

의료비 상승 요인 분석

연세대학교 의과대학

김 한 중*

고신의과대학

전 기 홍**

= Abstract =

An Analysis of Determinants of Medical Cost Inflation using both Deterministic and Stochastic Models

Han Joong Kim*, Ki Hong Chun**

**Department of Preventive Medicine & Public Health,
Yonsei University College of Medicine.*

***Department of Preventive Medicine & Public Health,
Kosin Medical College.*

The skyrocketing inflation of medical costs has become a major health problem among most developed countries. Korea, which recently covered the entire population with National Health Insurance, is facing the same problem. The proportion of health expenditure to GNP has increased from 3% to 4.8% during the last decade. This was remarkable, if we consider the rapid economic growth during that time.

A few policy analysts began to raise cost containment as an agenda, after recognizing the importance of medical cost inflation. In order to prepare an appropriate alternative for the agenda, it is necessary to find out reasons for the cost inflation. Then, we should focus on the reasons which are controllable, and those whose control are socially desirable.

This study is designed to articulate the theory of medical cost inflation through literature reviews, to find out reasons for cost inflation, by analyzing aggregated data with a deterministic model. Finally to identify determinants of changes in both medical demand and service intensity which are major reasons for cost inflation.

The reasons for cost inflation are classified into cost push inflation and demand pull inflation. The former consists of increases in price and intensity of services, while the latter is made of consumer derived demand and supplier induced demand.

We used a time series (1983-1987), and cross sectional (over regions) data of health insurance.

The deterministic model reveals, that an increase in service intensity is a major cause of inflation in the case of inpatient care, while, more utilization, is a primary attribute in the case of physician visits.

Multiple regression analysis shows that an increase in hospital beds is a leading explanatory variable for the increase in hospital care. It also reveals, that an introduction of a deductible clause, an increase in hospital beds and degree of urbanization, are statistically significant variables explaining physician visits. The results are consistent with the existing theory.

The magnitude of service intensity is influenced by the level of co-payment, the proportion of old age and an increase in co-payment. In short, an increase in co-payment reduced the utilization, but it induced more intensities or services.

We can conclude that the strict fee regulation or increase in the level of co-payment can not be an effective measure for cost containment under the fee for service system. Because the provider can react against the regulation by inducing more services.

Key Words: Medical cost, Health insurance, Utilization, Service intensity

I. 서 론

의료비의 증가는 세계적인 추세로서 의료비 증가 억제 전략의 모색은 많은 선진국들에서 주요한 보건 의료 정책 과제로 되고 있다. 미국의 경우 국민총생산에 대한 의료비가 1960년에 5.3%이던 것이 1981년에 9.8%이었고 1990년에는 12.0%가 될 것으로 추계되고 있다 (Rakich 등, 1985). 일본의 경우는 급속한 경제성장으로 국민총생산 대비 의료비는 1975년 5.2%에서 1986년에는 6.5%에 이르고 있으나 의료비 상승은 국민소득 증가를 상회하고 있으며 최근에 매년 1조엔씩 증가하고 있다 (大塚義治, 1989). 우리나라는 의료비가 1975년에 GNP의 3.0%에서 1985년에 4.8%로 증가하였다 (한국인구보건연구원, 1987).

표 1에서 보는 바와 같이 1980년대 초기에 국민의료비의 증가율은 연간 20%를 상회하고 있음을 알 수 있다.

권순원(1988)은 과거 10년간(1975-1985) 국민의료비가 약 12배 정도 불어난 반면 같은 기간 중 경상 GNP는 7배 조금 넘어 의료비는 급성장기의 경제규모의 확장보다도 훨씬 빠르게 늘어난다는 같은 결론을 보여주고 있다. 이러한 의료비 증가추세는 금년 7월 1일부터 실시된 전국민의료보험과 지난 10년간 급증시킨 의료인력과 시설의 확대에 따라 앞으로 더욱 가속화 될 것으로 전망된다.

표 1. 우리나라 연도별 국민의료비 추계

연도	국민의료비 (억원)	국민의료비 연도별 증가율(%)	국민의료비 / GNP(%)
1975	2,980	-	3.0
1980	14,548	30.6	4.0
1981	18,178	25.6	4.0
1982	22,894	25.9	4.5
1983	27,512	20.2	4.7
1984	31,148	13.2	4.7
1985	35,205	13.0	4.8

자료: 한국은행, 국민계정, 1987; 한국인구보건연구원, 의료 자원과 관리체계에 관한 조사연구, 1987

현재 우리나라의 의료비 규모는 GNP의 5% 정도로서 다른 선진국에 비해 그리 크지 않지만 최근 변화되어 가는 추세를 볼 때 의료비 증가는 우리나라에서도 향후 중요한 정책과제가 될 것으로도 사려된다. 그동안 의료비 증가에 관해 일반은 물론, 학계나 정책담당자들도 큰 관심을 보이지 않았으나 최근 들어 이규식(1988), 권순원(1988), 김한중(1989) 등에 의해 그 중요성과 의료비 억제 방안이 제시되고 있다. 의료비 안정화 방안이 강구되기 위해서는 우선 의료비 증가요인이 밝혀져야 하고 밝혀진 요인 가운데 통제가 가능하고 사회적으로 바람직한 것에 초점을 맞추어야 한다.

이규식(1988)은 보험환자 1인당 진료비 연평균 증가율을 수진율의 증가, 수가상승, 건당 진료비의 증가로

구분하여 수진율의 증가가 주요원인임을 보고하였으며 문옥륜(1989)은 보험 총진료비 증가율을 적용대상의 증가, 수진율의 증가, 건당 진료비의 증가로 구분하여 적용대상 및 수진율의 증가 즉 수요증가 요인이 가장 큰 것을 보고한 바 있다. 그러나 두 경우 모두 보험전체 자료를 가지고 결정론적 모형(deterministic model)을 사용하였고 수요증가의 실제적 요인을 심층적으로 구명하지 못하였다.

따라서 이 연구는 우리나라에서의 의료비 증가요인을 분석하기 위하여 첫째 의료비 증가요인에 대한 이론적 고찰과 둘째 결정론적 모형에 의해 의료비 증가요인을 거시적으로 분석하고 셋째 확률론적 모형(stochastic model)에 의해 수요증가요인과 서비스 강도(intensity)의 증가 요인들을 찾고자 하였다.

