

의료보험 진료비의 결정요인에 대한 연구

사 공 진[†], 김 진 영

<Abstract>

A Study on The Determinants of the Medical Expenses in the Health Insurance System in Korea

Kong Jin Sa, Jin Young Kim
Department of Economics, Hanyang University

Since the inauguration of the medical insurance system in 1977, the increasing medical expenses which can be menace to the finance of the medical insurance system, have become major concern in the medical insurance field in Korea.

This study focuses on the determinants of the medical expenses in the health insurance in Korea and analyzes the impact of these factors on the increase in the medical expenses.

The empirical work is done using the pooled cross-section and time-series data of the medical insurance for the self-employeds and the industrial workers from the year 1995 to 1997.

The result of this study shows that the main determinants of the medical expenses in the health insurance are the ratio of the population of the aged to the total population, the frequency of the utilization, number of doctors per capita and the regime changes.

Although the increasing trend in the medical expenses seems to be unavoidable, we probably need to add some efficiency to the medical expenses by suppressing the supply and the utilization of the unnecessary medical services.

The fee-for-service reimbursement system of today can't suppress the supply of the

이 논문은 2000년 한양대학교 교내연구비에 의하여 연구되었음.

† 교신저자 : 사공진, 한양대학교 경상대학 경제학부(031-400-5605, jinsakong@hanmail.net)

unnecessary medical services effectively. So we need to convert the present fee-for-service system into DRG's which is known to reduce the medical costs.

The increase in the medical expenses comes from a lot of factors. Therefore, we should develop more systematic and comprehensive measures to control the soaring medical expenses in consideration of the various factors such as demand, supply, and the organizational side of the medical system.

Key Words : medical expenses, financial instability, health insurance, panel study, GLS

I. 서 론

2000년 7월 1일부터 동시에 시작된 의료보험 통합과 의약분업이 시행된 지 1년도 안된 시점에서 우리나라 건강(의료)보험제도는 심각한 재정고갈로 인해 제도의 존폐가 거론될 정도로 누란의 위기에 처해 있다. 보건복지부의 발표에 의하면 지역의료보험의 재정잔고는 2001년 3월 현재 1,300억원으로 평균 6일의 급여분에 불과하고 그 동안 비교적 건설했던 직장의료보험의 재정잔고도 2,800억원(11일분)밖에 되지 않아 특단의 조치가 없는 한 6월경에 가서는 재정의 완전고갈 가능성까지 예견되고 있는 실정이다. 사실 의보통합이나 의약분업 시행 이전에도 학계 일각에서는 의료보험의 재정위기를 누차 경고한 바 있다. 의료보험제도의 수입보다 지출의 증가 속도가 훨씬 빨라 왔기 때문에 의료보험 통합이나 의약분업 시행 이전에도 재정위기의 가능성은 상존했으나 이러한 재정위기를 가속화한 것은 결과적으로 의료보험통합과 의약분업의 시행이라 사료된다. 즉, 의보통합과정에서 노정된 문제로는 지역의료보험에서의 보험료 징수율 저하와 아울러 의료보험 통합과정에서 알 수 있듯이 재정에 대한 책임없이 적립금 쓰기 경쟁을 벌이는 총체적 도덕적 해이(moral hazard)라 할 수 있으며 이들이 의료보험의 재정불안을 1차적으로 야기시켰다고 할 수 있다.

또한, 의약분업 시행 전후, 1년여 간에 이루어진 5차례의 의보수가 인상은 필연적으로 의보 재정고갈을 가속화시켰다. 즉, 1999년 11월(12.8%), 2000년 4월(6%), 7월(9.2%), 9월(6.5%)과 2001년 1월(7%) 등 1년 남짓한 기간에 시행된 5차례의 수가인상은 유례가 없었던 것으로 특히 의사들의 반발을 무마시키기 위해 작년 후반에 시행된 세차례의 의보수가 인상은 1조 8,200억원의 의료급여비 지출을 증가시킨 것으로 나타나 의보재정 악화에 결정적 작용을 한 것으로 여겨진다. 기타 거론되어지는 재정의 급속한 악화원인으로는 의약분업 이후 의료기관들이 고가약을 집중 처방하고 처방일수도 늘림에 따라 줄었어야 할 보험약제비가 오히려 증

가한 것과 수진율 증가 등을 들 수 있다.

이렇게 의료비 증가로 인한 의보재정 악화는 국민경제 전반에 걸쳐 주름을 지우고 있는 바 의료비 증가에 대한 분석이 더욱 절실한 때라 사료된다. 따라서 본 연구의 목적은 의료보험의 재정불안을 초래하는, 지속적으로 상승하고 있는 의료보험 진료비의 결정요인을 분석하고 나아가 효과적인 진료비 억제대책을 강구하고자 하는데 있다.

지속적인 진료비 상승에 초점을 맞추어 진료비 결정요인을 분석함에 있어 기존의 연구들이 주로 단순 추계 및 횡단면 분석에 의존한 것에 반해 본 연구에서는 지역의료보험과 직장 의료보험의 시계열자료와 횡단면자료를 결합(Pooling)하여 함께 추정하는 패널 분석을 시행함으로써, 의료보험 진료비 결정에 있어서의 횡단면 분석의 한계를 극복하고 더욱 효율적인 추정량을 도출하고자 하였다.

분석대상은 비급여를 포괄하는 의료비¹⁾ 개념이 아닌 의료보험 진료비로 한정하기로 하며, 진료비 상승으로 인한 의료보험 재정의 불안과 관련하여 분석하고자 한다.

그러나 의약분업을 전후한 최근의 재정불안에 대한 분석은 관련 자료를 구득할 수 없기에 추후의 연구과제로 남기로 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서는 의료보험 진료비 대한 기존연구를 검토하고 3장에서는 의료보험 진료비와 관련된 현황을 통계치를 이용하여 살펴 본다. 다음장에서는 1995년부터 1997년까지의 패널(Panel)자료를 이용하여 패널분석(Panel Study)을 시행함으로써 의료보험 진료비의 결정요인을 분석하여 의료보험 재정 불안을 야기하는 진료비 양등의 원인을 규명해 본다. 마지막으로 5장에서는 실증분석 결과를 기초로 하여 정책적 제안 및 진료비 억제방안에 대해 논해 보기로 한다.

II. 기존 연구에 대한 검토

본 장에서는 의료보험 진료비에 관한 기존의 연구들을 검토하여 이를 의료보험 진료비의 결정요인에 대한 본 연구에 참고해 보고자 한다. 먼저 노인철 등(1990)은 1989년 전국민의료보험 실시 이후 의료보험 재정안정화에 초점을 맞추어 입원진료비 분석을 통해 진료비 상승요인을 고찰하였다. 분석결과 보험자종별 의료보험 가운데 직장 및 공·교의료보험조합은 재정이 안정적인데 반해, 지역의료보험조합은 불안한 재정상태를 보이고 있는 것을 발견하였다. 연령구조별 분석에 있어서는 45세 이상 연령층의 진료비 상승요인을 지적하였는데 건당

1) 명제일·홍상진(1994)에 의하면 국민의료비는 일정기간 중에 의료소비자 또는 제 3자가 건강의 회복, 유지 및 증진을 위해 국내에서 보건의료분야의 용역 및 재화를 구입 하는데 지출한 직접비용과 미래의 의료서비스 공급능력 확대를 위한 투자지출의 총계이다.

내원일수와 내원일당 진료비가 높기 때문에 진료비 비중이 진료건수에 비해 높고, 만성질환으로 인한 입원증가가 진료비 상승의 요인으로 작용하고 있다고 보았다.

입원진료비에 대한 횡단면 다중회귀분석에 있어서는 입원진료비 결정변수로 입원일수, 전문의수, 의료장비수, 연령, 수술여부 등을 사용하였으며, 그 가운데 입원일수가 모든 의료기관에 있어서 입원진료비에 가장 많은 영향을 미치는 변수로 나타났다. 그리고 의료기관 중 병원에 있어서는 수술여부가 진료비를 상승시키는 주요 요인인 것으로 판명되었다.

의료 수가에 대해서는 현재의 수가수준이 적정수준이 아님을 밝히고 이로 인해 특진과 일반진료의 이중구조의 형태가 나타나고 있으며, 의료공급자는 이러한 낮은 수가를 보상하기 위해 과잉진료의 가능성과, 고가의료서비스로의 유인요소가 강하게 작용하여 향후 진료비의 양등을 초래할 수 있음으로 적정수가체계가 반드시 요구된다고 주장하였다.

사공진(1997)은 1992년부터 1994년까지의 136개 군지역의료보험 및 130개 시지역의료보험으로 구성된 지역의료보험을 대상으로 패널(Panel)분석을 시행하여 지역의료보험에 있어서의 진료비 결정요인을 분석하였다. 의료보험 진료비에 영향을 미치는 변수로 직원 1인당 행정조직수, 조합이 관할하는 면적, 조합관할구역내의 의료기관수, 병상수, 수진율 등을 사용하여 모델을 설정하였다. Panel분석을 통한 일반화최소자승추정(GLS) 결과, 피보험자 1인당 평균 진료비는 시·군지역조합 공히, 행정조직수와는 정의 관계에 있는 것으로 나타났으며, 수진율 또한 진료비와는 정의 관계를 가지며 통계적 유의성이 크고 탄력성 또한 1보다 크게(시지역조합의 경우) 나타났다. 특히, 시지역의료보험의 경우 평균진료비는 관할면적과는 부의 관계가 있는바, 관할면적이 넓을수록 진료비는 감소하는 것으로 나타났으며, 또한 의료기관의 수와 의료보험 진료비와의 관계에 있어서도 부(負)의 관계가 있는 것으로 판명되었다.

