ÷지역 총인구 (%) |
| 인구 10만명당 병원병상수 | 해당 시·군·구의 인구 10만명당 종합병원 및 병원 병상수 (병상) |
| 해당 지역의 소득 | 해당 시·군·구 일인당 주민세 중 균등할을 제외한 금액(원) ÷ 1996년 기준 물가인상률 |

* 지역의 소득 변수와의 상호작용을 분석하는 경우에는 이분변수를 사용하였음

0: 비 거대도시화지역 (지방시, 군) 1 : 거대도시화지역 (서울시, 광역시, 수도권)

## 3. 연구의 틀 및 분석방법

이 연구의 분석단위는 의원이며, 다음과 같이 다섯 단계로 진행하고자 한다. 첫 번째 단계는 문헌고찰을 통하여 의원의 의료보험 진료비에 영향을 미치는 요인들에 대한 이론적 배경과 기존에 연구된 결과를 고찰하여 연구에 사용될 변수를 선정하고 의료보험 진료비 결정모델을 수립하며 연구가설을 설정하였다. 두 번째 단계는 조사된 자료에 대한 기술적 연구를 수행하여 진료비의 분포를 파악하였다. 세 번째 단계는 각 요인들이 진료비에 미치는 기본적인 영향을 연구하기 위해 각 요인과 진료비에 대한 t-test, 분산분석(ANOVA), 상관분석을 시행하였다. 기술적 연구와 이변량분석에서는 연도별 진료비에 대한 분포와 독립변수별 차이 이외에도 각 연도간의 진료비 변동에 대한 분포와 독립변수별 유의한 차이를 분석하였다. 네 번째 단계는 이변량분석에서 얻어진 결과를 바탕으로 각 요인들의 복합적인 영향을 연구하기 위하여 다변량 분석을 시행하였다. 다섯 번째 단계는 얻어진 결과들에 대한 종합적 분석과 고찰을 시행하였다(그림 2).

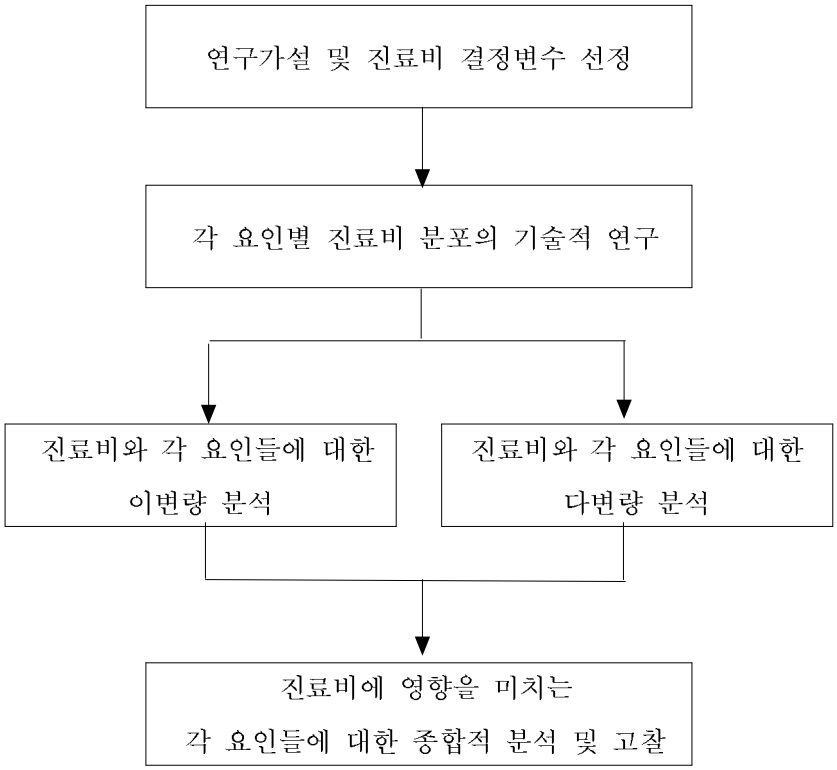


그림 2. 연구의 틀

우리가 흔히 사용하는 회귀분석은 몇 가지 가정들을 전제로 하고 있다. 첫째, 독립변수와 종속변수 사이에 존재하는 관련성은 선형식으로 표현될 수 있다. 둘째, 주어진 독립변수 값에서 종속변수는 정규분포를 하며, 평균은 독립변수에 따라 변동하지만 분산은 독립변수에 관계없이 일정한 등분산성을 가진다. 셋째, 독립변수는 수학변수, 종속변수는 확률변수로서 이에 동반된 측정오차는 서로 독립이다. 이러한 조건들이 만족되었을 때 모수에 대한 보통 최소자승 추정량은 최소분산 선형 불편추정량이 된다. 그러나 실제 사회현상에는 위와 같은 가정들이 만족되지 않는 경우가 많다. 이 연구자료와 같이 반복 측정된 자료는 오차가 일정한 주기를 가지고 변화하는 자기상관(autocorrlation)을 가지게 된다. 오차항간에 자기

상관이 존재하는 경우 오차항의 독립성이 만족하지 않으므로 보통최소자승 추정량을 사용할 수 없다. 이렇게 오차항간에 자기상관이 존재하는 경우 자료의 변환을 통하여 자기상관을 제거한 후 모수를 측정하거나 또는 오차항의 공분산 행열을 추정한 후 일반 최소자승법을 이용하여 모수를 추정할 수 있다(김한중 등, 1991). 그리고 종속변수나 오차항의 함수로써 표현되는 Box-Jenkins 시계열모형도 많이 사용되고 있으나 이 모형도 이 연구와 같이 횡단면적인 자료의 속성을 동시에 가지는 경우에는 사용하기 어렵다.

또한 연구의 분석단위인 의원들에 있어서 여러 변수적 특성이 동질적이라고도 생각할 수 없다. 왜냐하면 각 의원들이 위치한 사회적, 물리적 특성들은 모두 상이하므로 종속변수에 미치는 효과가 다르게 측정될 가능성이 커지며, 이는 실험오차(experimental error)에 반영되어 분산분석시 오차평균제곱(error mean square: MSE)의 값이 커지게 된다. 결과적으로 검증력의 약화를 초래하여 독립변수간에 차이가 실제로 존재하더라도 연구단위간의 변동이 지나치게 커서 적법한 통계적 검증을 통하여서도 차이를 발견하지 못할 수 있다. 이러한 문제점에 대하여 반복측정 설계에서는 같은 연구대상에게 모든 처리를 가하는 방식으로 연구를 진행한다. 그러나 한 연구대상에게 반복측정한 데이터들은 일반적으로 독립이 아니다. 즉 전 측정시의 독립변수간의 효과가 다음 측정시에 영향을 주기 때문이다. 이러한 반복측정된 데이터들에 존재하는 상관성 또는 상호 의존성이 다른 설계의 분석기법과 구별짓게 한다(성내경, 1997). 이에 따라 이 연구의 네 번째 단계의 다변량분석은 반복측정 설계(Repeated Measured Design)를 사용하여 분석하였다.

반복측정된 데이터의 분석방법으로 렌덤화 블록 계획법을 생각할 수 있으나 이는 블록의 각 개체들에게 할당되는 처리의 종류와 순서를 무작위적으로 결정하여야 한다는 제약이 따르게 된다. 이 연구와 같이 시간변화에 따라 연속적으로 측정할 수밖에 없는 경우에는, 랜덤화 블록 계획에서 요구하는 처리순서의 확률화 조건을 만족시킬 수가 없다(박용규와 송혜양, 1998). 그러므로 이 연구에서는 혼합모형(mixed model)을 사용하여 분석하였다.

이 연구에서는 SAS 통계프로그램의 PROC MIXED 명령을 이용하여 자료를 분석하였다. SAS에서는 공분산행열 *G*와 R을 선택할 수 있어서 몇 가지 오차의 공분

산 행열을 가정하고 분석하였다. 첫째, 대부분의 분산분석 모형이나 회귀모형에서 처럼 오차의 분산형태의 상호독립을 가정하였다.

$$R=\begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma^2 \end{bmatrix}$$

둘째, 복합대칭성(compound symmetry)를 가정하였다. 처리의 분산은 $\sigma^2$으로 모두 같고, 여러 처리간의 공분산은 $\rho\,\sigma^2$으로 일정하다는 가정이다.

$$R=\ \sigma^2\begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho & \rho \\ \rho & 1 & \rho & \rho \\ \rho & \rho & 1 & \rho \\ \rho & \rho & \rho & 1 \end{bmatrix}$$

셋째, 시계열분석에 사용되는 공분산 형태로 1차 자기상관(first-order autoregressive)을 가정하였다.

$$R=\ \sigma^2\begin{bmatrix} 1 & \rho & \rho^2 & \rho^3 \\ \rho & 1 & \rho & \rho^2 \\ \rho^2 & \rho & 1 & \rho \\ \rho^3 & \rho^2 & \rho & 1 \end{bmatrix}$$

공분산행열의 각 요소의 값을 일정하게 부여하지 않은 형태(unstructured)도 가정하고 분석하였으나 추정해야 하는 모수가 너무 많아 프로그램이 실행되지 않았다. 위의 3가지 공분산 모형을 사용한 모형 중 최종 분석에 사용되는 모형은 SAS 프로그램에서 산출되는 AIC(Akaike' Informaion Criterion)과 SBC(Schwarz' Bayesian Criterion) 점수를 사용하여 선택하였다. 이 점수들은 기본적으로 최대우도값(log likelihood values)에 추정되어야 하는 모수에 따라 감점을 한 것으로 SBC가 AIC보다 더욱 보수적으로 감점을 많이 한다. 그리고 이 점수들이 0에 가까울 수록 적합한 모형으로 판단한다. 이 연구에서도 AIC과 SBC 점수를 사용하여 모형을 선택하였다.

## 4. 연구가설

이 연구에서 검정하고자 하는 가설은 다음과 같다.

첫째, 의원급 의료보험 진료비는 의원 대표자의 연령과 음의 상관관계를 가질 것이다.

둘째 의원급 의료보험 진료비는 의원당 인구수와 양의 상관관계를 가질 것이다.

셋째, 의원급 의료보험 진료비는 해당지역의 소득을 대표하는 일인당 지방세 금액과 양의 상관관계를 가질 것이다.

넷째, 의원급 의료보험 진료비는 인구 10만명당 병원병상수와 음의 상관관계를 가질 것이다.

# IV. 연구결과

## 1. 일반적 특성

분석에 사용된 6,687개의 자료의 연도별 시간에 따라 변하지 않는 시간 비의존형 변수들의 일반적 특성을 살펴보면 남자가 88.0%, 내과, 소아과, 가정의학, 일반의를 표방한 내과계 1차진료과가 43.3%으로 가장 많았으며 정신과, 피부과, 진단방사선과를 표방한 내과계 특수진료과가 8.2%로 가장 적었다. 개원지역은 광역시가 30.8%로 가장 많았으며 군지역이 4.0%으로 가장 적었다.

그리고 시간에 따라 변하는 시간 의존형 변수들의 일반적 특성은 1996년의 평균연령이 45.33세이며, 평균병상수는 약 3병상, 해당 시·군·구의 인구를 의원수로 나눈 의원당 인구수는 1996년 2,947명에서 1998년 2,648명으로 해마다 감소하고 있어 비교적 안정적인 지역인구를 감안하면 해마다 개원하는 의원이 증가하고 있음을 보여주고 있다. 여자인구분율은 약 49.8%에서 미세하게 증가하였으며 노인인구분율은 1996년 5.24%에서 1998년 5.71%로 노령인구가 계속 증가하였다. 여자인구분율의 미세한 상승은 남자보다 여자가 평균수명이 길어서 여자노인이 남자노인보다 많이 증가하는데 원인이 있을 것으로 추측된다.