II. 이론적 배경

1. 의료비상승 원인

Sorkin(1975)은 의료비 상승을 비용증가에 의한 상승(cost push inflation), 의료수요 증가에 의한 상승(demand pull inflation)과 의학기술 발전에 의한 상승으로 구분하였다. 이중 의학기술 발전은 결국 비용상승으로 이어지기 때문에 의료비 상승은 크게 비용증가에 의한 상승과 수요증가에 의한 상승의 두가지로 나눌 수 있다. 다시 비용증가에 의한 상승을 원인에 따라 구분하여 크게 두가지로 나눌 수 있는데 하나는 의료서비스 가격(실제로는 투입요소의 가격)이 상승하는 것이고 다른 하나는 특정 질병당 혹은 방문당 서비스 양 또는 강도(intensity)가 증가하는 경우이다. 또 수요증가에 의한 상승도 주체에 따라 공급자에 의한 수요증가와 소비자에 의한 수요증가로 분류할 수 있다(그림 1).

비용상승	수요증가
가격상승 (A)	소비자에 의한 수요증가 (C ₁)
서비스 강도 또는 양의 증가 (B)	공급자에 의한 수요증가 (C ₂)

그림 1. 의료비 상승 요인

일정기간동안 인구수를 조정하면 일인당 의료비 증가율은 서비스 가격상승율(A), 외래방문(또는 입원)당 서비스 양(강도)의 증가율(B)과 의료수요의 증가율(C₁+C₂)의 곱(multiplication)과 같게 된다. 비용상승중 가격상승 요인은 의료서비스 제공을 위한 투입요소 가격(input price)의 상승으로 하여야 하나 산출의 어려움 때문에 의료서비스 가격을 대용지표로서 사용할 수 있으며 우리나라의 경우 보험수가의 인상률로 측정할 수 있다. 서비스 양 또는 강도의 증가는 같은 질병으로 외래방문 또는 입원 건당 검사, 방사선촬영, 투약 등의 종류와 양이 증가하는 것을 뜻한다.

수요증가요인은 노령인구의 증가, 소득의 증가, 의료보장제도 실시에 따른 가격하락 등에 따른 소비자 행태의 변화에 따른 수요증가와 의료인력 및 시설의 증가와 가격통제에 대한 대응으로서의 진료행태의 변화 등 공급자에 의해 창출되는 수요증가로 구분할 수 있다.

Arnett 등(1986)은 의료비 증가를 5가지 요인으로 구분하여 설명하였다. 인구증가, GNP deflator와 같은 일반적 가격상승지표, 의료수가와 타 물가상승을 비교한 상대지표, 1인당 의료이용량의 변화와 서비스 강도의 변화의 5가지 요인을 가지고 의료비 증가를 추계하였다. 이러한 요인들 중 인구증가를 제외하면 그림 1에서 설명한 요인들과 일치한다.

2. 의료수요에 관한 이론

우리나라의 경우 가격상승은 정부의 가격정책에 따라 결정되므로 더 이상의 분석이 필요없을 것으로 판단된다. 따라서 의료수요 증가와 서비스 강도의 증가는 다시 어떤 요인에 의해 영향을 받는지를 살펴보고자 한다.

의료수요에 관한 연구는 많이 보고되었으나 그 결과들을 요약하면 환자들의 수요에 영향을 미치는 요인들과 의료수요에 의사 또는 병원 등 공급자가 미치는 영향으로 구분할 수 있다. 전자는 질병의 발생유무, 문화적 인구조적 특성, 경제적 요인들로 구성된다. 연령과 의료이용간의 관계는 질병의 발생과 관련이 되며 보통 비선형의 관계를 갖는다(Feldstein, 1983). 예를 들어 가임여성군은 산과 서비스로 높은 의료이용을 하게 되며, 연령이 높아지면 기존의 건강이 훼손됨으로서 의료이용이 높아지는데 Grossman(1972)은 생산함수를 이용하여 이를 설명하였다.

결혼유무나 가족수, 교육수준도 의료이용에 영향을 미치는 요인으로 보고되었다 (Anderson, 1968). 경제적 요인으로는 소득, 의료서비스가격, 시간에 대한 환자들의 가치 등이 의료이용에 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 연구들은 개인이나 가족을 분석단위로 해서 연구한 결과들이다.

한편 의사나 병원 등과 같은 공급자에 의해서도 의료 수요에 영향을 미치는 것으로 나타났는데 이는 주로 지역을 분석단위로 하는 집단자료 (aggregated data)를 이용하여 연구되었다. 지역내 병상수가 증가하면 입원이 증가한다는 Shain과 Roemer(1959)의 보고 이후 공급자에 의해서 수요가 창출된다는 연구결과들이 보고되었다 (Newhouse, 1978 ; Monsma, 1970 ; Rice, 1983).

Davis와 Russell은 의료수요에 관한 연구를 위해 인구수를 조정한 외래방문 모형과 입원 모형을 제시하였다. 두 모형은 외래진료가격, 입원진료가격, 의료보험가입정도, 일인당 평균소득, 평균 병상점유율, 일인당 의사수, 의사중 전문의 비율, 방문당 의사비용 (physician fee), 노인 인구비율과 이민자 비율의 변수들을 포함하였다 (Davis and Russell, 1972). 또 Gold는 병원 외래서비스 이용에 영향을 미치는 요인들을 분석하여 개업의 진료가격 및 입원서비스 가격과 병원 외래서비스 이용의 관계를 도출하였다. 이 모형에서 사용한 독립변수는 개업의 진료가격, 입원서비스 가격, 의료보험 가입비율, Medicaid 적용비율, Medicaid 의사비용 (Physician fee)의 크기, 일인당 의사수, 전문의 비율, 평균 병상점유율, 일인당 평균소득, 노인인구 비율 등이다 (Gold, 1984). 두 연구는 미국의 48개 주 (state)를 분석단위로 하였다.