군지역의료보험의 경우, 관할면적과 의료기관의 수 공히 평균진료비와 정의 관계에 있는 것으로 나타났다.

한편 엄영숙과 최원철(1998)은 의료시장의 수급균형과정을 설명하는 경쟁시장이론(Competitive Market Theory)과 의료공급자 유발수요가설(Supplier-Induced Demand Hypothesis)을 기초로 1980년부터 1994년까지의 시계열 자료를 사용하여, 의료보험제도 실시 이후 의료비 상승에 영향을 미치는 요인에 대한 실증분석을 시도하였다. 건당진료비에 영향을 미치는 요인으로 수요 측면에 있어서 사용된 변수로는 소득과 본인부담율을 들 수 있으며 진료비와 소득과의 사이에는 정의 관계를 얻은 반면 본인부담율과의 분석에 있어서는 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하였다. 그리고 진료건수와 진료비와는 정의 관계를 나타내어 의료서비스 수요증대를 위한 의료공급자의 유인이 유의하게 작용하고 있음을 의미한다고 보았다. 의료공급측면의 분석에서는 인구당 의사수 및 의료기관수 등을 변수로 설정하여 추정된 결과, 상기 변수 모두 진료비에 통계적으로 유의한 정의 관계가 있는 것으로 나타났다. 즉 인구당

의사수, 의료기관수가 증가함에 따라 건당 의료비 또한 증가하게 되어 유발 수요이론을 뒷받침한다고 보았다.

따라서 우리나라의 의료보험이 적용되는 의료서비스 시장의 수급관계는 경쟁시장이론보다는 유발수요이론에 의해서 설명될 수 있다고 주장하고 있다.

Ⅲ. 우리나라 의료보험 현황에 대한 분석

우리나라 의료보험제도는 국민건강증진과 사회보장의 증진을 통한 인간다운 삶의 영위를 목적으로 1977년 출범하였다. 당시 500인 이상 고용사업장 피고용자를 대상으로 하는 직장 의료보험의 출범을 시작으로 1988년에 이르러서는 5인 이상의 사업장까지 확대 실시하였으며, 공무원과 사립학교 교직원 및 그 피부양자를 대상으로 하는 의료보험은 1979년 1월부터 실시되었다. 1988년에 이르러서는 농·어촌 지역주민에게 의료보험 혜택이 이루어 졌으며, 이듬해인 1989년 7월 도시지역 자영업자에게도 보험급여가 이루어짐으로서 전국민 의료보험 적용이 실현되었다.

그리고 1998년 10월에는 227개 지역의료보험과 공무원·교직원 의료보험관리공단을 통합한 국민의료보험관리공단이 출범하였으며, 1999년 1월에는 조합별 재정운영의 구조적 장벽을 없애고 전국민적인 차원에서 보험재정을 안정적으로 확보하여 이를 기초로 한 적정 수준의 의료서비스를 보장하자는 목적으로 국민건강보험법이 국회를 통과해 2000년 7월부터 지역의료보험이 직장의료보험과 완전 통합되어 소득비례 단일기준의 의료보험료를 부과하게 되었다. 다만, 재정에 있어서는 직장과 지역을 2년간 한시적으로 구분하여 운영 할 계획에 있다. 또한, 2000년 7월부터 국민의 의약품 오남용 방지를 목표로 병·의원에서 진료 전문가인 의사의 처방을 받은 뒤 약국에 가서 의약품 전문가인 약사의 조제를 받아 약을 복용하게 하는 「진료는 의사, 조제는 약사」의 의약분업이 시행되고 있다.

여기서 의료보험 진료비와 관련된 의료보험 재정현황을 살펴보면 다음과 같다. 먼저 의료보험 적용인구의 연도별 추이는 <표 1> 과 같다. 1999년 말 현재 의료보험 적용인구는 직장의료보험이 1,704만명, 국민의료보험관리공단이 2,832만명으로 전체 의료보험 적용인구수는 4,536만명에 이르고 있다.

직장의료보험의 경우 지난 1998년 IMF경제 위기의 여파로 인한 실업자 증가에 따라 적용 대상자가 1997년에 비해 감소되었다가 1999년에 이르러 경기가 회복됨으로 인해 전년에 비해 119만명(7.5%)이 증가한 1,704만명으로 의료보험 전체적용인구의 37.6%를 차지하고 있으며, 지역의료보험의 경우 1999년말 현재 2,347만명으로 전체 적용인구의 52%를 차지하고 있다. 보험자수에 있어서는 직장의료보험조합 중 상업은행과 한일은행이 한빛은행 의료보험조

<표 1> 보험자 증별 의료보험 적용인구 (단위 : 천명)

구분	직장의료보험			국민의료보험관리공단				
	계	피보험자	피부양자	공·교			지역	
				계	피보험자	피부양자	세대수	피보험자
1990	16,155	5,297	10,858	4,603	1,213	3,390	5,616	19,421
1995	16,744	5,776	10,968	4,815	1,390	3,425	7,225	22,457
1996	17,034	5,890	11,144	4,881	1,413	3,468	7,415	22,688
1997	17,101	5,843	11,258	4,938	1,438	3,500	7,601	22,885
1998	15,853	5,121	10,732	4,954	1,418	3,536	7,900	23,665
1999	17,041	5,486	11,555	4,859	1,377	3,482	8,005	23,467

자료 : 보건복지부 보험정책과, 1999.

합으로 합병되었고, 대한전선 의료보험조합이 서울 22지구 의료보험조합으로 편입되어, 직장조합이 140개이고 국민의료보험관리공단을 포함하여 1999년 말 현재 141개가 있다.

한편, 의료보험자증별 재정상황을 살펴보면 <표 2> 와 같다. 직장의료보험의 경우 1996년까지는 보험료 등의 수입이 보험급여비, 관리운영비 등의 지출을 상회하다가 1997년부터 지출이 보험료 수입을 앞지르고 있다. 또한, 국민의료보험관리공단의 공무원 및 사립학교 교직원 의료보험의 경우 1997년을 기점으로 재정흑자에서 지출이 수입을 상회하는 재정적자로 돌아섰으며, 지역의료보험의 경우 재정공동사업의 영향으로 1997년 이후 당기적자는 면하였으나, 1999년 이후 적자를 시현하여 금년에는 누적적립금마저도 소진할 위기에 처해 있다.

<표 2> 보험자 증별 재정현황 (단위 : 백만원)

연도	직장의료보험			국민의료보험관리공단					
	수입	지출	수지차액	공·교			지역		
				수입	지출	수지차액	수입	지출	수지차액
1990	1,080,259	842,258	238,001	357,786	314,277	43,509	994,017	1,007,504	-13,487
1995	2,337,194	1,992,312	344,882	779,326	719,242	60,084	2,497,862	2,364,878	132,984
1996	2,703,797	2,554,706	149,091	944,425	892,306	52,120	2,982,726	3,017,187	-34,461
1997	2,884,301	3,111,758	-227,457	823,581	966,482	-142,901	3,731,943	3,602,468	129,475
1998	3,037,780	3,425,159	-387,379	753,442	1,050,133	-296,690	4,203,382	4,077,237	126,145

자료 : 보건복지부 보험정책과, 1999.

진료비는 피보험자수, 수진율, 건당 진료비 등에 의해 산출되며, 건당 진료비는 수가, 진료일수, 수진강도 등에 의해 산정되는데, 진료비와 관련된 변수들의 증가율을 살펴보면 <표 3>과 같다. 먼저 지속적으로 상승하고 있는 진료비 추이를 살펴보면, 1990년도에 2조 9,419 억원 이었던 의료보험 진료비는 1998년 9조 9,650억원으로 3배 이상 증가하였으며 연평균 16.2%의 증가율을 시현하고 있다. 같은 기간 GDP가 2.5배 증가하여 연평균 12.2%의 증가율을 보이고 있는 것과 비교해 본다면 의료보험 진료비의 증가가 GDP증가 보다 훨씬 빠르게 진행되고 있음을 알 수 있다. 그리고 주목할 만한 사실은 지난 IMF경제위기 상황인 1998년에도 전년 대비 10.9%나 진료비가 상승하고 있는 바, 진료비 증가 추세가 어려운 경제여건 하에서도 줄어들지 않는 것으로 나타났다. 이러한 진료비의 증가 추세는 1995년을 정점으로 하여 점차 그 증가율이 둔화되고 있는데 이러한 추세는 진료건수의 증가(연평균 7.99%)와 비슷한 양상을 보이고 있다.

<표 3> 진료비(약국제외) 관련 변수들의 증가율

연도	GDP	물가수준	진료비	수가수준	진료건수	급여비	보험료
1991	21.09	9.32	8.81	4.58	3.52	6.05	23.79
1992	13.48	6.30	16.59	7.99	8.44	16.47	14.01
1993	12.94	4.77	16.16	6.16	10.14	16.33	7.54
1994	16.54	6.22	11.68	3.24	5.42	12.80	11.50
1995	16.68	4.49	24.41	8.87	15.51	25.72	12.97
1996	10.90	4.90	24.20	12.25	11.82	25.71	15.96
1997	8.32	4.48	17.90	8.15	8.30	16.22	16.85
1998	-0.83	7.48	10.87	7.68	1.42	14.36	7.71
연평균 증가율	12.21	5.98	16.20	7.34	7.99	16.55	13.68

자료 : 통계청, 한국의 주요경제지표, 1999.9
의료보험연합회, 의보동향(1999.7), 의료보험통계연보(90-98).