인구 10만당 병원병상수는 1997년에 다소 감소하였다가 1998년에 다시 증가하였다. 해당 시·군·구의 지방세 합계액 중 세대주에게 부과되는 균등할을 제외한 징수금액을 해당지역의 인구수로 나눈 일인당 지방세는 1996년 6만원에서 98년 8만원으로 증가하였으며 이를 1996년을 기준으로 물가상승률을 보정하여 분석에 사용하였다. 의원별 의료보험 진료비는 96년 2억7백만원, 97년 2억2천3백만원, 98년 2억2천5백만원으로 증가하였으나 96-97년의 증가분이 IMF 경제위기가 있었던 97-98년의 증가분보다 많았으며 이를 1996년을 기준으로 수가인상률을 보정하였더니 1998년의 수가인상보정 의료보험 진료비가 가장 적었다(표 3).

표 3. 연도별 의원의 일반적 특성 (평균±표준편차, 빈도(%))

| | | 96년 | 97년 | 98년 |
|---|---|---|---|---|
| **시간 비의존형 변수** | | | | |
| 의사의 성 | 남자 | 5887 (88.0) | - | - |
| | 여자 | 800 (12.0) | - | - |
| 대표진료 과목[1] | 내과계1차진료 | 2898 (43.3) | - | - |
| | 외과계1차진료 | 1327 (19.8) | - | - |
| | 내과계특수진료 | 549 (8.2) | - | - |
| | 외과계특수진료 | 1913 (28.6) | - | - |
| 개원지역 | 지방시 | 1446 (21.6) | - | - |
| | 군 | 267 (4.0) | - | - |
| | 광역시 | 2058 (30.8) | - | - |
| | 수도권 | 1024 (15.3) | - | - |
| | 서울시 | 1892 (28.3) | - | - |
| **시간 의존형 변수** | | | | |
| 의사의 연령(세) | | 45.33 ±9.02 | 46.33 ±9.02 | 47.33 ±9.02 |
| 병상수(병상) | | 3.24 ±6.51 | 3.26 ±6.55 | 3.23 ±6.57 |
| 의원당 인구수(명) | | 2947.26 ±932.89 | 2815.92 ±880.90 | 2648.26 ±855.64 |
| 여자인구분율(%) | | 49.81 ±0.56 | 49.82 ±0.57 | 49.86 ±0.54 |
| 노인인구분율(%) | | 5.24 ±1.89 | 5.47 ±2.00 | 5.71 ±2.09 |
| 인구10만당 병원병상수 | | 398.08 ±383.97 | 392.32 ±392.20 | 402.13 ±394.15 |
| 인구10만당 한의사수 | | 16.16 ±14.80 | 16.43 ±13.85 | 16.95 ±13.84 |
| 인구10만당 약사수 | | 8.77 ±12.97 | 9.09 ±13.30 | 9.86 ±13.86 |
| 일인당 지방세(백만원) | | 0.06 ±0.10 | 0.07 ±0.13 | 0.08 ±0.20 |
| 물가보정 일인당지방세[2] | | 0.06 ±0.10 | 0.07 ±0.12 | 0.07 ±0.17 |
| 의료보험 진료비(백만원) | | 207.02 ±144.10 | 223.90 ±161.61 | 225.69 ±175.36 |
| 수가인상보정 진료비[2] | | 207.02 ±144.10 | 207.03 ±149.43 | 193.80 ±150.58 |
| 자료수 | | n=6687 | n=6687 | n=6687 |

1) 내과계1차진료(일반의, 내과, 소아과, 가정의학과), 외과계1차진료(외과, 산부인과) 내과계특수진료(정신과, 피부과, 진단방사선과), 외과계특수진료과(정형외과, 성형외과, 안과, 이비인후과, 비뇨기과)

2) 1996년 기준, 단위(백만원)

각 연도간의 수가인상보정 의료보험 진료비 변동 분율에 따른 빈도를 살펴보면 1996-97년에 수가인상보정 의료보험 진료비가 감소한 의원이 57.25%를 차지한 반면 IMF 경제위기가 있었던 1997-98년에는 71.44%를 차지하였다. 3개년간의 1996-98년의 변동을 살펴보면 수가인상보정 의료보험 진료비 수입이 감소한 의원은 약 69.64%이었다(표 4).

표 4. 각 연도간 수가인상보정 의료보험 진료비 변동 분율에 따른 빈도 및 백분율

| | 96-97년변동 | | 97-98년 변동 | | 96-98년 변동 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 변동분율 | 빈도 | 백분율 | 빈도 | 백분율 | 빈도 | 백분율 |
| 100%이상 | 67 | (1.00) | 49 | (0.73) | 89 | (1.33) |
| 80~99% | 27 | (0.40) | 22 | (0.33) | 25 | (0.37) |
| 60~79% | 57 | (0.85) | 42 | (0.63) | 72 | (1.08) |
| 40~59% | 125 | (1.87) | 91 | (1.36) | 145 | (2.17) |
| 20~39% | 455 | (6.80) | 287 | (4.29) | 387 | (5.79) |
| 0~19% | 2128 | (31.82) | 1419 | (21.22) | 1312 | (19.62) |
| -20~-1% | 3031 | (45.33) | 3312 | (49.53) | 2621 | (39.20) |
| -40~-21% | 667 | (9.97) | 1275 | (19.07) | 1587 | (23.73) |
| -60~-41% | 96 | (1.44) | 160 | (2.39) | 382 | (5,71) |
| -80~-61% | 24 | (0.36) | 21 | (0.31) | 49 | (0.73) |
| -100~-81% | 10 | (0.15) | 9 | (0.13) | 18 | (0.27) |

## 2. 이변량 분석 결과

연도별 수가인상보정 의원급 의료보험 진료비와 독립변수들에 대한 이변량 분석결과 모든 연도에서 남자의사가 여자의사보다 진료비가 통계학적으로 유의하게 많았으며, 의사의 연령이 많은 의원일수록 진료비는 적었다. 병상을 보유하지 않은 의원이 병상을 보유한 의원보다 유의하게 진료비가 많아 연구가설과 상반되는 결과를 보여주었으며, 개원지역은 군지역 의원의 진료비가 가장 많았고, 지방시, 수도권, 광역시, 서울시 순이었다.

대표진료과목에 따라서는 외과계 특수진료과의 진료비가 가장 많았으며, 내과계1차진료과, 내과계 특수진료과, 외과계 1차진료과 순이었다. 의원당 인구수가 많은 지역일수록 진료비는 많았으며, 여자인구분율에 따라서는 특별한 경향성을 발견할 수 없었으며, 노인인구분율이 4-5%내외에서 진료비가 가장 적었다가 다시 증가하는 경향을 보여주고 있다.

인구 10만명당 병원병상수에 따라서는 1996년을 제외하고는 모두 병상수가 많은 지역일수록 진료비가 적었으며, 일인당 지방세 징수액이 많은 지역일수록 의료보험 진료비가 적어 연구가설과 상반되는 결과를 보여주었다(표 5).

표 5. 연도별 의원급 수가인상보정 의료보험 진료비와 독립변수들에 대한 이변량 분석결과 (단위 : 백만원)

| | 1996년 | 1997년 | 1998년 |
|---|---|---|---|
| | 평 균 표준편차 | 평 균 표준편차 | 평 균 표준편차 |
| **의사의 성** | | | |
| 남자 | 214.11 ±146.80 | 214.09±152.13 | 200.61 ±154.21 |
| 여자 | 154.78 ±109.01 | 154.91 ±115.16 | 143.67±108.10 |
| | t=13.78*** | t=13.06*** | t=13.18*** |
| **의사의 연령** | | | |
| 40세미만 | 262.98 ±139.27 | 277.83±146.23 | 266.68±149.18 |
| 40-49세 | 217.69 ±139.70 | 222.53±145.86 | 215.37±151.93 |
| 50-59세 | 143.43 ±123.77 | 142.59±124.03 | 137.96±119.71 |
| 60세이상 | 96.97 ±105.08 | 94.75± 95.19 | 87.45± 94.89 |
| | F=348.00*** | F=408.58*** | F=374.82*** |
| **병상유무** | | | |
| 병상무 | 212.65 ±132.97 | 214.02±138.84 | 200.27±144.22 |
| 병상유 | 196.06 ±163.04 | 193.42±167.27 | 181.04±161.66 |
| | t=4.18*** | t=5.04*** | t=4.76*** |
| **개원지역** | | | |
| 지방시 | 255.31 ±154.62 | 257.03±162.59 | 242.06±161.49 |
| 군 | 288.25 ±170.56 | 289.92±157.48 | 278.87±176.18 |
| 광역시 | 190.04 ±133.98 | 190.57±137.23 | 174.35±136.72 |
| 수도권 | 227.63 ±136.32 | 229.41 ±149.75 | 211.08±151.38 |
| 서울시 | 165.96 ±128.57 | 162.86±129.02 | 156.70±135.61 |
| | F=120.67*** | F=122.64*** | F=105.29*** |
| **대표진료과목**[1] | | | |
| 내과계1차진료 | 233.37 ±152.26 | 235.99±159.43 | 218.97±166.77 |
| 외과계1차진료 | 120.58 ±114.39 | 116.89±113.88 | 108.00±108.78 |
| 내과계특수진료 | 146.31 ±76.35 | 146.03± 79.03 | 143.76± 80.97 |
| 외과계특수진료 | 244.46 ±134.31 | 243.13±139.64 | 229.53±137.83 |
| | F=303.21*** | F=300.55*** | F=252.28*** |

1) 내과계1차진료(일반의, 내과, 소아과, 가정의학과), 외과계1차진료(외과, 산부인과) 내과계특수진료(정신과, 피부과, 진단방사선과), 외과계특수진료과(정형외과, 성형외과, 안과, 이비인후과, 비뇨기과) ***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05 (계속)

표 5. 연도별 의원급 수가인상보정 의료보험 진료비와 독립변수들에 대한 이변량 분석결과(계속) (단위 : 백만원)

| | 1996년 | 1997년 | 1998년 |
|---|---|---|---|
| | 평 균 표준편차 | 평 균 표준편차 | 평 균 표준편차 |
| **의원당 인구수** | | | |
| 2000명미만 | 139.27±133.18 | 137.09±128.24 | 130.58±135.18 |
| 2000-2499명 | 179.93±133.80 | 193.48±141.76 | 182.17±145.55 |
| 2500-2999명 | 202.10±144.56 | 206.93±149.74 | 198.57±153.47 |
| 3000명이상 | 230.39±141.90 | 239.75±150.11 | 228.28±146.22 |
| | F=100.94*** | F=110.83*** | F=89.08*** |
| **여자인구분율** | | | |
| 49.4%미만 | 217.68±144.47 | 220.70±154.07 | 200.82±150.19 |
| 49.4-49.79% | 208.92±138.46 | 211.82±143.07 | 195.20±147.60 |
| 49.8-50.19% | 208.91±142.32 | 206.88±147.74 | 202.74±153.59 |
| 50.2%이상 | 192.74±149.19 | 191.20±152.20 | 179.85±149.82 |
| | F=8.67*** | F=11.03*** | F=8.62*** |
| **노인인구분율** | | | |
| 4.0%미만 | 205.91±136.74 | 219.03±146.06 | 203.72±152.76 |
| 4.0-4.9% | 194.54±137.44 | 194.98±143.57 | 184.88±147.29 |
| 5.0-5.9% | 205.66±142.43 | 198.96±142.02 | 180.28±138.31 |
| 6%이상 | 237.30±160.96 | 236.28±165.26 | 221.04±164.54 |
| | F=28.26*** | F=28.72*** | F=35.91*** |
| **인구10만당 병원병상수** | | | |
| 150병상미만 | 217.09±143.90 | 226.50±150.20 | 205.67±148.68 |
| 150-299병상 | 224.80±145.74 | 214.09±148.26 | 204.84±147.58 |
| 300-449병상 | 209.37±143.46 | 211.82±152.65 | 194.69±155.62 |
| 450병상이상 | 176.18±138.73 | 175.95±142.18 | 170.91±148.44 |
| | F=35.73*** | F=33.71*** | F=19.98*** |
| **일인당 지방세** | | | |
| 20,000원미만 | 237.19±150.74 | 229.07±164.37 | 232.98±154.96 |
| 20,000-29,999원 | 219.32±143.31 | 221.77±145.75 | 214.57±161.16 |
| 30,000-39,999원 | 213.10±142.60 | 210.83±144.25 | 192.68±142.51 |
| 40,000원이상 | 184.59±140.88 | 286.99±149.16 | 168.69±140.99 |
| | F=35.35*** | F=26.61*** | F=49.79*** |