Davis와 Russell의 연구에서 외래수요는 외래서비스 가격에 크게 영향을 받았으며 입원서비스 가격과 외래수요간의 교차탄력성 (cross elasticity)도 유의한 결과를 보고하였다. 즉 외래서비스 가격의 탄력성이 -1.0 이었고 입원서비스 가격의 교차탄력성은 $0.85-1.46$ 이었다. 이것은 외래서비스 가격이 1% 감소하면 외래수요는 1% 증가하고 입원서비스 가격이 1% 증가하면 외래수요는 약 1%정도 증가하는 것을 의미한다. 또 Gold의 연구에서도 외래서비스 가격이 병원 외래이용에 유의하게 부 (negative)의 영향을 미침을 보고하였다. 위의 연구들은 의료수요에 가격이 영향을 미치고 있는 사실을 실증적 자료로 증명하였다.

의료보험에 가입한 소비자의 입장에서 수요에 영향을 주는 가격은 소비자가 실제로 지출하는 본인부담금 (out of pocket money)이 된다. Scheffler(1984)는 유나이티드 광산 근로자를 대상으로 비용분담제도 (cost sharing program)가 입원과 외래수요에 영향을 미치는 지를 분석하여 입원 및 외래수요 뿐만 아니라 외래진료비, 입원진료비와 재원기간에도 통계학적으로 유의하게 영향을 미친다는 결과를 보고하였다. 즉 비용분담제도가 있는 집단이 전액을 보험자가 보상해 주는 집단보다 의료수요가 유의하게 적었다.

3. 서비스 양 또는 강도의 결정요인

우리나라 의료보험의 경우 가격은 정부의 통제하에 결정되고 정해진 가격하에서 수요와 공급이 결정된다. 그러므로 우리나라와 같은 행위별 수가제에서 정부에 의한 서비스가격의 통제는 공급자의 서비스 행태를 변화시켜 공급자에 의한 서비스 강도 (service intensity)와 수요증가를 야기시킬 수 있다.

실제로 미국에서 1971년부터 1974년까지 시행한 경제안정사업 (Economic stabilization program)에서 의사지불비용을 연간 2.5%로 통제하였으나 서비스 양이 유의하게 증가하여 의사수입 억제를 위한 계획이 실패로 끝났다. 즉 Medicare에서 의사가격상승을 3% 이하로 하였으나 의료수요가 첫해에는 8-11%, 둘째 해에는 9-15% 증가하였고 다음해 의사가격을 23% 증가하였더니 수요가 9% 감소하였다는 보고가 있다 (Rice, 1983).

Rice는 1976년부터 1978년 사이에 의사를 분석단위로 이 기간동안에 있었던 Medicare 환자에 대한 보수지불률의 변화가 공급자에 의한 수요증가를 유인하는지를 분석하였다 (Rice, 1983). 이 연구는 Colorado주의 Medicare 환자에 대한 진료비 청구서 자료를 이용하였고, 3가지 종속변수-서비스 강도 (service intensity), 서비스 양 (service quantity)과 보조검사 서비스 (ancillary service)를 사용하였다.

연구결과 외과계 질병에 대한 보수지불률이 외과계 의료수요에 유의하게 영향을 미쳤으며 외과계 보수지불률의 탄력성이 -0.14 이었다. 이것은 외과계 보수지불률이 1% 감소하면 외과계 의료수요가 0.14% 증가하는 것을 의미한다. 또 내과계 질병의 경우는 유의수준 10% 수준에서 통계학적으로 유의했으며 내과계 보수지불률의

탄력성이 -0.27 이었다. 즉 의사에 대한 보수지불률이 감소하면 의사는 수요를 증가시키고 있음을 뜻하는 것이고 이런 현상은 내과계 질병보다 외과계 질병에서 더욱 뚜렷하였다.

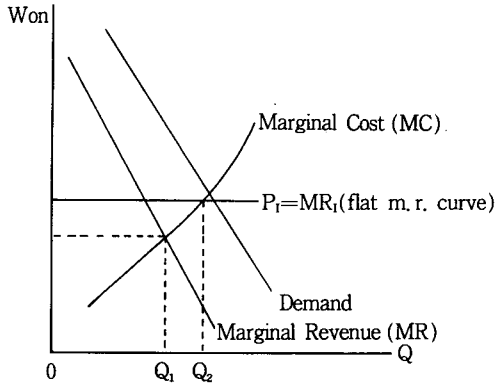


그림 2. 가격통제하에서 서비스 강도의 변화

가격이 시장기능에 의해서 결정될 경우 서비스 양(공급)이 증가할수록 가격도 인하하기 때문에 한계수입은 그림에서 보는 MR곡선처럼 감소하게 되고 한계비용곡선(MC)과 만나는 점인 Q_1 에서 공급량이 결정된다. 그러나 우리나라에서의 보험수가처럼 단위당 가격이 일정할 경우의 한계수입은 공급량에 관계없이 일정하게 된다(MR_1 곡선).

따라서 한계비용이 보험환자의 한계수입(보험수가와 동일)보다 적을 때는 서비스양이 증가할수록 이윤이 증가하게 된다. 따라서 MR_1 와 MC가 만나는 Q_2 까지는 서비스양이 증가하게 된다. 우리나라의 단위당 보험수가가 낮다는 의료계의 주장이 있으나 한계비용보다는 수가가 높은 수준으로 판단된다. 따라서 수입 또는 이익을 극대화한다는 공급자 행태이론에 따라 보험환자의 경우 서비스의 양 또는 강도는 증가된다고 할 수 있다.

Rice의 연구에서 종속변수중 하나인 서비스강도는 상대가치단위(relative value unit)를 사용했으며 내과계 질병과 외과계 질병 모두에서 보수지불률의 변화와 서비스 강도의 변화는 통계학적으로 유의하게 음(negative)의 관계를 보고하였다. 내과계 서비스강도에 대한 보수지불률의 탄력성이 -0.61 이었고 외과계 서비스강도에 대한 보수지불률의 탄력성이 -0.15 이었다. 이것은 보수지불률이 1% 감소하면 서비스강도는 내과계 질병이 0.61%,

외과계 질병이 0.15% 증가함을 의미한다. 이 결과를 의료수요에 대한 Rice의 연구와 연관시키면 보수지불률이 감소하면 의사의 수요유인에 의해 의료수요와 서비스강도가 모두 유의하게 증가한다고 해석할 수 있다.