의료보험 수가는 1990년 이후 연평균 7.34%의 증가율을 시현하고 있는 바, 이는 연평균 물가수준 상승율 5.98%를 상회하고 있다. 또한 진료비 연평균 증가율 16.20%는 진료건수의 연평균 증가율 7.99%를 훨씬 상회하고 있는데 이는 같은 기간 건당 진료비의 급격한 상승에 기인한다고 할 수 있다.

한편, 진료일수와 내원일수의 연평균 증가율을 살펴보면 진료일수 증가율이 10.9%로 내원

일수의 증가율 5.1%를 훨씬 앞지르고 있다. 이는 진료일수가 내원일수와 투약일수로 구성된다는 사실을 감안할 때 진료비 증가의 상당부분이 의료인의 직접적인 서비스 제공이 이루어지는 내원일수의 증가 보다 투약일수의 증가에 그 원인이 있다고 할 수 있다.

1990년 이후 연평균 진료비 및 급여비는 16%를 넘는 증가율로 상승하고 있으며, 진료건수는 연평균 7.99%로 상승하고 있다. 즉 이러한 진료비의 상승은 진료건수의 증가보다 상대적으로 의료공급자의 영향을 많이 받는 건당 진료비의 상승에 더 영향을 많이 받는다고 해석할 수 있다. 급여비의 경우 1998년 6조 4,080억원으로 1990년 1조 8,821억원에 비해 3.4배 증가한 것으로 연평균 16.5%증가율을 보이고 있어 연평균 증가율 16.2%를 보이고 있는 진료비 증가율과 유사한 것으로 나타났다.

<표 4> 연도별 진료실적(약국제외) (단위 : 백만원, 만건)

연도	진료비	급여비	진료건수	내원일수	진료일수	수진율
1990	291,977	188,217	12,568	31,025	61,566	3.43
1991	317,705	199,610	13,011	30,979	65,201	3.46
1992	370,398	232,488	14,109	32,318	73,236	3.71
1993	430,250	270,464	15,539	35,066	82,701	4.15
1994	480,483	305,077	16,382	36,100	89,441	4.65
1995	489,717	310,878	20,136	39,854	95,870	5.67
1996	742,372	482,139	21,158	43,346	118,115	5.75
1997	875,273	560,334	22,914	46,016	131,791	6.24
1998	970,391	640,800	23,239	46,253	140,965	6.51
연평균 증가율	16.20	16.55	7.99	5.12	10.91	8.33

자료 : 의료보험연합회, 의보동향(1999.7), 의료보험통계연보(90-98).

수진율은 진료건수의 증가에 비례하는 것으로 연평균 8.33%의 증가율을 보이고 있으며, 특히 1995년의 경우 급여기간의 연장과 노인·장애인에 대한 급여제한 철폐 등에 힘입어 증가율이 연평균 증가율 8.33%를 훨씬 웃도는 21.73%를 시현하고 있다. 그리고 입원수진율과 외래수진율을 나누어 살펴볼 경우 외래의 경우가 8.4%로 입원의 4.08%보다 그 증가 속도가 빠름을 알 수 있다.

보험자종별 급여(진료)실적을 살펴보면 <표 5> 와 같다. 먼저 전체 진료비② 11조 7,057억

원 중 직장의료보험 진료비가 4조 3,530억원, 국민의료보험관리공단의 진료비가 7조 3,527억원으로 각각 전년 대비 17.3% 및 17.6%의 증가율을 시현하고 있다. 다음으로 진료건수에 있어서는 국민의료보험관리공단이 2억 1,267만건, 직장의료보험이 1억 3,098만건으로 국민의료보험관리공단이 직장의료보험보다 1.6배 많은 것으로 나타났다.

<표 5> 보험자 종별 급여(진료)실적(1999년 말)

구 분	진료건수 (천건)	내원일수 (천일)	진료비 (백만원)	급여비 (백만원)	건당진료비 (원)	내원일당 진료일수(일)	
계	343,640	630,591	11,705,695	7,778,349	34,064	6,182	
총 의료 계 기관	소계	271,956	525,811	11,379,705	7,574,174	41,844	6,702
	입원	4,305	40,119	3,921,581	3,121,289	911,009	64,328
	외래	267,652	485,692	7,458,124	4,452,885	27,865	4,556
	약국	71,683	104,780	325,990	204,175	4,548	1,668
계	130,975	238,457	4,352,982	2,866,749	33,235	6,057	
직장 의료 보 기관 험	소계	103,518	198,706	4,229,610	2,789,316	40,859	6,556
	입원	1,550	13,413	1,379,686	1,098,065	889,987	65,783
	외래	101,967	185,293	2,849,924	1,691,252	27,949	4,566
	약국	27,457	39,750	123,371	77,433	4,493	1,680
계	212,665	392,134	7,352,713	4,911,599	34,574	6,259	
국민 의료 공 기관 단	소계	168,439	327,104	7,150,094	4,784,857	42,449	6,791
	입원	2,754	26,706	2,541,895	2,023,224	922,841	63,565
	외래	165,684	300,398	4,608,200	2,761,633	27,813	4,550
	계	44,226	65,030	202,618	126,742	4,581	1,661

자료 : 의료보험연합회. 의료보험통계연보. 1999

의료보험 진료비 중 보험자가 부담하는 금액인 급여비의 규모를 살펴보면, 직장의료보험이 2조 8,667억원이고, 국민의료보험관리공단이 4조 9,116억원으로 1999년 말 현재, 전체 의료보험 급여비는 7조 7,783억원으로 나타났다. 건당 진료비에 있어서도 국민의료보험관리공단이 3만 4,574원으로 직장의료보험의 3만 3,235원 보다 높게 나타났으며, 약국 이용 역시 국민의료보험관리공단의 진료지표가 직장의료보험을 상회하고 있는 것으로 나타났다. 의료기관 진

2) 진료비는 피보험자수, 수진율, 건당진료비의 세요소의 곱으로 구성되어 있으며, 건당진료비는 진료일수, 수가, 수진강도 등에 의해 결정된다. 반면에, 급여비는 진료비 중 보험자가 부담하는 금액으로 (진료비 - 본인 부담금)을 의미한다.

료실적 중 입원진료가 차지하는 구성비를 보면 입원일수 구성비가 직장보험은 6.8%, 국민의료보험관리공단은 8.2%를 차지하고 있고, 진료비 또한 각각 32.6%, 35.6%를 차지하고 있어 국민의료보험관리공단이 상대적으로 입원진료의 비중이 높은 것으로 나타났다.

<표 6> 의료기관당 의사수 및 병상수 (단위: 개, 명)

구 분	의료기관당 의사수			의료기관당 병상수		
	종합병원	병원	의원	종합병원	병원	의원
1990	68.2	6.3	1.0	292.2	53.2	1.6
1995	85.3	7.0	1.1	364.2	77.3	1.6
1996	93.7	7.1	1.1	372.1	80.6	1.6
1997	101.4	7.4	1.1	387.8	86.8	1.6
1998	114.7	7.3	1.1	449.5	89.1	1.7

자료: 의료보험연합회, 의료보험통계연보, 각연도.

의료기관당 의사의 수는 <표 6> 에서 보듯이 1990년 이후 꾸준히 그 증가 추세를 유지하고 있는 것으로 나타나, 종합병원의 경우 1990년 68.2명에서 1998년 114.7명으로 증가하여 나머지 병원, 의원에 있어서의 의사의 수 증가보다 그 증가세가 빠른 것으로 나타나고 있다.

또한 의료기관당 병상수에 있어서도 종합병원의 경우 1990년 292.2병상이던 것이 1998년에 이르러서는 449.5병상으로 증가하였으며, 병원의 경우 1990년도에 비해 1998년도의 병상수는 1.67배 증가한 89.1병상에 이르고 있는 것으로 나타났다.

IV. 의료보험 진료비 결정요인에 대한 패널 분석

1. 모형설정

의료보험 진료비의 결정요인을 파악하기 위해 추정모형을 지역의료보험과 직장의료보험으로 구분하여 보험자종별로 분석을 시도하였다. 직장의료보험의 경우 직장단위로 조합이 구성되어 있으므로 피보험자의 거주지와 직장주소가 다르기 때문에 지역의료보험과는 다른 모형을 설정해 보았다. 모형의 추정에는 1995년부터 1997년까지의 의료보험 통계연보 및 의료보험연합회의 자료와 통계청의 시·군·구 주요통계지표를 주로 사용하였다.

1) 지역의료보험의 진료비 결정요인에 대한 모형 설정

지역의료보험의 진료비 결정요인 분석을 위한 모형설정에 있어서 주요 가설은 다음과 같다. 먼저 지역조합의 관할면적을 모델에 포함시켰으며, 평균진료비와는 정의 관계가 있을 것으로 예상된다. 사실 관할면적이 진료비와는 직접적인 관계가 없으나 간접적으로 정의 관계가 예상되므로 모델에 포함시켜 본 것이다. 다음으로 유발수요가설을 설명하는 것으로, 진료비 상승의 의료 공급측 요인으로 흔히 간주되는 의사의 수를 진료비의 결정변수로 설정해 보았다. 의료공급자 유발수요가 존재할 경우 이 변수와 진료비 사이에는 정(正)의 관계가 있을 것으로 기대된다. 그리고 의료기술의 발달과 함께 소득수준의 향상 등으로 인한 노인인구의 증가 또한 의료보험 진료비 상승의 중요한 변수가 될 것으로 사료되어 변수로 상정하였으며, 이 또한 의료보험 진료비와는 정(正)의 관계가 있을 것으로 예상된다.