***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

각 연도간 수가인상보정 의료보험 진료비 변동과 독립변수들에 대한 이변량 분석결과, 남자의사와 여자의사의 진료비 변동에는 통계학적으로 유의한 차이가 없었다. 연령이 많아질수록 대체로 진료비의 감소정도가 증가하였으며, 1996-97년과 1996-98년에는 50대에서 1997-1998년에는 40대에서 가장 진료비가 감소하였다.

병상수의 증감에 따라서 모든 년도에서 병상수가 증가된 의원의 진료비가 증가하였고 1997-98년에는 병상수를 유지한 의원에서, 나머지는 병상수를 감소시킨 의원에서 진료비 감소정도가 가장 컸다.

개원지역에 따라서는 1996-97년에는 수도권, 지방시, 군지역, 광역시 순으로 진료비가 증가하였고 서울시는 진료비가 감소하였으나 1997-1998년에는 수도권, 광역시, 지방시, 군, 서울시 순으로 진료비가 감소하였다.

대표진료과목에 따라서는 1996-97년에는 내과계 1차진료과에서 진료비가 증가한 반면, 외과계 1차진료과, 외과계 특수진료과, 내과계 특수진료과의 순으로 감소하였다. 1997-98년에는 내과계 1차진료과, 외과계 특수진료과, 외과계 1차진료과, 내과계 특수진료과 순으로 진료비가 감소하였다.

의원당 인구수에 따라서는 1996-97년에는 통계적으로 유의한 차이가 없었으나 1997-98년에는 의원당 인구수가 감소할수록 진료비도 감소하였다. 인구중 여자인구분율, 인구중 노인인구분율, 인구10만명당 병원병상수 변동에 따라서 통계적으로 유의한 차이가 없었으며 1997-98년과 1996-98년에 일인당 지방세 변동에 따라 통계학적으로 유의한 차이가 있었으며 지방세가 감소할수록 진료비도 감소하는 것으로 분석되었다(표 6).

표 6. 각 연도간 수가인상보정 의료보험 진료비 변동과 독립변수들에 대한 이변량 분석결과 (단위 : 백만원)

| | 1996-97년 | 1997-98년 | 1996-98년 |
|---|---|---|---|
| | 평 균 표준편차 | 평 균 표준편차 | 평 균 표준편차 |
| **의사의 성** | | | |
| 남자 | -0.01±47.37 | -13.49±46.73 | -13.50±60.55 |
| 여자 | 0.13±46.27 | -11.25±39.58 | -11.11±49.95 |
| | t=0.09 | t=1.46 | t=1.23 |
| **의사의 연령** | | | |
| 40세미만 | 11.71±61.68 | -12.56±58.72 | -0.84±76.14 |
| 40~49세 | -3.84±43.91 | -14.99±46.05 | -18.83±57.96 |
| 50~59세 | -7.13±30.49 | -12.57±27.71 | -19.71±35.29 |
| 60세이상 | -5.78±21.43 | -8.20±16.51 | -13.99±25.04 |
| | F=60.43*** | F=4.16** | F=42.72*** |
| **병상수 증감** | | | |
| 병상수 감소 | -7.21±51.56 | -11.05±82.16 | -15.39±99.02 |
| 병상수 유지 | -0.03±47.06 | -13.41±45.02 | -13.47±58.11 |
| 병상수 증가 | 14.64±81.66 | 19.17±95.30 | 17.81±106.65 |
| | F=1.34 | F=8.60*** | F=8.19*** |
| **개원지역** | | | |
| 지방시 | 1.71±55.26 | -14.97±53.18 | -13.25±69.06 |
| 군 | 1.67±73.12 | -11.05±64.48 | -9.37±86.93 |
| 광역시 | 0.53±43.27 | -16.22±42.09 | -15.68±52.96 |
| 수도권 | 1.78±52.14 | -18.33±50.33 | -16.54±68.50 |
| 서울시 | -3.09±35.80 | -6.16±36.63 | -9.25±46.26 |
| | F=3.02* | F=17.37*** | F=4.09** |
| **대표진료과목[1)]** | | | |
| 내과계1차진료 | 2.62±50.10 | -17.02±51.17 | -14.40±65.44 |
| 외과계1차진료 | -3.68±37.93 | -8.89±36.64 | -12.58±48.77 |
| 내과계특수진료 | -0.28±36.97 | -2.27±31.12 | -2.55±37.54 |
| 외과계특수진료 | -1.32±51.36 | -13.60±46.20 | -14.93±61.23 |
| | F=6.20*** | F=21.16*** | F=6.88*** |

1) 내과계1차진료(일반의, 내과, 소아과, 가정의학과), 외과계1차진료(외과, 산부인과) 내과계특수진료(정신과, 피부과, 진단방사선과), 외과계특수진료과(정형외과, 성형외과, 안과, 이비인후과, 비뇨기과) ***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05 (계속)

표 6. 각 연도간 수가인상보정 의료보험 진료비 변동과 독립변수들에 대한 이변량 분석결과(계속)

(단위 : 백만원)

| | 1996-97년 | 1997-98년 | 1996-98년 |
|---|---|---|---|
| | 평 균 표준편차 | 평 균 표준편차 | 평 균 표준편차 |
| **의원당 인구수 변동** | | | |
| -300명 미만 | -1.34±58.07 | -17.90±54.94 | -14.60±69.23 |
| -300~-151명 | 0.70±47.17 | -13.73±46.68 | -14.74±57.96 |
| -150~-1명 | 0.39±43.36 | -11.98±43.89 | -9.22±41.88 |
| 0명 이상 | -1.18±47.90 | -11.30±37.78 | -10.43±56.00 |
| | F=0.64 | F=3.84** | F=3.54* |
| **여자인구분율 변동** | | | |
| 0%미만 | 0.77±48.80 | -13.39±44.85 | -14.25±58.08 |
| 0~0.029% | 0.31±47.13 | -13.69±42.52 | -14.76±61.16 |
| 0.03~0.059% | -0.02±47.52 | -16.70±44.72 | -12.29±55.40 |
| 0.06%이상 | -1.64±44.51 | -12.03±48.62 | -12.34±61.17 |
| | F=0.74 | F=1.88 | F=0.67 |
| **노인인구분율 변동** | | | |
| 0.2%미만 | 0.52±49.28 | -12.65±49.32 | -8.97±67.40 |
| 0.2~0.29% | 0.05±43.98 | -15.24±42.17 | -15.33±55.69 |
| 0.3~0.39% | -1.90±44.42 | -12.78±41.54 | -14.54±61.97 |
| 0.4%이상 | -0.40±48.69 | -10.75±48.63 | -13.43±57.38 |
| | F=0.57 | F=2.05 | F=2.16 |
| **인구10만당 병원병상수 변동** | | | |
| 0병상미만 | -1.04±48.45 | -12.37±45.41 | -12.03±55.80 |
| 0~20병상 | 0.35±45.92 | -11.84±44.55 | -11.74±65.80 |
| 20~40병상 | 0.38±53.32 | -15.28±46.98 | -13.78±62.83 |
| 40병상이상 | 1.57±43.25 | -15.37±48.10 | -15.03±56.62 |
| | F=0.98 | F=2.53 | F=1.32 |
| **일인당 지방세 변동** | | | |
| -2000원미만 | 0.64±51.15 | -14.83±53.71 | -15.83±65.00 |
| -2000~ -1원 | 0.73±44.26 | -14.67±41.42 | -15.02±65.76 |
| 0~1999원 | -0.37±44.20 | -13.01±48.75 | -12.64±64.56 |
| 2000원이상 | -2.13±38.68 | -10.92±38.61 | -10.45±49.63 |
| | F=1.34 | F=3.61* | F=3.81** |

***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

## 3. 다변량 분석 결과

다변량 분석을 수행하기 위해 먼저 종속변수를 자연대수로 치환하여 분석하였다. 통계학적 검정을 위해서는 종속변수의 정규분포 가정이 필요한데 진료비의 분포를 살펴보았더니 우로 치우친 분포를 하고 있어 자연대수로 치환하여 분석하였다.

연도별 의원급 자연대수 수가인상보정 의료보험 진료비에 대한 회귀분석 결과 여자의사가 남자의사 보다 의료보험 진료비가 통계학적으로 유의하게 적었으며, 연도에 따라 개원지역 별로 진료비의 차이가 있었으나 모든 연도에서 기준인 서울지역보다 진료비가 통계학적으로 유의하게 많았다. 대표진료과목의 경우 모든 연도에서 내과계 1차진료과를 기준으로 보았을 때 외과계 1차진료과와 내과계 특수진료과는 진료비가 통계학적으로 유의하게 적었으며, 외과계 특수진료과는 1998년에 진료비가 통계학적으로 유의하게 많았다.

모든 연도에서 연령과 진료비는 통계적으로 유의한 이차함수의 형태를 가지는 것으로 분석되었다. 연령에 대해 편미분하여 진료비가 최대값이 되는 연령을 산출하면 25세 미만이므로 의사의 연령이 많은 의원일수록 진료비는 통계적으로 유의하게 적었으며 연령이 많아짐에 따라 진료비의 감소정도가 컸다.

모든 연도에서 병상수가 많은 의원일수록 통계학적으로 유의하게 진료비가 많았다. 의원당 인구수가 많은 지역의 의원일수록 통계학적으로 유의하게 진료비가 많았으며, 인구중 노인인구분율이 높은 지역의 의원일수록 모든 연도에서 통계학적으로 유의하게 진료비가 많았다.

모든 연도에서 인구 10만명당 병원병상수가 많은 지역의 의원일수록 진료비는 통계학적으로 유의하게 적었으며, 1997년에 비거대도시화 지역의 물가보정 일인당 주민세와 통계학적으로 유의한 음의 상관관계를 보여주었다(표 7).