서비스강도는 공급자에 의해 결정되는 변수이므로 행위별 수가제의 보수지불체계 하에서 공급자의 수익과 밀접한 관계가 있는 서비스 가격이 가장 크게 영향을 미칠 것으로 판단되며, 의사의 경험정도, 전문의 여부, 전문과목(specialty), 성(sex)과 지역(urbanization) 등이 영향을 미칠 수 있다.

III. 연구방법

1. 분석단위 및 자료

이 연구의 분석단위는 직장 및 공·교의료보험의 연도별, 시도별로 집합된 자료이다. 서울, 부산, 대구, 인천, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주의 13개 시도의 직장의료보험 1984년부터 1987년까지 4개년 자료와 공·교의료보험 1985년부터 1987년까지 3개년 자료를 사용하여 각 변수의 전년도 대비 증가율을 산출하였다. 연구에 사용된 자료중 의료이용과 진료비 및 인구특성에 관한 것은 의료보험연합회와 의료보험관리공단에서 매년 발간되는 연보를 사용하였으며 병상수, 의사수, 시설수 등 지역특성에 관련된 것은 보건사회통계연보 및 시도 통계연보를 사용하였다.

2. 연구에 사용된 변수

연구에 사용된 변수는 표 2와 같으며 모든 종속변수는 의료보험 적용인구를 조정하기 위해 적용인구 1인당 연간 증가율로 하였다. 입원은 청구서 한건(case)을 한 번의 입원으로 하였으며 외래는 방문(visit) 한건을 한 단위로 하였다. 입원과 외래의 증가율은 t년도 이용과 t-1년도의 이용의 차이를 t-1년도의 의료이용으로 나누어 산출하였다. 수가인상을 조정한 입원건당 및 외래방문당 진료비 증가율은 건당 서비스강도 증가율을 추정하기 위한 대용지표(proxy indicator)로 사용하였으며 t년도의 입원건당 또는 외래방문당 진료비를 그 해의 수가 인상률로 나누고 이것을 t-1년도의 진료비로 나누어 산출하였다.

표 2. 연구에 사용된 변수들

	변 수 내 용	약어
종속변수	일인당 연간 입원 증가율	ADM
	일인당 연간 외래방문 증가율	OPD
	수가인상을 조정한 입원건당 진료비 증가율	HOSEXP
	수가인상을 조정한 외래방문당 진료비 증가율	OPDEXP
독립변수	의료보험수가 인상률	PRICE
	적용인구중 노인인구(65세 이상) 구성비 증가율	NOLDAGE
	적용인구중 가임여성인구(25-34세) 구성비 증가율	MATERNY
	적용인구중 남성인구 구성비 증가율	SEX
	병상수 증가율	HBED
	의사수 증가율	MD
	의료기관수 증가율	FACIL
	지역의 도시화 정도	URBAN
	의료보험 종류(직장의료보험 : 1, 공·교의료보험 : 0)	TYPE
	외래 정액제 및 병원급이상 의료기관의 본인부담률 인상 여부 (1986년 : 1, 그외 : 0)	DEDUCT

의료보험수가 인상률은 의료보험연합회 연보내에 있는 연도별 인상률을 사용하였는데 인상한 시점이 연도에 따라 차이가 나므로 해당 연도의 각 인상시점에 따라 기간에 의해 보정하여 연간 평균인상율의 개념으로 다시 산출하였다. 노인인구는 65세 이상 인구로 하였으며 가임인구는 임신가능성이 가장 높은 연령인 25세부터 34세까지의 여성으로 하였다. 의료기관에는 보건소와 보건지소도 포함하였다. 지역의 특성을 나타내는 변수인 지역의 도시화(urbanization) 정도는 지역내 시에서 거주하는 인구수를 총 인구수로 나누어 산출하였다.

3. 분석방법

이 연구는 두 단계로 분석하였다. 첫번째 단계는 의료보험적용인구 일인당 연간 진료비 증가율(이하 진료비 증가율)을 결정하는 요인들에 의해 결정론적 모형(deterministic model)을 구성하고 각 요인들의 증가율을 실제 자료를 적용하여 도출하였다. 두번째 단계는 첫번째 단계인 결정론적 모형에서 진료비증가에 중요한 결정요인으로 밝혀진 수요의 증가율과 서비스강도의 증가율을 종속변수로 하고 확률적 모형에 의해 이들 종속변수에

영향을 주는 설명변수들을 찾고자 하였다.

1) 결정론적 모형

본 연구에서 사용된 결정론적 모형은 다음과 같다.

$$EXP_{it} = EXP_{it-1} [(1 + \%CH(U_{it})) (1 + \%CH(P_t)) (1 + \%CH(INT)_{it})]$$

EXP ; 1인당 진료비

U ; 의료이용(입원건수 또는 외래이용 회수)

P ; 가격

INT ; 서비스강도

i ; 의료서비스 종류(i=입원, 외래)

t ; 년도

%CH ; 백분율로 표현된 변화율

가격인상률은 매년 입원, 외래 같은 인상율이 적용되기 때문에 서비스 종류별로 구분하지 않았다. 의료이용과 가격에 관한 정보는 외생변수(exogenous variable)로서 그대로 사용하였으며 서비스강도는 건당 진료비를 가격인상률로 나누어 산출하였다.