한편, 병원등의 규모를 나타내는 병상수 (Bed Capacity)에 대한 대리변수로서 의료기관의 수를 사용하여 규모가 커질수록 규모의 경제효과가 작용하여 평균진료비를 감소시키는지 여부를 파악해 보려고 한다. 또한, 기존의 의료보험 진료비 연구에서도 지적되었듯이 진료비 상승의 의료 수요측 요인으로 주로 간주되어온 수진율을 변수로 설정하여 과연 예상대로 진료비와 정(正)의 관계가 나타나는지를 알아보기로 한다. 다음으로 의료 소비자(환자) 입장에서는 가격변수의 성격을 갖고 있는 본인부담율을 진료비 결정요인으로 상정하여 진료비와 부(負)의 관계가 있는지를 추정해 보고자 한다. 마지막으로 시간적 변화에 따른 의료보험 급여기간 및 그 적용항목의 확대 등의 영향을 고려하기 위해 시간 가변수(Time Dummy)를 시지역의료보험 모형에 포함하였다.

이러한 가설들을 기초로 하여 지역의료보험에 있어서의 진료비 결정요인 모형을 다음과 같이 설정해 보았다.

<시지역의료보험에 있어서의 패널 모형 설정>

$$AC_{it} = \beta_0 + \beta_1 WiD_i + \beta_2 DOC_{it} + \beta_3 AGE_{it} + \beta_4 HOSP_{it} + \beta_5 SPROP_{it} + \beta_6 FU_{it} + \beta_7 D_{1it} + \beta_8 D_{2it} + \eta_{it} + u_{it} \dots\dots\dots <식 1>$$

$i = 1, 2, \dots, 123, t = 1995, 1996, 1997$

<군지역의료보험에 있어서의 패널 모형 설정>

$$AC_{it} = \beta_0 + \beta_1 WiD_i + \beta_2 DOC_{it} + \beta_3 AGE_{it} + \beta_4 HOSP_{it} + \beta_5 SPROP_{it} + \beta_6 FU_{it} + \eta_{it} + u_{it} \dots\dots\dots <식 2>$$

$i = 1, 2, \dots, 92, t = 1995, 1996, 1997$

지역의료보험의 진료비 결정요인 분석을 위한 모델의 주요 변수에 대한 정의는 다음과 같다.

AC_{it} = i 지역조합(시 또는 군)에서 t 년도에 발생한 평균진료비로서, 여기에는 건당 진료비, 진료일당 진료비, 및 피보험자 1인당 진료비 등의 평균진료비를 이용하여 추정하기로 함.

WiD_i = i 지역조합이 관할하는 면적.

DOC_{it} = i 지역조합의 t 년도 인구 1천명당 의사의 수로 종합병원, 병원, 의원 의사의 수만 포함.

AGE_{it} = i 지역조합의 관할구역내에 있는 65세 이상 인구의 비율, 즉 노령인구의 비중.

$HOSP_{it}$ = i 지역조합의 관할구역내에 있는 t 년도의 요양기관수로서 종합병원, 병원, 및 의원 수를 포함한 변수이며, 한방병원과 약국은 진료비에서 차지하는 비중이 미미하여 제외함. 사실 병원의 규모를 나타내는 변수로서 병상수를 사용하고 싶었으나 조합관할내의 연도별, 병원별 병상수를 구득할 수 없어서 부득이 병의원수를 그 Proxy Variable로 사용하기로 함.

$SPROP_{it}$ = i 지역조합의 t 년도의 본인부담율³⁾.

FU_{it} = i 지역조합의 t 년도의 수진율.

D_{1it} = 시지역의료보험에 있어서의 제도변화(Regime Change)를 나타내는 시간 가변수 (Time Dummy Variable).

$$D_{1it} = \begin{cases} 1 : 1996\text{년 일때} \\ 0 : 1995, 1997\text{년 일때} \end{cases}$$

D_{2it} = 시지역의료보험에 있어서의 제도변화를 나타내는 시간 가변수(Time Dummy Variable)로서 1 = 1997년이고, 0 = 1995, 1996년임.

위 모형에서 η_{it} 는 관찰할 수는 없지만, 종속변수에 영향을 미치는 변수로서 i 지역의료보험조합에 특수한 효과, 즉 Individual Specific Effect이며, $N(0, \sigma_{\eta_i}^2)$ 이라 가정한다.

한편, μ_{it} 는 일반적 확률 오차항이며, $N(0, \sigma_{\mu_i}^2)$ 으로서 η_{it} 와 독립이라 가정한다. 그리고 시지역의료보험 모형의 Time Dummy Variable을 제외한 모든 변수는 자연대수의 형태를 취하므로 그 계수는 탄력성을 의미한다.

3) 『의료보험통계연보』에 제시된 의료보험관련지표를 사용하여 다음과 같이 계산함.

본인부담율 = (1건당진료비 - 1건당급여비) / 1건당진료비

2) 직장의료보험의 진료비 결정요인에 대한 모형 설정

직장의료보험에서의 진료비 결정요인에 대한 모형은 지역의료보험과 차이가 있는데 이는 직장의료보험의 경우, 직장단위로 조합이 구성되어 있어 피보험자의 거주지와 직장주소가 다르기 때문이다. 따라서 지역의료보험에서와 같이 조합이 속한 주소지에 있어서의 관할 면적, 요양기관의 수, 의사의 수 등을 포함할 수가 없었고, 대신 관리의 효율성에 대한 지표로서 진료비에 간접적인 영향을 줄 것으로 사료되는 직장의료보험조합이 관장하는 사업장 수를 모형에 포함하였다. 그리고 입원 및 외래수진율을 분석 모형의 변수로 설정하여 예상대로 정의 관계가 나타나는지를 추정해 보고자 하였다.

또한 소득수준의 향상에 따라 의료비가 상승한다는 가설 하에서 피보험자의 월평균 소득을 패널 모형에 포함시켰다. 마지막으로 급여 확대 등의 구조적 변화를 파악하기 위한 시간 가변수(Dummy)를 포함하여 아래와 같은 패널 모형을 설정해 보았다.

$$AC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NJ_{it} + \alpha_2 RINP_{it} + \alpha_3 ROU TP_{it} + \alpha_4 IN_{it} + \alpha_5 D_{1it} + \alpha_6 D_{2it} + \eta_{2i} + u_{2it} \dots\dots\dots <식 3>$$

$$i = 1, 2, \dots, 145$$

$$t = 1995, 1996, 1997$$

직장의료보험에 있어서의 진료비 결정요인 모형의 주요변수는 다음과 같다.

AC_{it} = i 직장의료보험조합의 t 년도에 발생한 평균급여비⁴⁾로서, 여기에는 건당 급여비, 진료일당 급여비, 및 피보험자 1인당 급여비 등을 이용하여 추정하기로 함.

NJ_{it} = i 직장의료보험조합에 속해 있는 t 년도 사업장수.

$RINP_{it}$ = i 직장의료보험조합의 t 년도 입원수진율.

$ROU TP_{it}$ = i 직장의료보험조합의 t 년도 외래수진율.

IN_{it} = i 직장의료보험조합 피보험자의 t 년도 월평균 소득.

D_{1it} = 급여기간 연장 등의 제도변화(Regime Change)를 나타내는 시간 가변수(Time Dummy Variable).

- 1 : 1996년 일때
- 0 : 1995, 1997년 일때

4) 직장의료보험조합에 있어서의 평균진료비(건당, 피보험자 1인당, 진료일당 진료비)에 대한 Data는 구득할 수가 없어 대신 평균 급여비를 이에 대한 대리변수로 사용하여 추정함.

D_{2it} = 급여기간 연장 등의 제도변화를 나타내는 시간 가변수(Time Dummy Variable).

$\left\{ \begin{array}{l} 1 : 1997\text{년 일때} \\ 0 : 1995, 1996\text{년 일때} \end{array} \right.$

위의 모형에서 η_{2it} 는 관찰할 수는 없지만, 종속변수에 영향을 미치는 변수로서 i 직장의료 보험조합에 특수한 효과를 의미한다. 즉 개별적 특수효과(Individual Specific Effect)이며, $N(0, \sigma_{\eta^2})$ 이라 가정한다.

한편, μ_{2it} 는 일반적 확률 오차항이며 $N(0, \sigma_{\mu^2})$ 으로서 η_{2it} 와 독립이라 가정한다. 그리고 Time Dummy Variable를 제외한 모든 변수는 자연대수의 형태를 취하므로 그 계수는 탄력성을 의미하고 있다.

2. 모형의 추정

의료보험 진료비에 대한 기존 연구에서는 횡단면 자료를 이용한 분석을 주로 시도하고 있다. 그러나 이러한 횡단면 분석의 한계는 먼저 그 표본의 크기가 너무 작아서 통계적 추론에 제약이 따른다는 것과 모델 내에 설명변수와 상관관계가 있지만 관찰할 수 없는 변수의 존재를 감안할 수 없다는 것이다. 또한 시계열(Time Series)의 영향을 전혀 고려할 수 없다는 것도 횡단면 분석의 큰 단점이라 할 수 있다.

본 연구에서는 지역의료보험과 직장의료보험에 있어서 시계열자료와 횡단면자료를 결합(Pooling)하여 함께 추정하는 패널 분석을 시행함으로써 의료보험 진료비 결정에 있어 횡단면 분석의 한계를 극복하고 더욱 효율적인 추정량 및 탄력성을 도출할 수 있게 되었다.