표 7. 연도별 의원급 자연대수 수가인상보정 의료보험 진료비에 대한 회귀분석 결과

| | | 96년 | | 97년 | | 98년 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 회귀계수 | t 값 | 회귀계수 | t 값 | 회귀계수 | t 값 |
| **시간 비의존형 변수** | | | | | | | |
| 상수 | | 20.364 | 21.86*** | 21.394 | 22.92*** | 21.384 | 21.42*** |
| 의사의 성(여)[1] | | -0.298 | -10.89*** | -0.312 | -11.15*** | -0.327 | -11.31*** |
| 개원지역[2] | 지방시 | 0.108 | 1.81 | 0.254 | 6.09*** | 0.114 | 1.29 |
| | 군 | 0.032 | 0.37 | 0.154 | 2.12* | 0.033 | 0.30 |
| | 광역시 | 0.060 | 2.57** | 0.085 | 3.56*** | 0.034 | 1.37 |
| | 수도권 | 0.147 | 5.14*** | 0.154 | 5.24*** | 0.101 | 3.36*** |
| 대표진료 | 외과계1차진료 | -0.930 | -38.04*** | -0.964 | -38.49*** | -0.941 | -36.42*** |
| 과목[3] | 내과계특수진료 | -0.377 | -11.54*** | -0.388 | -11.62*** | -0.303 | -8.78*** |
| | 외과계특수진료 | 0.039 | 1.79 | 0.034 | 1.56 | 0.078 | 3.43*** |
| **시간 의존형 변수** | | | | | | | |
| 의사의 | 연령 | 0.004 | 0.43 | -0.019 | -2.12* | -0.031 | -3.32*** |
| 연령 | 연령*연령 | -0.000 | -5.12*** | -0.000 | -2.90** | -0.000 | -1.75 |
| 병상수 | | 0.017 | 12.02*** | 0.016 | 11.04*** | 0.016 | 10.55*** |
| 의원당 인구수 | | 0.000 | 2.90** | 0.000 | 1.66 | 0.000 | 1.51 |
| 인구중 여성인구분율 | | -0.013 | -0.72 | -0.020 | -1.07 | -0.014 | -0.71 |
| 인구중 노인인구분율 | | 0.044 | 5.31*** | 0.042 | 5.84*** | 0.053 | 6.11*** |
| 인구10만당 병원병상수 | | -0.000 | -2.46* | -0.000 | -2.82** | -0.000 | -4.00*** |
| 물가보정 일인당주민세 | | 1.574 | 1.42 | -0.951 | -2.05* | 1.411 | 0.70 |
| 일인당주민세*거대도시화지역[4] | | -1.947 | -1.74 | 0.664 | 1.41 | -1.536 | -0.76 |
| | | R=0.4246 | | R=0.4426 | | R=0.4374 | |

1) 남자 기준 2) 서울시 기준 3) 내과계1차진료과 기준 4) 1: 서울시, 광역시, 수도권 2: 지방시, 군 ***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

각 연도별 측정치의 자기상관을 고려하여 오차의 공분산행열 가정에 따라 3가지의 모형을 사용한 혼합모형분석을 실시하였다. 분석결과 대부분의 분산분석 모형이나 회귀모형에서 가정한 바와 같이 오차의 분산형태가 상호독립을 가정한 모형의 AIC 점수가 -21,803, SBC 점수가 -21,807이었으며, 처리의 분산은 $\sigma^2$으로 모두 같고 여러 처리간의 공분산은 $\rho\ \sigma^2$으로 일정하다고 가정하는 복합대칭성 모형에서는 AIC 점수가 -8,235, SBC 점수가 -8,243이었으며, 시계열분석에 주로 사용되는 공분산 형태로 1차 자기상관을 가정한 모형에서는 AIC 점수가 -8,015, SBC 점수가 -8,023이었다. 이 점수들은 기본적으로 최대우도값(log likelihood values)에 추정되어야 하는 모수에 따라 감점을 한 것으로 SBC 점수가 AIC 점수보다 보수적이다. 이 점수들은 0에 가까울수록 적합한 모형으로 판정하게 되는 데, 1차 자기상관모형이 0에 가장 가까운 값을 가지므로 1차 자기상관모형을 분석모형으로 선택하였다(표 8). 또한 시간 의존형 변수의 상관관계는 시간에 따라 변수가 변동하므로 독립변수가 증가하는 경우의 종속변수의 변동으로 시계열적 해석이 가능하지만 시간 비의존형 변수는 독립변수가 차이가 있는 의원들간의 종속변수의 변동으로 해석하여야 한다.

표 8. 오차의 공분산행열 가정에 따른 각 모형에 대한 AIC, SBC 값

| | 공 분 산 행 열 가 정 | | |
|---|---|---|---|
| | 단 순 | 복합대칭성 | 1차자기상관 |
| AIC | -21,803 | -8,235 | -8,015 |
| SBC | -21,807 | -8,243 | -8,023 |

오차의 공분산 행열을 1차 자기상관으로 가정하고 혼합모형으로 분석한 결과 진료비에 영향을 미치는 변수들을 통제한 상태에서 여자의사가가 남자의사보다 진료비가 통계학적으로 유의하게 적었으며 서울시에 비해 모든 지역에서 진료비가 통계학적으로 유의하게 많았으며, 군지역, 지방시, 수도권, 광역시, 서울시 순이었다. 내과계 1차진료과에 비해 외과계 1차진료과와 내과계 특수진료과는 진료비가 통계학적으로 유의하게 적었으며, 외과계 특수진료과는 통계학적으로 유의하게 많았다.

연령에 따라서는 연령의 변수와 연령을 제곱한 변수 모두가 진료비와 통계학적으로 유의한 상관관계를 보여주었다. 즉 연령과 진료비는 통계학적으로 유의한 이차함수의 관계를 가지는 것으로 이차함수를 연령에 대해 편미분하여 진료비가 최고인 연령을 구하면 약 25세 미만이므로 실제 의사의 연령을 고려한다면 연령이 증가할수록 진료비는 감소하며 그 감소속도도 증가하는 것으로 해석될 수 있다.

이변량 분석 결과와는 달리 병상수가 증가할수록 진료비가 통계학적으로 유의하게 증가하였으며, 의원당 인구수가 증가할수록 진료비는 통계학적으로 유의하게 증가하였다. 노인인구분율이 증가함에 따라 진료비는 통계학적으로 유의하게 증가하는 것으로 분석되었다.

물가보정 일인당 주민세는 서울시, 광역시, 수도권을 거대도시화지역으로 정의하고 상호관계를 함께 분석하였는데, 지방시와 군지역에서는 일인당 주민세가 많아질수록 진료비는 통계학적으로 유의하게 증가하였으나 거대도시화지역 여부에 따라 통계학적으로 유의한 질적인 상호작용이 존재하는 것으로 분석되었다(표 9).

표 9. 자연대수 의료보험 진료비에 대한 혼합모형 분석결과

| | | 회귀계수 | 표준오차 | t 값 |
|---|---|---|---|---|
| **시간 비의존형 변수** | | | | |
| 상수 | | 20.37604 | 0.71376 | 28.55*** |
| 의사의 성(여)[1] | | -0.32155 | 0.02725 | -11.80*** |
| 개원지역[2] | 지방시 | 0.24035 | 0.02851 | 8.43*** |
| | 군 | 0.29791 | 0.06059 | 4.92*** |
| | 광역시 | 0.06778 | 0.02276 | 2.98** |
| | 수도권 | 0.13228 | 0.02805 | 4.72*** |
| 대표진료 | 외과계1차진료 | -0.92056 | 0.02408 | -38.23*** |
| 과목[3] | 내과계특수진료 | -0.35523 | 0.03261 | -10.89*** |
| | 외과계특수진료 | 0.06109 | 0.02132 | 2.87** |
| **시간 의존형 변수** | | | | |
| 의사의 | 연령 | 0.02548 | 0.00687 | 3.71*** |
| 연령 | 연령*연령 | -0.00071 | 0.00007 | -10.39*** |
| 병상수 | | 0.01282 | 0.00119 | 10.81*** |
| 의원당 인구수 | | 0.00004 | 0.00001 | 6.72*** |
| 인구중 여성인구분율 | | -0.01946 | 0.01411 | -1.38 |
| 인구중 노인인구분율 | | 0.01588 | 0.00517 | 3.07** |
| 인구10만당 병원병상수 | | -0.00003 | 0.00002 | -1.88 |
| 물가보정 일인당주민세 | | 0.21028 | 0.10537 | 2.00* |
| 물가보정 일인당주민세*거대도시화지역[4] | | -0.28128 | 0.11413 | -2.46* |

1) 남자 기준 2) 서울시 기준 3) 내과계 1차진료과 기준
4) 1: 서울시, 광역시, 수도권 0: 지방시, 군 ***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

# V. 고 찰

## 1. 연구대상 및 자료에 대한 고찰

의료보험이 국민보건에서 담당하고 있는 역할은 매우 크며 비합리적인 의료보험 정책으로 인한 시행착오와 이를 해결하기 위한 모색도 다방면에서 이루어지고 있다. 그러나 의료보험에 대한 실증적인 연구는 물론 가장 기본적인 진료비 청구금액의 분포에 대한 연구도 활발히 이루어지지 않아 합리적인 대안 생산에 걸림돌이 되고 있다. 또한 전국적인 자료를 이용한 진료비 연구와 2개년 이상의 자료를 이용한 연구는 국내에서는 아직 수행된 적이 없다. 이에 이 연구에서는 1996년부터 1998년까지의 전국 의원의 의료보험 진료비를 이용하여 각 요인별 진료비 분포를 파악하고 각 요인들이 진료비에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 이 결과는 합리적인 의료보험 정책수립에 기초가 되리라 생각한다.

그러나 연구대상과 획득된 자료에는 다음과 같은 제한점을 가지고 있다.

첫째, 이 연구에서는 의료보험 급여에 해당하는 진료비만이 수집되어, 의료기관별 환자의 구성, 또는 질병의 경중도 등에 관한 자료가 포함되지 않았다. 비급여 진료비가 수집되지 않음으로 성형외과의 진료비가 다른 진료과목의 의원 진료비의 10%미만에 불과하였다. 성형외과 의원의 경우는 빈도가 전체 의원수의 1% 미만이므로 분석에서 제외되었으나, 피부과, 진단방사선과와 같은 비급여 진료가 비교적 많은 과들이 분석에 포함되었으므로 결과 해석에 주의가 필요하다.

또한 의료보험의 자료는 진료비의 청구를 위한 자료로서 실제 진료비를 정확히 대표한다고 보기는 어렵다. 우리나라의 보험청구 관행상 진료가 이루어지더라도 삭감되는 경우에는 진료비가 지급되지 않기 때문이다.

둘째, 패널자료를 분석하기 위하여 3개년의 자료가 연결되지 않는 단독개원 의원들과 대표진료과목이 총의원 개수의 1%미만인 의원들이 임의적으로 누락되어

연구결과가 전체 의원을 대표할 수 없다.

대표진료과목이 총의원 개수의 1%이상인 단독개원 의원 전체의 일반적특성과 3개년 자료가 연결되어 분석에 사용된 패널자료의 일반적 특성을 비교한 결과, 연구대상과 패널자료간에 의사의 성, 병상수는 통계학적으로 유의한 차이는 없었으나 대표진료과목, 의사의 연령, 의료보험 진료비에는 통계학적으로 유의한 차이가 있었다(표 13). 따라서 이 연구는 3개년 동안 개원을 하고 있는 일반적인 단독개원 의원을 연구대상으로 하였다고 할 수 있으며, 결과해석 시 주의가 필요하다.