윗 식에서 연간 진료비 증가는 요인별로 다시 다음식으로 정리될 수 있다.

$$(1+\%CH(EXP))_t = EXP_{it} = (1+\%CH(U_{it})) \\ \times (1+\%CHCP_t) \\ \times (1+\%CH(INT))_{it}$$

2) 확률론적 모형

연구에 사용된 확률론적 모형은 다음과 같다.

$$Y_{ki} = B_{ko} + (B_{kj}X_{ji}) + E_{ki} \quad (i=1, \dots, n)$$

단 Y_k : 종속변수, kE (ADM, OPD, HOSEXP, OPDEXP)

X_j : 독립변수 (PRICE, NOLDAGE, MATERNY, SEX, HBED, MD, FACIL, URBAN, TYPE, DECUCT)

의료수요 증가율을 결정하는 요인 중 소비자에 의한 수요증가에는 인구구성의 변화에 따른 자연적 증가와 가격(price)에 의한 수요변화가 있을 것이다. 자연적 증가요인은 의료보험 적용인구중 노인인구 구성비 증가율(NOLDAGE), 가입여성 구성비 증가율(MATERNY)과 남성인구 구성비 증가율(SEX)로서 설명하였고, 1986년 1월 1일부터 시행한 외래의 경우 정액제와 병원급이상 의료기관의 본인부담률을 인상함으로써 소비자 부담가격(copayment)이 상승하는 효과가 있었으므로 1985년 대비 1986년에 의료수요의 변화가 있었을 것으로 판단하였다. 따라서 소비자에 대한 가격정책(price policy)의 영향(DEDUCT)을 평가하기 위해 1986년을 가격정책이 있는 것으로 그외 연도는 없는 것으로 하였다.

의료수요 결정요인 중 공급자에 의한 수요증가는 주로 의사에 의한 수요유인(physician induced demand)일 것이다. 이론적 배경에서 언급했듯이 의사에 의한 수요유인은 의사 혹은 병상수의 증가, 의사에 대한 보수와 관련이 있을 것으로 보아 의사수 증가율(MD), 병상수 증가율(HBED)과 의료기관수 증가율(FACIL)의 변수들을 평가하였고 우리나라에서 의사에 대한 보수는 수가에 해당하므로 수가인상율(PRICE)의 영향을 평가하였다. 의료보험 종류를 통제하기 위해 직장의료보험 여부(TYPE)의 변수를 추가하였다. 분석단위가 연도별 시·도이므로 지역간 특성차이를 통제하기 위해 지역의 도시화 정도(URBAN)를 포함시켰다. 한편 서비스강도 증가를 설명하는 변수들은 의료수요 증가의 결정요인들과 동일할 것으로 판단하였다.

확률론적 모형은 중회귀분석(multiple regression)에 의해 도출하였으며 가변수인 의료보험 종류(TYPE)와

본인부담률 인상여부(DEDUCT)를 제외한 모든 변수가 전년도 대비 증가율이므로 중회귀분석 모형에서 회귀계수(regression coefficient)는 탄력성(elasticity)을 의미한다. 본 연구에서 사용한 자료는 분석단위가 연도별 시도이므로 인접한 연도의 관찰치의 오차항 간에 상관이 존재함으로써 회귀모형 적용의 기본 가정을 위배할 가능성이 있다. 다시 말해 자기상관(autocorrelation)이 있을 수 있다. 따라서 회귀모형의 자기상관의 존재여부를 검정하기 위해 Durbin-Watson 검정을 시행하였다. 이 연구의 모든 분석은 SPSS-PC를 사용하였다.

IV. 결 과

1. 결정론적 모형에 의한 의료비 상승요인

최근 5년간 의료비 상승을 각 요인들의 연도별 증가율로 구분하여 그 결과를 산출하였다(표 3).

입원의 경우 1983년을 기준으로 1987년까지 직장의료보험에서 일인당 진료비는 연평균 12.1% 증가하였는데 이 중 수가인상률은 2.4%이었고 일인당 입원진수는 2.0%, 서비스강도는 6.4% 증가하여 서비스강도 증가에 의한 의료비 증가가 가장 컸다. 또 같은 기간동안 공·교의료보험에서도 일인당 입원진료비가 연평균 13.5% 증가하였고 이것은 수가인상률 2.4%, 입원증가율 3.0%, 서비스강도 증가율 6.4%로 나타나 일인당 입원진료비 증가는 직장공·교의료보험 모두 서비스강도의 증가가 가장 중요한 원인이었으며 수요의 증가보다도 2-3배 정도 높게 나타났다.

같은 기간동안 외래 일인당 진료비는 직장의료보험에서 연평균 7.2% 증가하여 입원진료비 증가보다는 적었으며 이는 다시 수가인상률 2.4%, 외래방문 증가율 1.4%와 서비스강도 증가율 2.8% 증가에 의한 결과로 분석되었다. 공·교의료보험에서는 외래진료비 증가율이 10.2%로 약간 높게 나타났으며 보험수가 2.4%, 외래방문 3.8%, 서비스강도 3.0% 증가에 의한 것으로 나타났다. 외래진료비 증가는 입원진료비 증가와 달리 직장의료보험은 서비스강도, 공·교의료보험은 외래방문(수요) 증가가 가장 큰 원인으로 나왔다. 그러나 전반적으로 보면 외래진료비 증가는 외래수요 증가가 중요한 원이라고 판단된다. 특기할만한 사항은 1986년 1월 1일부터 실시된 외래의 정액제와 병원급이상 의료기관의 본인부담

표 3. 최근 5년간 의료비 상승 요인들의 증감 추이

	1983	1984	1985	1986	1987	1983-1987*
1983년 기준 수가지수	-	.032	.058	.084	.095	.095
<u>직장의료보험</u>						
입원						
일인당 진료비(원)	11,915	13,645	15,898	16,178	17,696	.485
	(-)	(.145)	(.165)	(.018)	(.094)	(.121)
일인당 입원건수	.0573	.0576	.0609	.0594	.0619	.080
	(-)	(.005)	(.057)	(-.025)	(.042)	(.020)
연간 수가 인상률	(-)	.032	.025	.025	.010	.024
수가지수로 조정환	207,866	229,634	246,868	251,097	261,015	.256
입원당 진료비	(-)	(.105)	(.075)	(.017)	(.039)	(.064)
외래						
일인당 진료비(원)	24,600	28,561	31,853	29,882	31,702	.289
	(-)	(.161)	(.115)	(-.062)	(.061)	(.072)
일인당 방문일수	5.87	6.69	6.88	5.97	6.21	.058
	(-)	(.140)	(.028)	(-.132)	(.040)	(.014)
연간 수가 인상률	-	.032	.025	.025	.010	.024
수가지수로 조정환	4,190	4,150	4,377	4,620	4,666	.114
방문당 진료비	(-)	(-.010)	(.055)	(.056)	(.010)	(.028)
<u>공교의료보험</u>						
입원						
일인당 진료비(원)	12,994	15,036	16,924	17,855	19,941	.535
	(-)	(.157)	(.126)	(.055)	(.117)	(.134)
일인당 입원건수	.0584	.0597	.0610	.0610	.0653	.118
	(-)	(.022)	(.022)	(.000)	(.070)	(.030)
연간 수가 인상률	-	.032	.025	.025	.010	.024
수가지수로 조정환	222,428	244,166	262,379	270,332	278,943	.254
입원당 진료비	(-)	(.098)	(.075)	(0.030)	(.032)	(.064)
외래						
일인당 진료비(원)	27,113	32,480	35,486	34,659	38,226	.410
	(-)	(.198)	(.093)	(.023)	(.103)	(.102)
일인당 방문일수	6.27	7.11	7.37	6.68	7.22	.152
	(-)	(.134)	(.037)	(-.094)	(.081)	(.038)
연간 수가 인상률	-	.032	.025	.025	.010	.024
수가지수로 조정환	4,326	4,427	4,554	4,786	4,837	.118
방문당 진료비	(-)	(.023)	(.029)	(.051)	(.011)	(.030)