1) Breusch-Pagan의 LM 검정

Panel 분석을 위해서 먼저 Breusch - Pagan 검정을 통해 η_i 의 존재 여부를 검정하여야 한다. 즉, $H_0 : \sigma_{\eta}^2 = 0$ 의 귀무가설을 검정하여 이 귀무가설이 채택될 경우 η_i 가 존재하지 않으므로 이 경우에 있어서는 통상회귀분석 (Ordinary Least Squares, OLS)를 적용할 수 있다. 하지만, 이 귀무가설이 기각될 경우 η_i 가 존재하므로 오차항은 $(\eta_i + u_{it})$ 와 같이 되어 동일 횡단면 개개인의 Error들이 상관관계가 있게 되며, 이분산이 존재하여 효율적인 추정량을 얻기 위해서는 OLS대신 일반화 최소자승법(GLS추정)을 사용하여야 한다.

위의 가설을 검정하기 위해 Breusch와 Pagan(1980)은 다음과 같은 라그랑지 승수 검정(Lagrange Multiplier Test)을 고안하였는데, 이는 귀무가설에서 다음의 통계량이 점근적으로 $\chi^2_{(1)}$ 분포를 한다는 것이다.

$$H_0 : \sigma_{\eta}^2 = 0$$

$$g = \frac{NT}{2(N-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} - 1 \right]^2 \sim \chi^2_{(1)} \dots \dots \dots \langle \text{식 4} \rangle$$

\hat{u}_{it} : 최소자승 잔차

〈식 4〉를 이용한 Breusch - Pagan 라그랑지 승수 검정 결과, 시지역의료보험과 군지역의료보험의 경우 g 값은 각각 42.67, 19.74로 10%의 유의수준 하에서 $\chi^2_{(1)}$ 의 임계치 2.7보다 큰 것으로 나타나 지역의료보험에 있어서의 특수한 개별적 효과 η_{it} 가 존재함을 확인할 수 있었다.

다음으로 직장의료보험조합의 진료비 분석을 위한 모형에 있어서의 라그랑지 승수검정의 결과 g 값은 444.15로 나타나 이 또한 10%의 유의수준 하에서 $\chi^2_{(1)}$ 의 임계치 2.7보다 큰 것으로 나타나 특수한 개별적 효과(Individual Specific Effect) η_{it} 가 존재하는 것으로 확인되었다.

2) 의료보험 진료비에 대한 Panel분석 결과

의료보험 진료비 결정요인 분석을 위한 식 〈식 1〉, 〈식 2〉, 〈식 3〉의 일반화 최소자승 추정(GLS) 결과는 다음과 같다.

(1) 지역의료보험의 진료비 결정모형 추정 결과

모형의 추정에는 건당 진료비, 진료일당 진료비, 피보험자 1인당 진료비 등 3가지의 평균 진료비를 종속변수로 이용하여 추정하였는데, 그 가운데 피보험자 1인당 진료비가 모형의 설명력 등이 가장 뛰어나 이를 종속변수로 이용하기로 하였다.

〈표 7〉의 추정결과를 보면 시·군지역의료보험의 관할면적(WID)과 진료비와의 관계에 있어서는 시지역의 경우 부(負)의 관계로 다소 의외의 결과를 얻었으며, 군지역의 경우 예상했던 대로 관할구역이 넓을수록 평균진료비는 상승하는 정(正)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 사공진(1997)의 연구 결과와 일치하는 것으로, 도시지역의 경우 군지역에 비해 상대적으로 소득수준이 높고 의료기관 이용형태에 있어서도 보다 크고 고급화된 의료서비스 즉, 종합병원에 대한 선호가 크기 때문에 조합의 관할 구역을 벗어난 의료이용이 이루어지고 있는 것으로 설명할 수 있는 바 조합의 관할 구역을 벗어난 종합병원의 의료수요 증가는 관할구역 내의 병·의원의 수진율 감소로 이어져 관할구역내의 진료비 감소의 결과를 낳은 것으로 사료된다.

<표 7> 지역의료보험에 대한 GLS추정 결과

변수명	종속변수 : 피보험자 1인당 평균진료비			
	시지역의료보험		군지역의료보험	
	계수	t-value	계수	t-value
상수항	11.65	33.37	11.92	16.19
WID(관할면적)	-0.02	-6.56	0.03	2.03
DOC(의사수)	0.15	8.54	0.07	3.75
AGE(노령인구비중)	0.15	8.54	0.01	0.18
HOSP(의료기관수)	-0.02	-2.35	-0.87	-3.35
SPROP(본인부담율)	-0.05	-0.55	-0.58	-2.82
FU(수진율)	0.38	9.13	1.19	21.05
D ₁ (시간 Dummy)	0.16	28.28	-	-
D ₂ (시간 Dummy)	0.26	30.79	-	-
\bar{R}^2	0.96		0.67	

그리고 의사의 수(DOC)가 증가할 수록 시, 군지역 모두 평균 진료비는 증가하고 있으며 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 이러한 의사수의 증가는 의료접근도의 증가로 이어져 진료비 증가의 요인으로 작용한 것으로 보인다. 또한 이러한 의료인의 증가는 의료공급자들 간의 경쟁을 가져오고 이로 인해 현행 행위별수가제(Fee-for-service System) 하에서 의료공급자들은 줄어든 소득의 보전을 위해 필요이상의 검사, 처치 등의 과잉진료를 통한 이윤추구로 자신의 소득을 보전하려 한다고 해석할 수 있다.

이러한 결과는 또한 의료공급자와 의료수요자 사이의 정보의 비대칭성이 존재함으로 가능한 것이며, 이미 다수의 연구에 의해 의료공급자 유발수요로 인한 진료비 상승이 지적된 바 있다. 실제로 Gertham(1992)의 연구에 의하면, 행위별수가제를 시행하고 있는 국가들이 다른 의료비 지출제도를 시행하고 있는 국가들에 비해 의료비 지출이 높다는 사실을 밝힌 바 있으므로 현 행위별수가제 하에서의 의료공급자 유발수요의 발생에 대한 적절한 정책적 대응이 강구되어야 할 것으로 보인다.

시·군지역 공히 노령인구비중(AGE)과 진료비와는 정(正)의 관계가 있는 것으로 나타났으며, 시지역의 경우 그 계수가 0.15, 군지역의 경우 0.01로 전체인구 중 노령인구가 차지하는 비중이 증가할 수록 의료보험 진료비는 증가하는 것으로 나타났다. 다만, 군지역의 경우에는 계수값이 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 우리나라의 경우 98년 말 현재 65세 이상 노인인구는 305만 명으로 전체인구의 6.6%를 차지하고 있으며, 전체의료비에서 노인의료

비는 22.7%를 차지하고 있어 향후 고령화시대로 이행시의 노인의료비의 급상승에 대한 대응책이 시급한 것으로 사료된다.

다음으로 의료기관의 수(*HOSP*)와 진료비와의 관계에 있어서는 부(負)의 관계가 있는 것으로 나타났는데 이는 의료기관 수를 병상수(*Bed Capacity*)의 대리변수로 보고 이러한 병상수의 증가가 의료보험 진료비 감소를 초래하는 규모의 경제 효과가 작용한 것으로 해석할 수 있다. 이러한 의료기관의 수와 진료비와의 관계는 1997년 도시지역 의료보험을 대상으로 한 사공 진의 연구결과와도 일치하는 것이다.

본인부담률(*SPROP*)이 의료보험 진료비에 미치는 효과는 그 계수가 시·군지역 각각 -0.05, -0.58로 나타나 부(負)의 관계가 있는 것으로 판명되었으나 시지역의 경우로는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 본인부담률의 진료비에 대한 효과는 현재 우리나라 의료보험제도인 제3자 지불방식⁵⁾의 영향을 반영하는 것으로, 제 3자 지불방식 하에서 의료이용자는 진료비에 대한 도덕적 해이 현상이 발생하게 된다. 따라서 본인부담률이 증가할수록 의료서비스의 수요자(환자)의 비용의식이 고취됨으로 진료비가 감소하는 것으로 사료된다.

이러한 결과는 연하청(1987)의 연구결과와도 일치하는 것으로 1983년 한해 동안 의료이용이 있었던 공·교 의료보험 피보험자를 대상으로 진료비의 본인부담률이 의료이용도에 미치는 영향을 추정하여 본인부담률이 커짐에 따라서 의료이용량 (외래환자의 방문일수와 입원환자의 재원일수)이 감소하였음을 밝힌 바 있다.

수진율(*FU*)과 피보험자 1인당 진료비와의 관계에 있어서는 그 계수가 시·군지역 각각 0.38, 1.19로 정(正)의 관계가 있는 것으로 나타났으며, 통계적 유의성(*t-value*)도 9.13, 21.05으로 매우 높게 나타났다. 의료보험 진료비 상승요인 중 가장 큰 수요측 요인으로 거론되는 수진율은 급여기간의 연장과 노인·장애인에 대한 급여제한 철폐 등의 급여정책의 변화에 따라 1995년과 1996년에 계속해서 큰 폭으로 상승하여 진료비 상승에 일익을 담당한 것으로 분석된다. 따라서 의료이용자(환자)로 하여금 의료 이용에 있어서 비용의식을 고취할 수 있는 제도의 도입을 통한 수진율 억제와 진료비 급증을 막는데 있어서 중요한 과제라 여겨진다.

마지막으로 제도변화 (*Regime Change*)를 반영하기 위해 시지역의료보험에 한해 포함시킨 시간 가변수(*Time Dummy Variable, D₁, D₂*)의 경우, 그 계수값은 각각 0.16, 0.26이며

5) Alan L. Sorkin, 유승흠 역, 『의료 경제학』, 1989, p. 278.