셋째, 의원진료의 수요에 영향을 미치는 변수들이 시·군·구 단위로 측정되어 모수를 대표하지 못할 가능성이 있다. 의원당 인구수, 인구 10만당 병원병상수, 일인당 주민세 등이 시·군·구 단위로 측정되어 분석되었는데, 실제 해당 시·군·구의 모든 지역을 해당의원의 진료권으로 추정하는 데에는 무리가 따른다. 그러나 읍·면·동 단위는 해당의원들의 진료권으로 너무 협소하며, 의원이 존재하지 않는 면도 상당수 존재하고, 자료의 수집에도 무리가 따를 것으로 판단하였다. 따라서 이 연구에서는 해당 시·군·구의 인구를 의원수로 나누어 해당지역의 평균적인 대상인구를 대표하도록 자료를 변환하여 사용하였으며, 다른 변수도 일정인구수로 보정된 인구 10만명당 병원병상수, 일인당 지방세로 변환하여 사용하였다. 그러나 실제적인 해당 의원의 수요를 대표하는 변수가 아닌 해당 지역의 평균적인 수요를 대표하는 변수를 사용하였기 때문에 모형의 설명력은 낮아졌을 것으로 판단된다.

## 2. 연구모형 및 분석방법에 대한 고찰

이 연구의 연구모형과 분석방법에 대한 제한점은 다음과 같다. 첫째, 자료의 제한성으로 인하여 진료비와 연관되어 있는 중요한 변수가 일부 누락되어 있다. 이론적 배경에서 살펴본 바와 같이 진료비에는 수요와 공급에 관한 많은 변수들이 영향을 미치고 있다. 예를 들어 의원의 장비 종류와 개수, 실제 개별 환자의 진료내역, 의원의 근무중인 의료보조 인력 등의 변수들이 진료비에 중요한 영향을 미칠 수 있는데 이 연구에서는 그 중 일부가 누락되어 주요변수 누락에 따른 편의가 발생할 가능성이 있다.

둘째, 물가보정 일인당 주민세가 지역주민의 소득을 정확히 대표하는 데에는 무리가 있다. 우리나라의 소득 포착률은 경제주체별로 차이가 심하다. 임금근로자의 경우 거의 100%가 소득이 포착되지만 도시자영업자의 경우 22.3%, 농어민의 경우 56.7%에 불과하다(이규식, 1998). 이러한 이유로 임금근로자의 경우 세액을 공제하는 등 복잡한 변형과정을 거쳐 세금이 징수된다. 이 연구가 개인의 소득이 아닌 지역의 평균적인 소득을 변수로 사용하고, 어떤 변수도 세금징수 결과보다 소득을 더 잘 대표하는 변수가 없다는 현실을 감안하더라도, 각 경제주체가 집중되어 있는 지역이 존재할 수 있으므로 세금징수 결과가 각 지역의 소득을 정확히 대표할 수는 없다. 또한 주민세는 개인 및 법인의 균등할과 소득할로 이루어진다. 그러므로 의료의 소비자인 개인들의 소득을 대표하기 위해서는 개인의 소득할만을 추출하여 분석에 사용하는 것이 가장 합리적이라고 판단된다. 그러나 이 연구에 사용된 일인당 주민세는 개인의 균등할만을 제거하고 사용되었다. 그러므로 수익이 많은 법인이 비교적 많은 구 또는 시지역의 주민세가 과대평가 되었을 가능성이 있다.

셋째, 의료보험 진료비에 영향을 미치는 변수 중 상관관계들이 높은 변수들에 대한 해석에 주의가 필요하다. 이렇게 상관관계가 높은 경우에는 추정된 회귀계수의 표준오차가 커지게 되어 추정된 회귀계수의 신뢰도가 낮아지게 된다 (Abramson, 1994). 즉 추정된 회귀계수가 충분히 큰 경우 회귀계수가 0이라는 귀무가설을 검정한 t 값이 충분히 커지게 되어 유의한 변수가 될 수 있지만 회귀계

수에 대한 신뢰도는 작아지게 된다(표 14-16).

넷째, 진료비를 포함한 대부분의 연속변수들에서 표준편차가 평균과 비슷할 정도로 성격이 상이한 자료가 함께 분석되었다. 그러므로 성격이 상이한 대표진료과목이 모두 함께 분석된 연구결과를 해석하는 데에는 주의가 필요하다. 이에 의원급의 주요 진료과목인 내과, 외과, 산부인과, 소아과를 별도로 분석하여 비교하였다(표 10). 분석결과 자료수가 줄어들면서 통계학적으로 유의하였던 변수들이 유의성이 없어지는 경우가 있었으나 전체과목을 함께 분석하였을 때와 통계학적으로 유의한 수준에서 방향성이 달라지는 변수는 없었다.

표 10. 주요과목별 자연대수 수가인상보정 의료보험 진료비 혼합모형분석

| | | 내과 | | 외과 | | 산부인과 | | 소아과 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 회귀계수 | T-값 | 회귀계수 | T-값 | 회귀계수 | T-값 | 회귀계수 | T-값 |
| **시간 비의존형 변수** | | | | | | | | | |
| 상수 | | 19.958 | 15.34*** | 18.280 | 7.34*** | 22.044 | 8.59*** | 21.492 | 13.39*** |
| 의사의 성(여)[1] | | -0.240 | -3.83*** | -0.594 | -1.23 | -0.115 | -1.64 | -0.274 | -6.91*** |
| 개원지역[2] | 지방시 | 0.239 | 4.67*** | 0.310 | 2.78** | -0.049 | -0.50 | 0.115 | 1.93 |
| | 군 | 0.166 | 1.56 | 0.424 | 2.59* | -0.002 | -0.01 | -0.150 | -1.01 |
| | 광역시 | 0.042 | 0.99 | 0.076 | 0.81 | -0.110 | -1.56 | -0.032 | -0.75 |
| | 수도권 | 0.070 | 1.31 | 0.139 | 0.94 | 0.274 | 3.08** | 0.028 | 0.57 |
| **시간 의존형 변수** | | | | | | | | | |
| 의사의 | 연령 | 0.042 | 3.23*** | 0.020 | 0.80 | -0.005 | -0.21 | 0.031 | 2.07* |
| 연령 | 연령*연령 | -0.001 | -5.85*** | -0.001 | -2.66** | -0.001 | -2.33* | -0.001 | -5.39*** |
| 병상수 | | 0.003 | 1.05 | 0.014 | 4.13*** | 0.055 | 9.67*** | 0.020 | 1.16 |
| 의원당 인구수 | | 0.000 | 2.17* | 0.000 | 3.35*** | 0.000 | 1.66 | 0.000 | 6.62*** |
| 인구중 여성인구분율 | | -0.021 | -0.83 | 0.026 | 0.55 | -0.062 | -1.23 | -0.047 | -1.50 |
| 인구중 노인인구분율 | | 0.033 | 3.58*** | -0.006 | -0.43 | 0.012 | 0.59 | -0.001 | -0.06 |
| 인구10만당 병원병상수 | | -0.000 | -0.27 | -0.000 | -1.36 | -0.000 | -0.33 | 0.000 | 1.30 |
| 물가보정 일인당주민세 | | 0.177 | 1.01 | 0.103 | 0.28 | 0.294 | 0.64 | 0.780 | 2.77*** |
| 물가보정 일인당주민세*거대도시화지역[3] | | -0.250 | -1.26 | -0.349 | -0.84 | -0.139 | -0.29 | -0.738 | -2.36* |

1) 남자 기준 2) 서울시 기준 3) 1: 서울시, 광역시, 수도권 0: 지방시, 군 ***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

## 3. 연구결과에 대한 고찰

각 연도간 수가인상보정 의료보험 진료비 변동과 독립변수들의 이변량 분석에서 1996-97년의 변동은 일반적으로 국민소득이 증가하는 경우의 변동을 대표할 수 있을 것이며 1997-98년의 변동은 국민소득이 감소하는 경우의 변동을 대표할 수 있을 것으로 판단할 수 있다. 이 경우 의사의 연령, 개원지역 및 대표전문과목에 따른 진료비 변동에 대한 이변량 분석에서 흥미로운 결과가 있었다. 먼저 연령이 증가할수록 각 연도간 진료비의 변동의 차가 작아진다. 예를 들어 40대미만의 경우 2천 3백만원의 진료비 변동의 차가 발생한 반면 60대 이상에서는 3백만원 미만의 진료비 변동 밖에 발생하지 않았다. 즉 의사의 연령이 많아질수록 소득의 변화에 따라 진료비 변동이 작아진다는 것을 알 수 있다.

개원지역에 따라서도 서울을 제외한 모든 지역에서 1천 5백만원 내외의 진료비 변동의 차가 발생한 반면 서울시는 진료비 변동의 차이가 약 3백만원에 불과하였다. 즉 서울시의 경우에 소득의 변화에 따라 진료비 변동이 크지 않다는 것을 알 수 있다.

또한 내과계 1차진료와 외과계 특수진료의 경우에는 진료비 변동의 차가 1천2백만원 이상인데 반해 외과계 1차진료, 내과계 특수진료의 경우에는 5백만원을 넘지 않았다. 이는 내과계 1차진료과와 외과계 특수진료과는 소득에 큰 영향을 받는 반면, 외과계 1차진료과와 내과계 특수진료과는 상대적으로 작은 영향을 받는다고 추정할 수 있을 것이다(그림 3).

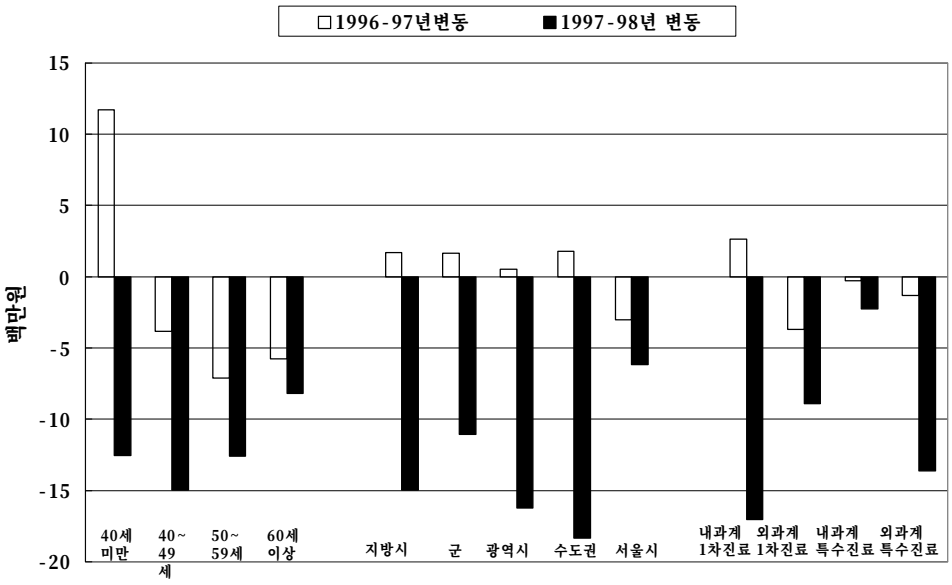


그림 3. 개원지역과 대표진료과목별 간 연도간 수가인상보정 진료비 변동

진료비에 대한 다변량분석 결과 성에 따라서는 여자의사가 남자의사보다 진료비가 통계학적으로 유의하게 적었다. 다른 많은 연구들에서도 남자의사의 소득이 여자의사의 소득보다 많다고 보고한 결과와 일치되나 최근 우리나라의 성별 진료비나 소득을 연구한 연구에서는 고가의료장비 또는 근무 의료보조인력을 같이 통제하는 경우에는 유의한 차이가 없어진다고 보고한 경우도 있었다(서수교와 박재용, 1995; 박웅섭 등, 1998). 따라서 이 연구의 성에 대한 진료비의 차이는 위와 같은 고가의료장비 또는 근무 보조인력을 통제하지 않은 상태에서 성의 차이로 해석하여야 한다.