* : 1983년 대비 1987년 증가율
 ()는 전년도 대비 연평균 증가율

를 인상으로 인해 1986년에 외래방문이 전년도에 비해 10%정도 감소한 반면 서비스 강도는 다른 해보다 훨씬 증가했다는 것이다.

2. 의료수요 증가요인

표 4는 모형내 변수들간의 상관관계를 보여준다. 의료 수요 증가율은 병상 증가율, 의료기관 증가율과 유의한 상관관계가 있었으며 서비스 강도는 의료보험 수가 인상률, 병상수 증가율과 통계학적으로 유의한 관련이 있었다. 독립변수 중 병상 증가율, 의사 증가율과 의료기관 증가율은 서로 의미가 비슷할 뿐만 아니라 상호간에 관련성이 커서 다공선상(multicollinearity) 문제를 일으킬 수 있어 종속변수와와의 상관성이 높아 모형을 가장 잘 설명하면서 타당하다고 판단되는 변수를 하나 선택하여 모형에 포함하였다. 그 결과 병상증가율을 서비스 제공자(provider)의 증가 지표로 사용하였다. 왜냐하면 병상 증가율이 모든 종속변수와 유의한 상관관계를 보이며, 종합병원을 선호하는 우리나라 의료이용 양상이 의사나 의료기관 수보다는 병원의 규모를 나타낼 수 있는 병상수가 더욱 타당할 것으로 판단하였기 때문이다.

의료수요 증가요인을 설명하기 위한 중회귀분석 결과는 표 5와 같다.

입원증가율에 통계학적으로 유의하게 영향을 미치는

변수는 병상증가율이었으며 외래방문 증가율은 본인부담률 인상여부, 병상증가율과 도시화비율에 의해 유의하게 영향을 받았다. 입원수요에 대한 병상수의 탄력성은 0.31이었다. 즉 병상수가 1% 증가하면 입원수요는 0.31% 증가하는 것을 의미한다. 외래수요에 대한 본인부담률 인상여부의 회귀계수는 -0.17 이었다. 이것은 다른조건이 일정할 때 이 정책이 실시된 1986년도에 외래방문이 17% 감소하였음을 뜻한다. 또 병상이 많아질수록 외래수요 증가율도 상승하여 병상수가 입원과 외래를 포함한 진료능력 전체를 나타내는 대응지표가 될 수 있음을 보여 준다. 한편 도시화가 진행 될수록 외래수요 증가율은 감소한다는 결과가 나왔는데 이는 측정단위가 전년대비 증가율이기 때문에 도시화가 많이 된 지역에서는 이미 외래방문이 높았기 때문에 상대적으로 증가율이 둔화되는 것으로 해석할 수 있다.

3. 서비스강도 증가요인

입원 서비스강도 증가율에 통계학적으로 유의하게 영향을 미친 변수는 외래의 본인부담률 인상여부와 수가인상률이었다(표 6). 전자의 회귀계수는 -0.05로 본인부담률이 증가한 1986년에 입원서비스 강도가 전년도에 비해 5% 감소하였고 후자의 회귀계수는 3.55로 보험수가가 1% 상승하면 입원 서비스강도가 약 3.6% 증가하

표 4. 변수들간의 상관도표

	ADM	OPD	HOSEXP	OPDEXP	PRICE	NOLDAGE	MATERNY	SEX	HBED	MD	FACIL	URBAN
ADM	1.00											
OPD	0.81*	1.00										
HOSEXP	0.09	0.23	1.00									
OPDEXP	-0.02	-0.42*	-0.11	1.00								
PRICE	-0.18	-0.17	-0.33*	0.23	1.00							
NOLDAGE	-0.01	-0.03	-0.14	-0.23	-0.28*	1.00						
MATERNY	-0.14	-0.25	-0.03	0.08	0.56*	0.04	1.00					
SEX	0.00	0.10	0.13	0.02	0.15	-0.32*	0.03	1.00				
HBED	-0.34*	-0.48*	0.04	-0.44*	-0.10	0.04	-0.01	0.01	1.00			
MD	-0.22	-0.21	0.06	0.05	0.13	-0.09	0.21	0.21	-0.15	1.00		
FACIL	-0.43*	-0.42*	0.05	0.11	0.10	0.02	0.02	0.24	-0.44*	0.29*	1.00	
URBAN	-0.17	-0.17	0.03	-0.11	-0.05	0.10	-0.06	-0.01	-0.07	-0.02	0.20	1.00

* : p<0.01

표 5. 의료수요 증가율에 대한 회귀분석 결과

	입원증가율	외래방문증가율
수가인상률	-1.84 (-0.84)	0.79 (0.45)
노인인구 구성비 증가율	0.17 (0.38)	0.46 (1.35)
가임여성 구성비 증가율	-0.08 (-0.20)	-0.09 (-0.27)
남성인구 구성비 증가율	-0.44 (-0.35)	0.01 (0.01)
병상수 증가율	0.31 (2.56) b	0.37 (3.88) b
도시화 정도	-0.08 (-1.63)	-0.08 (-2.09) a
의료보험 종류	0.03 (0.83)	0.02 (0.83)
본인부담률 인상 여부	-0.04 (-1.25)	-0.17 (-5.94) b
R ²	0.19	0.53
Durbin-Watson statistic (d)	2.39*	1.87*

a : p<0.05

b : p<0.01

()는 t값

* : p<0.05 ($d_L = 1.63, d_U = 1.68$)