의료보험제도에 있어서 피보험자는 보험자에게 보험료를 정기적으로 납부하고, 보험자는 의료보험 가입자가 의료기관을 이용할 때 그 의료비를 대신 지불하게 되어있다. 이때 환자는 진료비 지출에 따르는 심리적, 경제적 부담이 경감되어 불필요하게 의료이용을 하거나 과도한 진료를 받는 등의 도덕적 위해 현상이 생긴다.

통계적 유의성도 매우 높게 나타나, 의료보험 급여기간의 연장 및 급여범위의 확대 등의 제도변화가 진료비를 상승시키는 것으로 나타났다. 즉, 1995년에 210일이었던 의료보험 급여기간은 1996년에 와서는 240일로 연장 되었으며, 1997년에는 270일로 매년 30일씩 급여기간이 확대 실시되어 왔다. 또한 1996년에는 CT(컴퓨터단층촬영)에 대한 의료보험급여가 실시된 바 있다.

한편, 의료공급자에 의한 유발수요 창출효과에 대한 보다 정확한 추정을 위해 진료비를 의보수가 인상으로 보정하여 실질변수(Real Variable)로 변환시킨 후 다시 추정한 결과는 <부록>에 게재하였다. 수가로 보정한 추정 결과는 <표 7>의 추정 결과와 대부분 비슷하게 나왔으나, 시지역의 본인부담율 변수의 유의성이 없는 것으로 나타났고 군지역의 경우는 전반적으로 통계적 유의성이 <표 7>의 결과보다 떨어지는 것으로 나타났다.

(2) 직장의료보험의 진료비 결정모형에 대한 추정 결과

직장의료보험에 있어서는 조합별 평균진료비에 대한 자료를 구득할 수 없어서 진료비에 대한 대리변수(Proxy Variable)로 본인부담금을 제외한 건당 급여비, 진료일당 급여비, 피보험자 1인당 급여비 등의 3가지 평균급여비를 종속변수로 이용하여 추정을 하였다.

직장의료보험의 의료보험 급여비(진료비) 결정요인 분석을 위한 <식 3>의 일반화 최소자승추정(GLS)결과는 <표 8>과 같다.

<표 8> 직장의료보험에 대한 GLS추정 결과

종속변수 : 피보험자 1인당 평균급여비		
변수명	계수	t-value
상수항	10.75	34.26
<i>NJ</i> (사업장수)	-0.02	-8.91
<i>RINP</i> (입원수진율)	0.22	6.11
<i>ROUTP</i> (외래수진율)	0.11	4.22
<i>IN</i> (월평균임금)	0.14	6.66
<i>D</i> ₁ (시간 Dummy)	0.17	24.35
<i>D</i> ₂ (시간 Dummy)	0.27	31.48
$\overline{R^2}$	0.87	

추정결과 피보험자 1인당 급여비를 이용한 모형의 설명력 등이 가장 뛰어나 종속변수로 피보험자 1인당 급여비를 평균진료비의 대리변수로 사용하였다. 직장의료보험에 대한 추정

결과를 살펴보면, 사업장 수가 많으면 많을수록 피보험자 1인당 급여비는 감소하는 것으로 나타났으며, 통계적 유의성을 나타내는 t값도 -8.91로 유의적인 것으로 나타났다. 즉, 조합이 관할하는 사업장수가 많으면 많을수록 평균비용이 감소하는 규모의 경제효과가 작용한다고 해석할 수 있다. 그러나 너무 많은 사업장을 관할할 경우, 예를 들어 전국을 관할대상으로 할 경우에는 오히려 규모의 불경제가 작용할 수 있다는 점도 간과해서는 안될 것이다. (사공 진, 1997, 1999)

이러한 결과는 통합이 아닌 조합별 운영방식으로 인한 장점으로 해석 할 수도 있는 것으로, 각 조합들은 통합 일원화된 거대한 조직에 비해 피보험자에 대한 서비스 및 부당 청구된 진료비 환수 등에 있어 보다 효율적인 감사를 행할 수 있다. 따라서 이러한 조합별 운영으로 인해 진료비에 대한 보다 활발한 부당청구환수 기능을 활성화함으로써, 이를 통해 부당한 진료비 상승을 억제할 수 있어 사업장수와 진료비의 관계가 이상의 결과로 나타난 것으로 해석할 수도 있겠다.

한편 입원수진율(*RINP*) 및 외래수진율(*ROUTP*)에 있어서는 두 변수 공히 지역의료보험에서의 결과와 마찬가지로 피보험자 1인당 급여비(진료비)를 상승시키는 요인으로 나타났다. 또한 그 계수는 각각 0.22, 0.11으로 입원수진율이 외래수진율보다 피보험자 1인당 급여비(진료비)에 있어 더 탄력적인 것으로 나타났다.

또한, 월평균 소득이 급여비(진료비)에 미치는 효과에 대해서는 정(正)의 효과가 있는 것으로 나타나, 월평균 소득이 10% 증가할 경우 직장의료보험조합의 피보험자 1인당 급여비는 1.4% 증가하는 것으로 밝혀 졌다. 이는 소득이 높아짐에 따라 인간의 기본적 욕구인 건강증진에 대한 관심이 높아지고, 이에 따라 의료서비스에 대한 수요도 증가하여 의료비가 상승한다는 주장(Parkin 등, 1987)과 일치하는 결과라고 하겠다.

마지막으로 급여기간의 연장 및 급여범위의 확대 등의 제도변화가 진료비(급여비)에 미치는 효과를 나타내는 시간 가변수의 계수는 각각 0.17, 0.27로 나타나 급여기간 및 급여범위의 확대등의 제도변화로 인해 의료보험 진료비(급여비)는 증가하는 것으로 판명되었으며 통계적 유의성 또한 매우 높게 나타났다.

V. 결 론

본 연구에서는 1977년 출범한 우리나라 의료보험제도의 발전과정에 있어 그 동안 노정된 많은 문제점들 가운데 1990년 이후 연평균 16.2%로 급증하고 있는 진료비에 그 초점을 맞추어 1995년부터 1997년까지의 보험자 종별 Panel자료를 사용하여 의료보험 진료비의 결정요인에 대한 분석을 시도하였다. 의료보험 진료비 분석에 대한 기존 연구에서는 주로 단순 추

계 및 횡단면 분석에 의존한 것에 비해 본 연구는 지역의료보험과 직장의료보험에 있어서 시계열자료와 횡단면자료를 결합(Pooling)하여 함께 추정하는 패널 분석을 시도하여, 의료보험 진료비 결정에 있어 횡단면 분석의 한계를 극복하고, 관찰할 수는 없지만 의료보험 진료비에 영향을 미치는 개별적인 특수효과 η_i 의 존재도 발견하여 이를 감안한 추정을 통해 더욱 효율적이며 정확한 추정량을 도출하고자 하였다.

추정결과 지역의료보험의 경우 시·군지역 공히 의사의 수, 노령인구 비중, 수진율 등은 피보험자 1인당 진료비와 정(正)의 관계가 있는 것으로 나타났으며, 의료기관의 수 및 본인 부담율은 피보험자 1인당 진료비와는 부(負)의 관계가 있는 것으로 판명되었다. 직장의료보험의 경우 입원 및 외래수진율, 월평균 소득 등의 변수가 직장의료보험조합의 피보험자 1인당 급여비(진료비)를 상승시키는 것으로 나타났다. 그리고 시지역의료보험과 직장의료보험에 있어 급여기간의 연장 및 의료보험 적용항목의 확대 등의 제도변화를 고려하기 위해 사용된 시간 가변수의 경우 의료보험 진료비(급여비)와 정의 관계가 있는 것으로 판명되었다.

이상의 지역의료보험 및 직장의료보험의 진료비 결정요인에 관한 실증분석 결과, 다음과 같은 진료비 억제방안 및 정책적 함의를 제시할 수 있겠다.

먼저, 의사의 수가 증가할 수록 의료보험 진료비가 증가하는 추정 결과는 의료공급자 유발 수요가설(Supplier-Induced Demand Hypothesis)을 지지하고 있는 바 의료공급자들은 그들의 서비스에 대한 수요를 스스로 창출함으로써 공급측 요인의 증가에 대처하고 있다고 해석할 수 있다. 따라서 우리나라에서 시행되고 있는 행위별수가제 하에서는 의료공급자와 의료수요자 사이의 정보의 비대칭으로 인해 의료공급자의 과잉진료가 행해질 가능성이 있는 바, 의료공급자로 하여금 비용의식을 고취할 수 있는 질병군별 포괄수가제(Diagnosis Related Groups, DRG's)로 지불방식을 전환할 필요성이 있다 하겠다. 1997년 2월부터 54개 요양기관의 5개 질병군 즉, 수정체수술, 편도선수술, 맹장염수술, 정상분만, 제왕절개분만 등에 대해서 시범사업을 실시해오고 있으며, 1999년 2월부터는 시범사업중인 요양기관(790개)과 질병군을 확대 실시하고 있다.

이러한 질병군별 포괄수가제의 도입은 현 행위별수가제 하에서 발생할 수 있는 과잉진료에 따른 진료량 증대를 억제하고 적정진료의 제공을 유도하여 보험재정의 안정을 어느 정도 기대할 수 있을 것으로 예상된다. 그리고 진료비 심사시 의료기관과의 마찰 감소로 인한 진료의 자율성 보장 및 진료비 청구업무의 간소화에 따른 행정비용의 절감 효과 또한 기대할 수 있을 것으로 보인다. 물론 포괄수가제로 인해 제기될 것으로 예상되는 의료서비스의 질의 저하 문제는 의료서비스의 질을 심사할 수 있는 의무감사제도의 도입을 통해 해결할 수 있을 것으로 사료된다.