개원지역에 따라서는 이변량 분석과 다변량 분석 결과 모두 군지역이 가장 진료비가 많았으며, 지방시, 수도권, 광역시, 서울시 순이었다. 그러므로 의원당 인구수 등 다른 변수들을 통제한 상태에서도 군지역의 진료비가 많은 것으로 해석할 수 있다. 대표진료과목에 따라서도 이변량분석과 다변량분석 모두에서 외과계 특수진료과의 진료비가 가장 많았으며, 내과계 1차진료과, 내과계 특수진료과, 외과계 1차진료과의 순이었다. 이러한 분석결과는 서수교와 박재용(1995), 박웅섭(1998)

이 보고한 과별 진료비 또는 소득과도 대체로 일치하였다.

의사의 연령에 따라서는 유승흠 등(1988), 김정호 등(1991), 박웅섭 등(1998)은 연령이 증가함에 따라 진료의 생산성 또는 의사의 수입이 감소한다고 보고하였으며, 서수교와 박재용(1995)은 연령을 10세 간격으로 나누어 40대의 의사가 가장 진료비가 많다고 보고하였으나, 패널자료를 이용한 이 연구 결과 연령과 진료비는 이차함수의 관계를 가지는 것으로 분석되었다. 연령에 대해 편미분을 실시하여 진료비가 최고인 연령을 구하면 25세 미만이므로 실제적으로 개원이 가능한 연령을 고려하는 경우 연령이 증가할수록 진료비는 감소하며 그 감소속도가 증가하는 것으로 해석할 수 있다(그림 4).

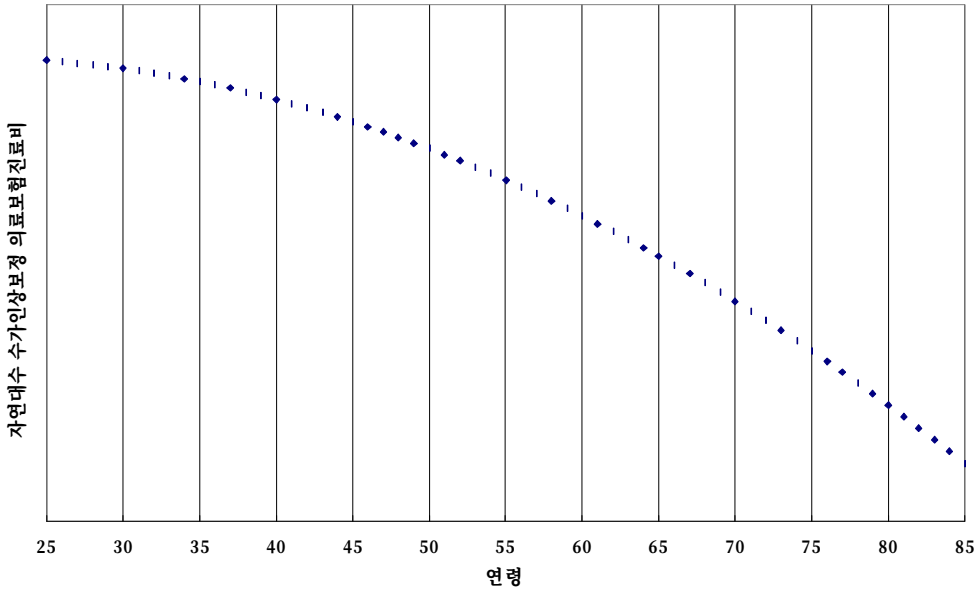


그림 4. 연령에 따른 자연대수 수가인상보정 의료보험 진료비의 추이

병상수에 따라서는 이변량 분석에서 병상을 운영하는 의원이 운영하지 않는 의원보다 유의하게 진료비가 적었다. 그러나 다변량 분석결과 운영병상이 증가할수록 진료비는 통계학적으로 유의하게 증가하는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 병상을 보유한 의원이 상대적으로 진료비가 적은 외과계 1차진료과 및 내과계

특수진료과에 해당하는 분율은 48.3%인 반면 병상을 보유하지 않은 의원은 17.6%에 불과하기 때문에 대표진료과목이 혼란변수로 작용한 것으로 분석되었다(표 11).

표 11. 패널데이터의 운영병상 유무별 대표진료과목 빈도 (단위: 의원수(%))

| 병상운영 여부 | 내과계 1차진료과 | 외과계 1차진료과 | 내과계 특수진료과 | 외과계 특수진료과 | 계 |
|---|---|---|---|---|---|
| 병상무 | 7,161(54.0) | 785 (5.9) | 1,557(11.7) | 3,760(28.4) | 13,263(100.0) |
| 병상유 | 1,533(22.5) | 3,196(47.0) | 90 (1.3) | 1,979(34.5) | 6,798(100.0) |

따라서 대표진료과목이 혼란변수로 작용하였을 가능성에 대해 대표진료과목만을 통제한 병상유무별 진료비를 혼합모형으로 분석한 결과 통계학적으로 유의한 양의 상관관계로 분석되었다(표 12).

표 12. 대표진료과목을 통제한 병상운영여부에 따른 진료비 혼합모형분석 결과

(단위 : 백만원)

| | | 회귀계수 | 표준오차 | t 값 |
|---|---|---|---|---|
| 상수 | | 222.59 | 2.27 | 86.42*** |
| 병상유무[1] | | 21.94 | 3.40 | 6.44*** |
| 대표진료 과목[2] | 외과계1차진료 | -125.81 | 4.95 | -25.41*** |
| | 내과계특수진료 | -78.72 | 6.29 | -12.51*** |
| | 외과계특수진료 | 7.02 | 4.01 | 1.75 |

1) 병상무 기준 2)내과계 1차진료과 기준 ***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

의원당 인구수에 따라서 이변량 분석에서 진료비와 양의 상관관계에 있었으며 다변량분석에서도 의원당 인구수가 증가하면 진료비는 통계학적으로 유의하게 증가하는 것으로 분석되었다. 그러나 인구중 여성인구분율은 증가할수록 진료비는 통계학적으로 유의하지는 않지만 감소하는 것으로 분석되었다. 이는 가임여성의 경우에 출산과 부인과 질병으로 인한 의료이용이 많고, 남성에 비해 여가시간이

많아 경한 질병으로도 외래를 이용하는 빈도가 많을 것(Feldstein, 1993)이라는 상식과 반대되는 결과이다. 그러나 여성의 인구분율이 진료비에 미치는 영향은 사회·문화적 요소에 크게 영향을 받기 때문에 반드시 여성의 인구분율이 의료비와 양의 상관관계만을 가지는 것은 아니다. 예를 들어 경제적 수준이 매우 낮거나 여성의 사회적 지위가 낮은 나라에서는 남성에 비해 의료이용의 기회가 현저히 낮을 수 있기 때문이다. 우리나라의 다른 연구결과에서도 유승흠 등(1988, 1992), 김양균(1992), 김한중과 전기홍(1989)들은 여성의 인구분율이 진료비와 음의 상관관계에 있거나 남성이 여성보다 의료이용이 많다고 보고하였다.

그러나 이러한 연구결과들을 해석함에 있어 연구단위를 고려하여야 할 것이다. 먼저 여성의 인구분율과 진료비와의 음의 상관관계를 보고한 대다수의 논문들이 연구단위가 의료보험 조합단위이다. 그러므로 여성의 인구분율이 높은 조합이 의료이용이 적었다는 것이지 여성이 남성보다 의료이용을 적게 하였는지는 알 수 없다. 마찬가지로 이 연구의 경우에도 분석단위가 의원이므로 개원지역의 여성인구분율이 높은 지역이 진료비가 적었다고 해석될 수는 있으나 여성이 남성보다 의료이용이 적다고 해석할 수 없다. 서수교와 박재용(1995)의 연구에서도 지역의 여성인구분율은 진료비에 통계학적으로 유의한 영향을 미치지는 않으나 여자환자분율은 통계학적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 보고하였다.

노인인구분율이 증가할수록 진료비는 유의하게 증가하는 것으로 분석되었다. 이는 김인곤(1995), 유승흠(1994), 감신(1993), 김한중(1989)의 다른 연구들과 동일한 결과를 보여주었으며, 연령이 고령화됨에 따라 의료이용이 많아진다는 일반적인 연구결과들과도 일치한다. 그러나 이 경우에도 연구단위가 개인이 아닌 의원이므로 해석에 주의가 필요하다.

인구 10만명당 병원병상수가 증가할수록 진료비는 통계적학으로 유의하지는 않지만 감소하는 것으로 분석되었다. 이는 개원지역별로 병원병상수가 진료비에 미치는 영향이 다르기 때문으로 분석되었는데 수도권과 서울시의 경우에는 병원병상수와 진료비가 음의 상관관계를 가지는 반면 지방시, 군, 광역시는 양의 상관관계를 가지기 때문에 함께 분석하였을 때 유의한 상관관계를 나타내지 않은 것으로 추정된다(표 17). 이는 대체로 거대도시화지역에서는 병원과 의원이 대체관계

에 가진다고 해석할 수 있다. 병상수와 외래 및 입원수진율을 분석한 감신(1993)도 외래수진율이 병상수와 음의 상관관계를, 입원수진율에서는 양의 상관관계를 가진다고 보고하였다.

지역 소득의 대리변수인 물가보정 일인당 주민세와 진료비의 관계는 지방시와 군지역에서는 양의 상관관계를 가지지만, 거대도시화지역 여부에 따라 상호작용이 존재하는 것으로 분석되었다. 상호작용(j4*f6)의 회귀계수가 일인당 주민세 변수의 회귀계수보다 절대값이 크고 부호가 반대이므로 거대도시화지역에서는 유의성 여부를 검정할 수는 없지만 음의 상관관계를 가진다고 할 수 있다. 이는 거대도시화지역 여부에 따라 일인당 주민세와 진료비의 관계는 반대의 상관관계를 가진다는 의미이다. 일인당 주민세 변수가 지역소득을 대리한다고 가정하면, 비 거대도시화지역의 의원은 지역소득이 증가함에 따라 진료비도 증가하지만, 거대도시화 지역은 지역소득이 증가함에 따라 진료비의 변동이 없거나 감소하는 것으로 해석될 수 있다. 이러한 결과의 이유로는 거대도시화지역은 이미 소득에 관계없이 충분한 의료소비를 하고 있으므로 소득이 증가한다고 해서 의료소비가 증가하지 않을 수도 있으며, 소득수준이 높을수록 생활환경 또는 생활양식의 차이에 의해 건강수준이 높아져 음의 상관관계도 가능하기 때문일 것이다. 또한 병원과 의원은 일반적으로 경쟁관계에 있으며 이 연구에서도 그렇게 분석되었다. 병원의 의료서비스 가격은 의원보다 높기 때문에 소득이 증가할수록 의원보다는 병원의 외래서비스를 이용할 확률이 높아질 가능성이 존재한다. 산모들의 의료기관 선택요인을 분석한 연구에서도 소득이 높을수록 의원보다는 병원급 이상을 선호하는 것으로 보고하였다(권순호, 1998). 그러므로 거대도시화 지역에서는 지역소득과 진료비와는 유의한 상관관계가 없을 것으로 추정되지만, 이 연구의 한정된 자료로서는 증명할 수 없었다. 이후 이에 대한 심층적인 연구가 필요할 것이다.