표 6. 서비스강도 증가율에 대한 회귀분석 결과

	입원서비스 강도 증가율	외래서비스 강도 증가율
수가인상률	3.55 (4.56) b	0.38 (0.86)
노인인구 구성비 증가율	0.23 (1.51)	-0.20 (-2.30) a
가임여성 구성비 증가율	-0.18 (-1.23)	-0.10 (-1.23)
남성인구 구성비 증가율	-0.08 (-0.19)	0.05 (0.20)
병상수 증가율	-0.01 (-0.27)	-0.08 (-3.51) b
도시화 정도	0.01 (0.36)	-0.01 (-1.28)
의료보험 종류	0.02 (1.45)	-0.00 (-0.51)
본인부담률 인상 여부	-0.05 (-3.67) b	0.03 (3.52) b
R ²	0.14	0.37
Durbin-Watson statistic (d)	1.89*	1.78*

a : p<0.05

b : p<0.01

()는 t값

* : p<0.05 ($d_L = 1.63, d_U = 1.68$)

는 것을 의미한다. 그리고 외래 서비스강도 증가율에 통계학적으로 유의하게 영향을 미친 변수는 본인부담률인상, 병상증가율과 노인인구 구성비 증가율이었으며 다른 조건이 일정할 때 본인부담률 인상 정책이 외래 서비스강도를 3% 증가시켰다. 또 외래 서비스강도에 대한 병상수의 탄력성은 -0.08이었고 노인인구 구성비의 탄력성은 -0.20이었다. 즉 다른 조건이 일정할 때 병상수가 1% 증가하면 외래 서비스강도는 0.08% 감소하며, 노인인구 구성비가 1% 증가하면 외래 서비스강도는 0.20% 감소한다.

V. 토 의

분석단위를 연도별 직장 및 공·교의료보험의 시·도별 자료로 하였기 때문에 시·도간의 특성 차이에 의해 발생할 수 있는 회귀계수의 오류(bias)가 있을 수 있다. 이것은 집단단위(aggregate-level unit)를 사용할 때 분석단위의 변화에 의해 흔히 발생하는 오류로서 사회생태학적 오류(ecological fallacy)라고 한다(Connor and Gillings, 1981). 이와 같은 자료를 위해 특별히 고안된 분석방법(TSCSREG; Time Series Cross Sectional Regression)도 있으나 이 연구의 변수들이 절대적인 수치(absolute value)가 아닌 상대적인 증가율이므로 절대치를 사용할 때와 달리 심한 오류는 없을 것이며 시계열 자료로 인한 자기상관(autocorrelation) 여부를 검정한 결과도 회귀모형 적용이 가능한 것으로 나와 집단단위의 자료(aggregated data)로 인한 문제는 없는 것으로 판단된다. 연구에 사용된 연도를 직장의료보험은 1984년 이후, 공·교의료보험은 1985년 이후로 한 이유는 1983년 이전의 입원, 외래진료비 및 의료이용률의 지역별 자료를 구할 수 없었기 때문이다.

연구의 첫번째 단계인 의료비 상승요인 분석을 위한 결정론적 모형에서 진료비의 증가율은 건당 서비스강도 증가율, 수진율, 강도율과 수가인상률에 의해 결정하였다. 그러나 수가 인상률의 산출방법의 차이 즉 각 처치(procedure) 및 투약(medication)에 대한 가중치 부여의 상이함 때문에 정확한 평균 수가인상률을 산출하기 어렵고, 건당 서비스강도 증가율은 수가인상률에 조정된 건당 진료비 증가율로 나타냈으나 앞서 지적한 수가 인상률의 정확성 문제때문에 건당 서비스강도를 건당 진료비로 완전히 표현

할 수는 없으므로 모형에 의해 산출된 진료비 증가율과 실제 자료에 의한 진료비의 증가율은 일치하지 않는다. 그러나 모형에 의한 진료비 증가율이 실제 자료보다 모두 10% 정도 적어 모형은 일관성(consistency)이 있었으며 안정하였다.

입원의 경우 서비스강도의 증가가 진료비 증가에 가장 크게 영향을 미치고 있다. 서비스강도는 거의 공급자에 의해 결정되는 것이므로 의사 혹은 의료기관에 의한 수요유인으로 해석할 수 있다. 즉 정부의 보험수가 통제에 의해 공급자의 서비스 행태가 변했기 때문이다. 다시 말해 의사 혹은 의료기관은 일정한 수입을 위해 가격통제에 대응하여 입원당 서비스 양(volume)을 증가시키고 있는 것으로 해석할 수 있다.

외래의 경우 연평균 증가율로 판단할 때 진료비 증가에 가장 크게 영향을 미치는 요인이 직장의료보험과 공·교의료보험에서 서로 상이하나, 연도별 증가율을 관찰하면 전반적으로 외래수요 증가가 더 중요한 요인인 것으로 판단할 수 있다. 외래수요 증가 원인은 크게 소비자에 의한 것과 공급자에 의한 것으로 구분할 수 있는데 외래수요 증가가 외래진료비 증가에 중요하게 적용한 이유 중 가격통제에 의한 서비스 제공자의 수요유인 부분이 있을 것으로 생각된다. 왜냐하면 외래는 입원과 달리 서비스강도를 증가시키는 것보다 외래수요를 증가시키는 것이 용이하기 때문이다. 또 1986년에 외래방문이 크게 감소한 반면 외래 서비스강도는 다른 해에 비해 크게 증가한 것도 본인부담률 인상에 따른 수요감소에 대응하는 서비스 제공자의 수요유인으로 해석할 수 있다.

그리고 외래 본인부담률 인상에 의해 1986년 외래수요는 크게 감소하였으나 1987년도는 다른 연도에 비해 훨씬 높은 증가율을 보이는데 이것은 소비자에 대한 가격정책이 일시적 효과(one point effect)만 있고 지속적인 효과가 없음을 뜻한다.