또한 포괄수가제 뿐만 아니라 환자진료와 의료기관 운영 등에 사용될 총 예산을 사전에

결정하여 의료공급자에게 지불하는 제도인 총액예산제 (Global Budgeting System)의 도입도 고려해 볼 수 있다. 즉 미리 결정된 적정수준의 예산이 지출의 상한선이 되므로 진료비 증가를 통제할 수 있는 하나의 수단이 될 수 있어 이러한 총액예산제 도입을 위한 적극적인 검토가 요구된다고 하겠다.

다음으로 본 연구에서 노령인구비중(AGE)과 의료보험 진료비와는 정의 관계가 있음을 살펴봐왔는데, 이러한 결과는 65세 이상 노령인구가 증가함으로써 만성퇴행성질환의 잠재적 환자수가 증가하고 이것이 고액의 진료비가 요구되어지는 입원환자의 증가로 이어져 진료비 상승의 주요 요인으로 작용하는 것으로 설명될 수 있다. 향후 급여범위의 확대 및 의료기술의 발달, 건강욕구 증대, 예방의학 발달 등으로 인해 노령인구의 증가가 빠르게 진행됨에 따라 진료비는 급속도로 상승할 것으로 예상된다. 1998년 현재 노인인구 비중은 6.6%로 선진국에 비해서는 아직 그 비중이 높지 않은 편에 속하지만 1990년 이후 전체 진료비가 3.4배 증가한데 반해 노인진료비는 6.2배나 증가한 것에서도 알 수 있다시피 향후 노령화 시대의 도래에 따른 노인의료비에 대한 대응책 마련이 시급하다 하겠다. 따라서 공적 장기요양보험의 도입, 간병인 제도, 전문요양원 수준의 진료에 버금가는 방문간호사 제도 등의 정책적 대응이 필요하다고 하겠다.

본 연구에서 의료보험 진료비와 본인부담율과는 부(負)의 관계가 있는 것으로 나타났는데 본인부담율의 증가는 수진율의 감소로 이어져 의료보험 진료비를 감소시키는 것으로 보인다. 그러나 진료비 상승 억제를 위한 본인부담금 상승은 일시적인 효과는 볼 수 있을 것으로 보이나 공급자들의 수요창출로 의료이용율이 다시 원상으로 회복될 수 있다는 (정 익중, 1994) 점을 고려하면, 무조건적인 본인부담금 상승보다는 외래진료에 있어 외래소액진료비 공제제도의 도입을 통한 진료비 억제의 모색이 바람직할 것으로 사료된다.

본 연구에 있어 수진율은 시·군지역 모두 피보험자 1인당 진료비 상승의 주요한 변수로 작용하고 있는 것으로 나타났으며, 탄력성 또한 1보다 크게 나타났다. 따라서 의료소비자(환자)에게 비용의식적인 제도의 도입을 통해 수진율을 통제하는 것이 진료비 상승 억제에 있어서 중요한 과제라 여겨지며 일각에서 제기되고 있는 수진율 비례 보험료 부과 체계는 하나의 정책대안이 될 수 있다고 사료된다. 즉, 보험료의 일부를 가계별 수진율과 연계하여 부과함으로써 의료의 과잉수요도 억제하고 수요자 부담의 원칙에도 부합할 수 있다고 하겠다.

또한 장기적인 측면에서 의료수요의 급증을 완화할 수 있는 하나의 수단으로 공중보건의 강화를 들 수 있다. 인구노령화와 만성질환 구조에 기인하는 의료수요를 거시적인 차원에서 접근하여, 공중보건사업의 방향을 현행의 진료서비스 중심에서 건강증진을 위한 사업으로 전환함과 동시에 노인들의 장기 돌봄서비스와 연계하여 공중보건소의 운영을 획기적으로 제고하는 것이 필요할 것으로 사료된다. 아울러 인구노령화와 관련 급성질환의 치료보다는 만성

질병의 관리에 중점을 두어 전문의료인이 아닌 간호사 등의 보조 인력의 전문교육을 통해서 만성질환자의 장기돌봄서비스가 병원이 아닌 곳에서도 이루어질 수 있는 제도적 뒷받침이 이루어져야 할 것으로 보인다.

한편, 진료비의 급증에 따른 재정불안에 대해서는 의료보험제도 자체의 근본적인 개혁이 필요하다고 여겨지며, 싱가포르식의 의료저축계정 (Medical Savings Account)의 도입은 하나의 정책적 대안이 될 수 있다고 생각된다.

이상으로 우리나라 의료보험 진료비 증가의 원인과 그 대책을 살펴 보았거니와, 이를 통해 금년의 의료보험 재정위기도 어느 정도 설명될 수 있을 것으로 사료된다. 다만 재정위기의 주요 원인의 하나로 지적되고 있는 의보수가 인상이 진료비에 미치는 영향에 대해서는 관련 자료가 집적되는 추후의 연구과제로 남기기로 한다.

<부록 1>

수가인상으로 보정한 지역의료보험에 대한 GLS추정 결과

종속변수 : 피보험자 1인당 평균진료비				
변수명	시지역의료보험		군지역의료보험	
	계수	t-value	계수	t-value
상수항	7.50	24.93	10.21	7.57
WiD(관할면적)	-0.02	-5.76	0.02	0.61
DOC(의사수)	0.17	2.51	0.05	1.47
AGE(노령인구비중)	0.15	8.06	0.001	0.01
HOSP(의료기관수)	-0.01	-1.01	-0.06	-1.34
SPROP(본인부담율)	0.06	0.77	-0.09	-0.22
FU(수진율)	0.28	7.40	0.58	4.60
D ₁ (시간 Dummy)	1.93	390.19	-	-
D ₂ (시간 Dummy)	0.30	39.55	-	-
$\overline{R^2}$	0.99		0.67	

수가인상으로 보정한 직장의료보험에 대한 GLS추정 결과

종속변수 : 피보험자 1인당 평균급여비		
변수명	계수	t-value
상수항	7.68	24.49
NJ(사업장수)	-0.03	-8.91
RINP(입원수진율)	0.22	6.11
ROUTP(외래수진율)	0.12	4.22
IN(월평균임금)	0.14	6.66
D ₁ (시간 Dummy)	1.93	276.19
D ₂ (시간 Dummy)	0.42	48.73
$\overline{R^2}$	0.99	

<부록 2>

Panel 분석6)

1. Panel 분석

Panel Study는 횡단면 자료와 시계열자료를 결합하여 함께 추정하는 계량경제학의 한 분석방법으로서, 일명 Variance (Error)-Components Model 또는 Pooling Cross-Section and Time-Series Analysis 라 한다. 패널자료란, 일정한 횡단면 자료의 구성원에 대해 일정 기간의 시간적 요소가 가미된 자료를 의미하며, 일반적으로 7년 내외의 Short Panel을 사용한다.⁷⁾

Panel Study의 기본적인 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다. 즉,

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \eta_i + u_{it}, \dots\dots\dots <식 1>$$

$$i = 1, 2, \dots\dots N$$

$$t = 1, 2, \dots\dots, T$$

여기서, η_i 는 관찰할 수 없는 개인에 특수한 효과 (Individual Specific Effect)를 의미하는 바, 경영능력, 업무의 효율성, 의료의 질 등을 그 예로 들 수 있다.⁸⁾ u_{it} 는 시간적으로 또한, 횡단면 단위간에 독립이고, 평균이 0, 분산이 σ_u^2 인 오차항이라 가정한다.

위 모형에서, η_i 가 고정되어 있다면, <식 1>은 고정효과 모형 (Fixed Effects Model 또는 Dummy Variable Model)이라 하고, 모든 횡단면 단위들이 공통의 기울기를 가지나, 절편이 달라지게 된다.

한편, Y의 총변동 (Total Sum of Squares, T_{yy})을 두 부분으로 분해하여, 각각 그룹내 변동 (Within Group Variation, W_{yy})과 그룹간 변동 (Between Group Variation, B_{yy})이라 할

6) 자세한 내용은 다음의 논문을 참고하기 바란다.
司空 珍, "Panel Study에 대한 理論的 考察 및 그 適用," 「經濟研究」, 漢陽大學校 經濟研究所, 제14권 제1호, 1993. 5.

7) G. S. Maddala, "The Use of Variance Components Models in Pooling Cross-Section and Time-Series Data," *Econometrica*, 39, 1971, pp. 341-358.

8) 더욱 일반적인 다음과 같은 모형을 고려해 보자.
 $Y_{it} = X_{it} \beta + Z_i \gamma + \eta_i + u_{it}$
여기서 Z_i 는 관찰 가능한, 개인에 특유하고, 시간에 불변인 설명변수로서 η_i 와는 구별된다. 이때 노동경제학에서 흔히 등장하는 예를 들어보면, Y_{it} 를 임금이라 할 때, 임금의 결정요인으로는 X_{it} (경력, 연령)과 Z_i (학력)을 들 수 있고, η_i 는 능력 또는 야망이라 할 수 있다.

때, T_{yy} 는 W_{yy} 와 B_{yy} 의 합으로 표시될 수 있다. 즉,

$$\begin{aligned} T_{yy} &= \sum_{i,t} (Y_{it} - \bar{Y})^2 \dots\dots\dots <식 2> \\ &= \sum_{i,t} (Y_{it} - \bar{Y}_i)^2 + \sum_{i,t} (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2 \\ &= W_{yy} + B_{yy} \end{aligned}$$

여기서, $\bar{Y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_{it}$ 이고, $\bar{Y} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{Y}_i$ 이다.