# Ⅵ. 결 론

이 연구는 수가인상률을 보정한 의원급 의료보험 진료비에 영향을 미치는 각 요인별로 진료비의 분포를 파악하고 각 요인들이 진료비에 미치는 영향을 분석하였다. 진료비 및 의원에 관계된 자료는 의료보험연합회의 통계자료를 사용하였으며, 각 지역의 사회경제적 지표는 각 자치단체에서 공표한 통계연보를 사용하여 수집하였다. 대표진료과목의 빈도가 총 빈도의 1%미만인 과를 제외한 1996년부터 1998년까지 진료비 실적이 있는 6,687개의 단독개원 의원으로 이루어진 20,061개의 패널자료를 분석에 사용하였다. 그리고 오차의 공분산행열을 1차 자기상관 관계로 가정한 혼합모형을 사용하여 패널자료를 분석하였다.

분석결과 남자의사가 여자의사보다 진료비가 통계학적으로 유의하게 많았으며, 의원의 병상수, 의원당 인구수, 인구중 노인인구분율이 증가할수록 진료비가 통계학적으로 유의하게 증가하였으며, 의사의 연령이 증가할수록 통계학적으로 유의하게 감소하는 것으로 분석되었다. 비 거대도시화지역(지방시와 군지역)에서 지역소득의 대리변수인 물가상승률을 보정한 일인당 주민세가 증가할수록 진료비는 통계학적으로 유의하게 증가하였으나 거대도시화지역(서울시, 광역시, 수도권)여부에 따라 통계학적으로 유의한 질적인 상호작용이 존재하는 것으로 분석되었다. 또한 개원지역과 대표진료과목에 따라서 진료비에 통계학적으로 유의한 차이가 있었다.

위의 연구결과를 종합해 보면 진료 수요와 공급에 영향을 미치는 다양한 변수들이 의료보험 진료비에 통계학적으로 유의한 영향을 미치고 있으며, 이 연구결과들은 진료 수요와 공급에 영향을 미치는 변수들의 변화에 따른 의료비 증감예측에 도움이 될 수 있을 것이다. 예를 들어 신설의대의 증가로 인하여 현재 의사수가 증가되어 진료비가 증가할 것으로 예측하고 있으나, 이는 젊은 의사가 차지하는 분율도 증가시키므로 젊은 의사가 개원한 의원이 생산성이 높다는 이 연구결과에 따른다면 진료비의 증가는 더욱 커질 것으로 예측할 수 있다. 또한 소득과 관련하여서는 거대도시지역보다는 비 거대도시지역의 소득증가가 향후 의료보험

진료비에 더욱 큰 영향을 미칠 것으로 판단된다.

의료보험의 여러 문제들을 해결하기 위한 실증적인 연구는 물론 가장 기본적인 진료비 분포에 대한 연구도 활발히 이루어지지 않은 상황에서 이 연구의 결과가 합리적인 의료보험 정책 수립의 기초 자료로 활용될 수 있기를 기대한다.

# Ⅶ. 참고문헌


감신, 박재용, 예민해. 지역의료보험 재정수지 결경요인. 예방의학회지 1995; 28(1): 153-74

권순호. 의료기관 선택행위와 연관요인: 임산부를 중심으로. 한림대 대학원, 1998

김양균. 의료보험의 급여비에 영향을 미치는 요인분석. 연세대 보건대학원, 1992

김인곤. 인구구조의 변화가 보험급여 진료비에 영향을 미치는 주요인분석. 서울대 보건대학원, 1995

김정호, 정귀원, 전진호, 이채언, 배기택, 김공현, 박형종. 경상남도 개원의의 진료 생산성에 관한 조사연구. 예방의학회지 1991; 24(2): 171-180

김한중, 전기홍. 의료비 상승 요인 분석. 예방의학회지 1989; 22(4): 542-54

김한중, 이영두, 남정모. 의료비 결정요인 분석을 위한 계량적 모형 고안. 예방의학회지 1991; 24(1); 29-36

문옥륜. 의료보장 정책연구. 신광출판사, 1992

박용규, 송혜양. 반복측정과 교차계획 자료의 분석법. 자유아카데미; 1998

박웅섭, 김한중, 손명세, 박은철. 개원전문의 소득에 영향을 미치는 요인분석 1998; 31(4): 770-85

서수교, 박재용. 의원의 의료보험진료비 수입분포와 그 결정요인. 보건행정학회지 1995; 5(1): 1-30

서승환. 미시경제론. 홍문사, 1995

성내경. 반복측정실험과 분석. 자유아카데미, 1997

양재모. 의사수입에 관한 조사. 연세대학교 대학원, 1957

연세대 보건정책 및 관리연구소. 의료보험 수가구조개편을 위한 3차 연구. 연세대 보건정책 및 관리연구소, 1999

유승흠, 조우현, 이용호, 전병율. 우리나라 의사인력의 공급 및 생산성 추계. 예방의학회지 1988;21(1): 61-69

유승흠, 박은철, 손명세. 결정론적 모형에 의한 노인진료비 상승요인 분석. 예방의학회지 1994; 27(1): 135-44

유승흠, 정상혁, 전병률, 손태용, 오현주. 의사인력의 지역별 분포. 예방의학회지 1993; 20(2): 661-71

유승흠, 정상혁, 남정모, 오현주. 인구구조의 변화에 따른 의료비 추계. 예방의학회지 1992; 25(3): 303-11

윤종률, 문옥륜, 허정, 김창엽. 의원의 특성에 따른 상병진단군의 분포에 대한 연구. 보건행정학회지 1993; 3(2): 100-26

이규식. 의료보험통합의 문제점과 연구과제, 연세대 보건행정학과, 1998

이선희, 좌용권. 일부 질환들에서 진료량-진료비, 재원일수와의 관계에 대한 연구. 예방의학회지 1994; 27(4): 793-806

연세대학교 보건정책 및 관리연구소. 의료보험 수가구조 개편을 위한 의료행위 상대가치 개발. 연세대학교 보건정책 및 관리연구소, 1997

이규식. 병원산업의 발전과 중소병원(2차의료기관)의 위치, 중·소병원의 위기와 발전방향 심포지움. 전국대학 보건관리학 교육협의회, 1995

이원재, 이시백. 1차 의료기관에 있어서의 의사의 진료생산성 및 이에 영향을 미치는 요인분석. 인구보건론집 1986; 6: 72-100

의료보험연합회. 99의료보험통계연보. 의료보험연합회, 1999

전기홍, 김한중. 의료보험 본인부담금 인상에 따른 외래이용 변화. 예방의학회지 1992; 25(1) 73-87

정상혁, 유승흠, 김한중. 병원특성에 따른 건당 진료비 분석. 예방의학회지 1990; 23(2): 216-23

정은경, 문옥륜, 김창엽. 의사특성에 따른 외래진료내용의 변이. 예방의학회지 1993; 26(4): 614-27.

조우현, 이선희, 박은철, 손명세, 김세라. 지역간 입원이용 변이에 관한 연구. 예방의학회지 1994; 27(3): 609-26

통계청. 한국의 사회지표. 통계청, 1999

한국지방세연구회. 지방세법편람. 한국지방세연구회, 2000

홍백의. 의료서비스의 접근성 형평에 관한 연구. 서울대 대학원, 1995

Abramson JH. Making sense of data. Oxford university press, 1994

Anderson GJ. Demographic factors affecting health services utilization : a causal model. Med Care 1973; 11(2): 104-20

Baker LC. Differences in earnings between male and female physicians. New Engl J of Med 1996; 334(15): 960-4

Benhamin AE. Determinants of state variations in home health utilization and expenditures under Medicare. Med Care 1986; 24(6): 535-47

Blumberg MS. Inter-area variations in age-adjusted health status. Med Care 1987; 25(4): 340-53

Bombadier C, Fuchs CV, Lillard LA, Warner KE. Socioeconomic factors affecting the utilization of surgical operation. N Engl J Med 1997; 297(13): 699-705

Cambell DM. Why do physicians in neonatal care units differ in their admission thresholds? Soc Sci Med 1984; 18: 365-74

Cherikin DC, Rosenblatt RA, Hart LG, Schneeweiss R, Logenfo J. The use of medical resources by residency-trained family physicians and general internists. Med Care 1987; 25: 455-69

Cicco A, Altman I, Truan TD. Patient load and volume of medical services. Public Health Report 1952; 67(6): 527-34

Dranove D, White W. Agency and the organization of health care delivery. Inquiry 1987; 24(4): 405-15

Dedobbeleer N, Contandriopoulos AP, Desjardins S. Convergence or divergence of male and female physicians' hours of work and income. Med Care 1995; 33: 796-805

Eisenberg JM. Doctors' decision and the cost of medical care. Health Administration Press, Michigan, 1986

Eisenberg JM et al. Use of diagnostic sevices by Physicians in community

practice. Med Care 1981; 19: 297-309

Feldstein PJ. Health care economics. John Wiley & Sons, New York, 1993

Fishbane M, Starfield B. Child health care in the United States; A comparison of pediatrics and general practitioners. New Engel J Med 1981; 305: 52-556

Fuchs V. The growing demand for medical care. N Engl J Med 1968; 25: 125-32

Gbesemete KP, Gerdtham UG. Determinants of health care expenditure in Africa: A cross-sectional survey. World developments 1992; 20: 303-14

Gerdtham UG, Sogaard J, Anderson F, Jonsson B. An econometric analysis of health care expenditure: A cross-sectional survey of OECD countries. J Health economics 1992; 11: 63-74

Golladay FL, et al. Ploucy planning for the mid-level health worker. Inquiry 1976; 13: 80-92

Greenwald HP, Peterson ML, Garrison LP, Hart LG, Moscovice IS, Hall TL, Perrin EB. Interspeciality variation in office-based care. Med Care 1984; 22: 14-29

Golladay FL, Smith KR, Pavenport EJ, Hansen MF, Over AM Jr. Ploucy planning for the mid-level health worker. Inquiry 1976; 13: 80-92

Guzick DS. Jahiel RI.Distribution of private practice offices of physicians with specified characteristics among urban neighborhoods. Med Care 1976; 14(6): 469-88

Hershey JC. Kropp DH. A re-appraisal of the productivity potential and economic benefits of physician's assistants. Med Care 1979; 17(6): 592-606

Hitiris T, Posnett J. The determinants and effects of health expenditure in developed countries. J Health economics 1992; 11(1): 173-85

Horn SD, Horn RA, Moses H. Profiles of physician practice and patient

severity of illness. Am J Public Health 1986; 76(5): 532-5

Leese B. Bosanquet N. High and low incomes in general practice. BMJ 1989; 298: 932-4

Kavin J. A new approach to consumer theory. J Political Economy 1966

Kimbell LJ. Lorant JH. Physician productivity and returns to scale. Health Services Research 1977; 12(4): 367-79

Knickman JR Foltz AM. Regional differences in hospital utilization: How much can be traced to population differences? Med Care 1984; 22(11) 971-86

Kletke PR. Emmons DW. Gillis KD. Current trends in physicians' practice arrangements. From owners to employees. JAMA 1996; 276(7): 555-60

Matteo LD, Matteo RD. Evidence on the determinants of Canadian provincial goverment health expenditure. J Health economics 1998; 17(1) 211-28

McNutt DR. Gmenac: its manpower forecasting framework. Am J Public Health 1981; 71: 1116-24

Menzel PT. Medical costs, moral choices. Library of congress cataloging in publication data, 1983

Grossman M. On the concept of health capital and demand for health. J Political Economy 1972

Mosteller F, Tukey JW. Data anlysis and regression. Addison-Wesley Publishing Company inc. Philippines, 1977

Newhouse JP, Medical care expenditure: A cross-sectional survey. J Human Resouces 1977; 12: 115-31

Parkin D, McGuire A, Yule B. Aggregate health care expenditures and national income: Is health care a luxury good. J Heath economics 1987; 6: 109-24