따라서, 공통의 기울기와 절편을 가지는 최소자승법(OLS)으로 <식 1>을 추정할 경우, 그 추정계수는 다음과 같이 표시 할 수 있다.

$$\hat{\beta}_{OLS} = \frac{T_{xy}}{T_{xx}} \dots\dots\dots <식 3>$$

또한, 공통의 기울기와 각기 다른 절편을 갖는 고정효과 모형으로 <식 1>을 추정할 경우의 추정계수는 아래와 같다.

$$\hat{\beta}_w = \frac{W_{xy}}{W_{xx}} \dots\dots\dots <식 4>$$

여기서, $\hat{\beta}_w$ 는 그룹내의 추정량 (Within Group Estimator) 또는 가변수 최소자승추정량 (Least-Squares-with-Dummy-Variables Estimator, LSDV Estimator) 이라 불리며, 일치성은 항상 가지나, 그룹내의 변동만 고려하기 때문에 비효율적인 성격을 갖는다.

한편, η_i 를 u_{it} 와 같이 확률변수로 취급하여 <식 1>을 추정할 때, 이를 확률효과모형 (Random Effect Model 또는 Variance Components Model)이라 한다.

이때, η_i 가 확률적으로 변하기에, 오차항은 $(\eta_i + u_{it})$ 와 같이 되고, η_i 의 존재 때문에 동일 횡단면 개개인의 잔차들은 상관관계가 있게 된다.

따라서 효율적인 추정량을 얻기 위해서는, 일반화최소자승법 (Generalized Least Squares Method, GLS)을 사용해야 한다.

η_i 와 u_{it} 를 각각 $\eta_i \sim iid(0, \sigma_\eta^2), u_{it} \sim (0, \sigma_u^2)$ 라 가정할 때, 확률효과모형에서의 GLS 추정량은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{GLS} &= (W_{xx} + \theta B_{xx})^{-1} (W_{xy} + \theta B_{xy}) \dots\dots\dots <식 5> \\ \theta &= \sqrt{\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + T \sigma_\eta^2}} \end{aligned}$$

위의 <식 5>에서, θ 값이 1일 때는 GLS추정량과 OLS추정량이 같게 되고, θ 가 0일 때는 (즉 T값이 매우 클 때) GLS추정량과 그룹내추정량 (LSDV추정량) 이 같게 됨을 알 수 있다.

2. 설정오류검정

<식 1>을 시간효과 μ_i 까지 고려한 일반적인 모형은 다음과 같다.

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \eta_i + \mu_i + u_{it} \quad \text{<식 6>}$$

$$i = 1, 2, \dots, N$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

분석의 초기단계에 적용해야 할 첫 번째 절차는 $\sigma_\eta^2 = \sigma_\mu^2 = 0$ 을 검정해 보는 것이다. 즉,

$$H_0 : \sigma_\eta^2 = \sigma_\mu^2 = 0$$

위의 가설을 검정하기 위해 Breusch와 Pagan(1980)은 다음과 같은 라그랑지 승수 검정 (Lagrange Multiplier Test)을 고안하였는데, 이는 귀무가설에서 다음의 통계량이 점근적으로 $\chi^2_{(2)}$ 분포를 한다는 것이다.

$$g = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} - 1 \right]^2 + \frac{NT}{2(N-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} - 1 \right]^2 \sim \chi^2_{(2)} \dots \dots \text{<식 7>}$$

여기서 \hat{u}_{it} 는 최소자승 잔차이다.

위의 g통계량은 두 개항으로 분리하여 사용하면 $\sigma_\eta^2 = 0$ 과 $\sigma_\mu^2 = 0$ 의 귀무가설을 각각 $\chi^2_{(1)}$ 로서 검정할 수 있다. 즉,

$$H_0 : \sigma_\eta^2 = 0$$

$$g = \frac{NT}{2(N-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} - 1 \right]^2 \sim \chi^2_{(1)} \dots \dots \text{<식 8>}$$

$$H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$$

$$g = \frac{NT}{2(N-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} - 1 \right]^2 \sim \chi^2_{(1)} \dots\dots\dots <식 9>$$

만약 귀무가설 ($H_0 : \sigma_\eta^2 = \sigma_\mu^2 = 0$)을 채택할 경우에는 개별효과나 시간효과가 존재하지 않기 때문에 <식 1>에 OLS를 적용함으로써 일치성 있는 추정량을 얻을 수 있다.

그러나 만약 위의 귀무가설을 기각할 경우에는 다음으로 $E(\eta_i | X_{it}) = 0$ 의 가설을 검정해야 한다. 이것은 η_i 가 설명변수와 상관관계가 있는가를 검정하는 것이다. 이의 검정법으로 Hausman(1978)은 다음과 같은 방법을 제시하고 있다.

$$H_0 : E(\eta_i | X_{it}) = 0 \dots\dots\dots <식 10>$$

$$H_A : E(\eta_i | X_{it}) \neq 0$$

$$m = T\hat{q}\hat{V}(\hat{q})^{(-1)}\hat{q} \sim \chi_k^2$$

$$q = \hat{\beta}_w - \hat{\beta}_{GLS}$$

$$V(q) = V(\hat{\beta}_w) - V(\hat{\beta}_{GLS})$$

여기서

V : 각 추정량의 분산-공분산 행렬

k : 상수항을 포함한 설명변수의 수

만일 $E(\eta_i | X_{it}) = 0$ 라는 귀무가설이 채택될 경우, GLS추정량은 일치성과 효율성을 가지나 귀무가설을 채택하거나 기각하건 간에 그룹내 추정량은 일치성을 항상 유지한다.

즉, 위의 귀무가설을 기각하면 확률효과모형에서의 GLS 추정량은 불일치성을 가지나 그룹내 추정량은 그룹간 변동이 제거되었기 때문에 여전히 일치성을 가진다. 그러므로 Hausman은 귀무가설 하에서 통계량 m 이 χ_k^2 분포를 하는 것을 보이고 있다.

참 고 문 헌

- 강암구. 의료보험 진료비 증가추이 분석. 서울대학교 석사학위논문, 1999
- 김명직, 홍상진. 금융시계열분석. 경문사, 1998
- 노인철, 한혜경, 이필도. 의료보험 재정안정화 방안: 진료비 상승억제 측면. 한국보건사회연구원, 1990.
- 사공진. Panel Study에 의한 이론적 고찰 및 그 적용. 경제연구(한양대학교 경제연구소) 1993; 14(1)
- 사공진. 우리나라 지역의료보험조합의 재정안정화 및 최적규모에 대한 연구. 사회보장연구 1997; 13(1)
- 사공진. 사회보험 통합의 규모의 경제효과. 공공경제(한국공공경제학회) 1999; 4(2)
- 신영석, 신현웅, 신종각. 의료보험 진료비 증가요인과 정책과제. 한국보건사회연구원, 1999
- 엄영숙, 최원철. 의료보험제도하의 진료비의 결정요인에 대한 계량경제학적 분석. 1998
- 연하청. 의료보험확대와 재정안정화 방안. 한국개발연구원, 1987
- 의료보험연합회. 의료보험 통계연보. 각년도
- 의료보험연합회. 지역의료보험조합 결산현황. 각년도
- 의료보험연합회. 직장의료보험조합 결산현황. 각년도
- 이규식. 국민의료비 절감을 위한 개혁 방안. 1999
- 이종원, 이상돈. RATS를 이용한 계량경제분석. 박영사, 1995
- 정익중. 의료비 억제책이 의료공급자행태에 미치는 영향에 대한 연구. 서울대학교 석사학위 논문, 1994
- 통계청. 시·군·구 주요 통계지표. 1999
- Abel-Smith B. Cost containment in health care. Occasional Paper on Social Administration, No. 73, Bedford Square Press, London, 1984
- Arrow K. Uncertainty and the welfare economics of medical care. American Economic Review 1963; 53(4)
- Ashby JL, Craig KL. Why do hospitals cost continue to increase?. Health Affairs 1992; Summer
- Barros PP. The black box of health care expenditure growth determinants. Journal of Health Economics 1998; 9
- Baunol WJ. Containing medical costs : Why price controls won't work. The Public Interest 1988; Fall: 37~53

- Gertham UG, Pooling international health care expenditure data. *Journal of Health Economics* 1992; 217~231
- Gertham UG, Sogaard J, Jonsson B, Andersson F. An econometric analysis of health care expenditure: A cross-section study of the OECD countries. *Journal of Health Economics* 1992; 11: 66~84
- Hausman JA. Specification tests in econometrics. *Econometrica* 1978; 46: 1251~1272
- Maddala GS. The use off variance components models in pooling cross-section and time-series data. *Econometrica* 1971; 39: 341~358
- Mooney G. Key issues in health economics. Harvester Wheatsheaf, 1994
- Nanning WG, Newhouse JP, Duam N, Keeler EB, Leibowitz A, Marquis MS. Health insurance and demand for medical care: Evidence from a randomized experiment. *American Economic Review* 1987; 77: 251~277
- Newhouse JP. Medical care expenditure: A cross-national survey. *Journal of Human Resources* 1977; 12: 115~125
- Newhouse JP. Medical care cost: How much welfare loss?. *Journal of Economic Policy* 1989; 5: 75~88
- Parkin D, McGuire A, Yule B. Aggregate health care expenditure and national income: Is health care a luxury good?. *Journal of Health Economics* 1987
- Peden EA, Freeland MS, Insurance effects on U.S. medical spending(1960-1993). *Journal of Health Economics* 1998; 12
- Reinhardt UE. The thory of physician-induced demand: Reflections after a decade. *Journal of Health Economics* 1995; 4: 187~193
- Shavell S. On moral hazard and insurance. *Quarterly Journal of Economics* 1979; 93:541~562