Reinhaldt UE. A production function for physician serveces. Rev Econ Statistics 1972; 54: 55-72

Roos NP. Predicting hospital utilization by the elderly : The importance of

patient, physician, and hospital characteristics. Med Care 1989; 27(10): 905-19

Rothert ML, Rovner DR, Elstein AS, Holzman GB, Holmes MM, ravitch MM. Differences in medical referral decision for obesity among family practitioners, general internists, and gycologists. Med Care 1984; 22: 42-55

Wilson P, Tedeschi P. Community correlations of hospital use. Health Service Research 1984; 19(3): 333-55

**<부록>**

표 13. 연도별 연구대상과 해당년도의 패널자료의 일반적 특성 비교 (평균±표준편차; 빈도수(%))

| | | 96년 | | | | 97년 | | | | 98년 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 연구대상 | | 패널자료 | | 연구대상 | | 패널자료 | | 연구대상 | | 패널자료 | |
| 의사의 성 | 남자 | 9797 | (87.5) | 5887 | (88.0) | 12324 | (87.3) | 5887 | (88.0) | 12086 | (87.2) | 5887 | (88.0) |
| | 여자 | 1403 | (12.5) | 800 | (12.0) | 1786 | (12.7) | 800 | (12.0) | 1766 | (12.7) | 800 | (12.0) |
| | | $\chi^2$=1.23 | | | | $\chi^2$=2.01 | | | | $\chi^2$=2.55 | | | |
| 대표진료 과목 | 내과계1차진료 | 5962 | (53.2) | 2898 | (43.3) | 7765 | (55.0) | 2898 | (43.3) | 7539 | (54.3) | 2898 | (43.3) |
| | 외과계1차진료 | 1921 | (17.1) | 1327 | (19.8) | 2288 | (16.2) | 1327 | (19.8) | 2188 | (15.8) | 1327 | (19.8) |
| | 내과계특수진료 | 771 | (6.9) | 549 | (8.2) | 955 | (6.8) | 549 | (8.2) | 960 | (6.9) | 549 | (8.2) |
| | 외과계특수진료 | 2551 | (22.8) | 1913 | (28.6) | 3107 | (22.0) | 1913 | (28.6) | 3188 | (23.0) | 1913 | (28.6) |
| | | $\chi^2$=166.51*** | | | | $\chi^2$=250.02*** | | | | $\chi^2$=219.27*** | | | |
| 의사의 연령(세) | | 46.81±10.88 | | 45.33±9.02 | | 46.06±11.10 | | 46.33±9.02 | | 45.98±10.78 | | 47.33±9.02 | |
| | | t=30.78*** | | | | t=-5.79*** | | | | t=-29.41*** | | | |
| 병상수(병상) | | 3.29±6.41 | | 3.24±6.51 | | 3.32 ±6.70 | | 3.26±6.55 | | 3.18 ±6.70 | | 3.23±6.57 | |
| | | t=1.35 | | | | t=1.74 | | | | t=-1.28 | | | |
| 의료보험 진료비(백만원) | | 189.54 ±141.20 | | 207.02 ±144.10 | | 188.52 ±154.03 | | 223.90 ±161.61 | | 205.40 ±166.44 | | 225.69 ±175.36 | |
| | | t=-94.57*** | | | | t=-188.89*** | | | | t=-103.78*** | | | |
| 수가인상보정 의료보험 진료비(백만원) | | 189.54 ±141.20 | | 207.02 ±144.10 | | 174.31 ±142.42 | | 207.03 ±149.43 | | 176.38 ±142.92 | | 193.80 ±150.58 | |
| | | t=-94.57*** | | | | t=-181.64*** | | | | t=-96.17*** | | | |
| 자료수 | | 11,205 | | 6,687 | | 14,115 | | 6,687 | | 13,875 | | 6,687 | |

표 14. 1996년도 의원의 조사변수들간의 상관분석결과

| | 연령 | 병상수 | 의원당 인구수 | 여자인구 분율 | 노인인구 분율 | 인구10만당 약사수 | 물가보정 일인당지방세 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 의사의 연령 | 1 | - | - | - | - | - | - |
| 병상수 | 0.02 | 1 | - | - | - | - | - |
| 의원당인구수 | -0.24*** | 0.05*** | 1 | - | - | - | - |
| 여자인구분율 | 0.14*** | -0.03* | -0.24*** | 1 | - | - | - |
| 노인인구분율 | 0.03** | 0.09*** | 0.36*** | 0.29*** | 1 | - | - |
| 인구10만당병원병상수 | 0.27*** | -0.01 | -0.52*** | 0.28*** | 0.14*** | - | - |
| 물가보정 일인당지방세 | 0.17*** | -0.05*** | -0.49*** | 0.08*** | 0.01 | 0.65*** | 1 |
| 자연대수 수가인상보정 진료비 | -0.45*** | 0.07*** | 0.25*** | -0.07*** | 0.10*** | -0.22*** | -0.17*** |

***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

표 15. 1997년도 의원의 조사변수들간의 상관분석결과

| | 연령 | 병상수 | 의원당 인구수 | 여자인구 분율 | 노인인구 분율 | 인구10만당 병원병상수 | 물가보정 일인당지방세 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 의사의 연령 | 1 | - | - | - | - | - | - |
| 병상수 | 0.02 | 1 | - | - | - | - | - |
| 의원당인구수 | -0.24*** | 0.05*** | 1 | - | - | - | - |
| 여자인구분율 | 0.14*** | -0.03** | -0.28*** | 1 | - | - | - |
| 노인인구분율 | 0.05*** | 0.09*** | 0.32*** | 0.29*** | 1 | - | - |
| 인구10만당병원병상수 | 0.27*** | -0.01 | -0.49*** | 0.29*** | 0.18*** | 1 | - |
| 물가보정 일인당지방세 | 0.17*** | -0.05*** | -0.47*** | 0.12*** | 0.06*** | 0.48*** | 1 |
| 자연대수 수가인상보정 진료비 | -0.48*** | 0.06*** | 0.23*** | -0.08*** | 0.09*** | -0.17*** | -0.16*** |

***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

표 16. 1998년도 의원의 조사변수들간의 상관분석결과

| | 연령 | 병상수 | 의원당 인구수 | 여자인구 분율 | 노인인구 분율 | 인구10만당 병원병상수 | 물가보정 일인당지방세 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 의사의 연령 | 1 | - | - | - | - | - | - |
| 병상수 | 0.01 | 1 | - | - | - | - | - |
| 의원당인구수 | -0.23*** | 0.04** | 1 | - | - | - | - |
| 여자인구분율 | 0.13*** | -0.03** | -0.29*** | 1 | - | - | - |
| 노인인구분율 | 0.05*** | 0.08*** | 0.27*** | 0.26*** | 1 | - | - |
| 인구10만당병원병상수 | 0.27*** | -0.01 | -0.49*** | 0.12*** | 0.07*** | 1 | - |
| 물가보정 일인당지방세 | 0.15*** | -0.05*** | -0.40*** | 0.07*** | 0.05*** | 0.46*** | 1 |
| 자연대수 수가인상보정 진료비 | -0.49*** | 0.06*** | 0.21*** | -0.07*** | 0.10*** | -0.17*** | -0.13*** |

***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

표 17. 개원지역별 자연대수 수가인상보정 의료보험 진료비 혼합모형분석

| | | 지방시 | | 군 | | 광역시 | | 수도권 | | 서울시 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 회귀계수 | t 값 | 회귀계수 | t 값 | 회귀계수 | t 값 | 회귀계수 | t 값 | 회귀계수 | t 값 |
| **시간 비의존형 변수** | | | | | | | | | | | |
| 상수 | | 17.972 | 12.43*** | 18.644 | 8.04*** | 20.528 | 12.71*** | 24.701 | 15.14*** | 19.774 | 26.30*** |
| 의사의 성(여)[1] | | -0.236 | -2.71** | -1.344 | -4.80*** | -0.377 | -6.70*** | -0.236 | -4.55*** | -0.336 | -12.40*** |
| 대표진료 | 외과계1차진료 | -0.950 | -17.97*** | -0.288 | -3.20** | -0.986 | -22.36*** | -0.795 | -14.31*** | -0.965 | -38.81*** |
| 과목[2] | 내과계특수진료 | -0.311 | -4.29*** | -0.136 | -0.44 | -0.255 | -4.03*** | -0.411 | -6.42*** | -0.358 | -10.89*** |
| | 외과계특수진료 | 0.052 | 1.14 | 0.140 | 1.17 | 0.042 | 1.06 | 0.007 | 0.15 | 0.054 | 2.49* |
| **시간 의존형 변수** | | | | | | | | | | | |
| 의사의 | 연령 | 0.072 | 4.69*** | 0.083 | 2.63** | 0.011 | 0.84 | 0.017 | 1.06 | 0.025 | 3.50*** |
| 연령 | 연령*연령 | -0.001 | -7.54*** | -0.001 | -4.01*** | -0.001 | -4.25*** | -0.001 | -4.15*** | -0.001 | -10.03*** |
| 병상수 | | 0.016 | 6.56*** | 0.004 | 0.78 | 0.008 | 3.68*** | 0.017 | 6.64*** | 0.014 | 11.32*** |
| 의원당 인구수 | | 0.000 | 4.51*** | 0.000 | 1.07 | 0.000 | 3.98*** | 0.000 | 1.97* | 0.000 | 11.32*** |
| 인구중 여성인구분율 | | 0.481 | 0.17 | 1.056 | 0.24 | -1.110 | -0.35 | -9.949 | -3.11** | -0.974 | -0.66 |
| 인구중 노인인구분율 | | 2.818 | 3.84*** | 3.428 | 2.60** | -3.285 | -2.40* | 1.800 | 0.99 | 3.273 | 6.58*** |
| 인구10만당 병원병상수 | | 0.000 | 0.54 | 0.000 | 0.78 | 0.000 | 1.86 | -0.000 | -3.26** | -0.000 | -1.00 |
| 물가보정 일인당주민세 | | 0.232 | 2.12* | 0.316 | 0.58 | 0.298 | 1.02 | -1.232 | -2.47 | -0.049 | -1.26 |

1) 남자 기준 2) 내과계 1차진료과가 기준 ***P<0.001 **P<0.01 *P<0.05

## <Abstract>

# Analysis of influencing factors on self-employed physician's revenue from medical insurance



Park Woong-Sub
Dept. of Public Health
The Graduate School
Yonsei University
(Directed by Professor Seung-Hum Yu, M.D., Dr., P.H.)



This study is conducted to investigate the distribution of revenue of the self-employed physicians from medical insurance and to analyze the factors that influence the revenue. The data set consists of 6,687 solo practitioner's panel data over the period 1996-98 resulting in 20,061 observations. To analyze panel data, the mixed model for the repeated measure design were used.

The major findings of this study are as follows;

The revenue of male physicians is statistically significantly higher then that of female. The number of beds that belongs to the practitioner, the provincial population per clinic, the proportion of elderly is significantly positively associated with the revenue, and the age of practitioner in the catchment area is significantly negatively associated with the revenue.

The residential tax per capita as the proxy variable for the income is significantly positively associated with the revenue in the provincial cities and

the counties, but the qualitative interaction exists according to whether the metropolis or not. And the revenue is significantly different for region where clinic is located and the speciality of practitioners.

In conclusion, the various variables, that relates to the medical demand and supply, influence the revenue, and the result of this study will be expected to be useful for expecting the medical insurance expenditure variation resulting form the change of variables that influence the revenue.

---

Key words : medical insurance, self-empolyed physicians, revenue, distribution, mixed model