연구의 두번째 단계에서 입원, 외래를 구분하여 서비스강도와 의료수요 증가를 설명하는 모형을 개발하였으나 이론적 배경에서 언급한 바와 같이 의사에 의한 수요유인에 영향을 미치는 보수지불률에 대한 검정에 있어 본 연구는 제한점을 갖는다. 왜냐하면 우리나라에서 보수지불률의 변화는 보험수가의 인상을 의미한다. 연구의 분석단위가 연도별, 보험종류별 시도이기 때문에 보험수가 인상률이 보험종류와 각 시도 구분에 상관없이 일정

하므로 총 연구자료가 연도별 인상률인 4개의 값만을 갖게 되어 회귀계수에 오류(bias)가 발생할 가능성이 매우 크기 때문이다.

외래수요 증가 모형에서 본인부담률 인상이 외래방문을 17% 감소시킨 것은 소비자에 대한 가격정책이 성공했음을 뜻하고 중요한 의미를 갖는다. 17% 감소는 실제 자료에서 직장의료보험의 13.2% 감소와 공·교의료보험의 9.4% 감소보다 큰 것으로 지역을 비롯한 다른 조건들을 통제한 결과이다.

병상수 증가와 외래수요가 정(positive)의 관계에 있는 것은 병상이 있는 병원급 이상 의료기관의 병상증가나 신축이 외래방문을 증가시키는 것을 의미하며 현재 우리나라에서의 종합병원과 대학병원 선호경향을 간접적으로 반영하는 것으로 판단된다. 또 도시화와 외래방문 수요 증가율이 부(negative)의 관계를 보인 것은 도시보다는 지방에서 외래방문 증가 정도가 큰 것을 나타내는 것으로 바람직한 현상이라고 볼 수 있다.

입원 서비스강도 모형에서 외래 본인부담률 인상이 입원 서비스강도를 감소시킨 현상은 논리적으로 설명하기 어려우나 표 3에서 보듯이 최근 5년 동안의 수가인상을 조정한 건당 진료비의 연도별 증가율이 해마다 감소하고 있는 추세에서 우연히 발생한 결과로 생각된다.

외래 서비스강도 모형에서 본인부담률 인상이 외래 서비스강도를 증가시킨 것은 첫번째 단계의 의료비 상승 모형에서 언급한 사실과 일치하는 결과로서 본인부담률 인상이라는 가격정책에 의한 외래수요 감소에 대응하여 서비스제공자가 방문당 서비스 양(volume)을 증가시킨 결과로 해석할 수 있다. 이 결과는 중요한 의미가 있는데 우리나라와 같은 행위별 수가제(fee for service)의 보수지불체계에서 지나친 가격통제정책은 단위가격은 통제할 수 있어도 서비스제공자에 의해 서비스강도의 증가를 유발시켜 결과적으로 총 진료비의 감소는 달성할 수 없다는 것이다. 결국 행위별 수가제의 진료비 지불체계 하에서는 총 진료비의 감소는 어려운 것으로 판단된다.

병상수와 외래서비스 강도가 부(negative)의 관계인 현상은 설명하는데 어려움이 있으나 병상수가 증가함에 따라 외래수요가 증가한 현상과 같이 설명하면 외래수요가 증가함에 따라 환자당 진료시간 감소와 의사의 업무량 과중으로 인해 서비스강도가 감소한 것으로 추측할 수 있다. 또 노인인구가 증가할수록 외래 서비스강도가

감소하는 것은 아무래도 노인의 외래이용은 연령으로 인한 만성병이 많을 것이므로 방문당 서비스 양(volume)이 감소하는 것에 기인한 것으로 생각된다.

이 연구의 제한점은 의료수요 모형과 서비스강도 모형에 정확한 보수지불률을 포함시키지 못한 것이다. 따라서 두 모형의 종속변수들에 유의하게 영향을 미칠 것으로 판단되는 변수가 부정확함으로써 모형의 결과에 오류(bias)가 발생했을 가능성을 배제할 수 없다. 또 앞서 언급한 바와 같이 집단을 분석단위로 함으로써 사회생태학적 오류(ecological fallacy)가 발생할 가능성이 있으나 변수들이 증가율로 표현되었으므로 문제되지 않을 것으로 판단된다.

이 연구는 국민의료비 증가에 크게 영향을 미치는 의료보험 진료비의 증가원인을 밝힘으로써 의료보험 진료비 급여지출을 억제할 수 있는 대안을 마련하는데 도움이 될 수 있을 것이다. 결국 현재 우리나라의 행위별 수가제에 의한 보수지불 체계하에서 보험수가의 통제나 본인부담률 인상 등의 가격정책은 불필요한 서비스강도를 증가시키는 등 공급자들의 행태를 오히려 바람직하지 못한 방향으로 유도하여 의료비 증가억제를 효과적으로 달성할 수 없을 것이다.

VI. 결 론

최근 우리나라의 국민의료비 상승은 의료보험 진료비 증가에 크게 기인하고 있다. 그러므로 이 연구에서는 국민의료비 상승요인을 추정하기 위해 우리나라 의료보험 진료비 증가 원인을 두단계로 나누어 분석하였다.

첫번째 단계는 의료보험 적용인구로 조정한 의료보험 진료비 증가율을 결정하는 결정론적 모형(deterministic model)을 개발하였고 두번째 단계에서는 결정론적 모형에 의해 밝혀진 진료비 증가의 주요 원인인 의료수요 증가와 서비스강도 증가를 설명하는 모형을 고안하였다. 연구는 직장의료보험과 공·교의료보험의 1983년부터 1987년까지의 자료를 사용하였으며 분석단위는 연도별, 보험종류별 시도이었다.

연구결과 의료보험 진료비 증가에 가장 크게 영향을 미치는 요인으로 입원은 서비스강도(service intensity)이었고 외래는 의료수요(medical demand)의 증가이었다.

또 입원수요 증가는 병상증가가 통계학적으로 유의하게 영향을 미쳤으며, 외래수요 증가는 본인부담률 인상이 가장 크게 영향을 미쳤고, 병상증가와 도시화 정도가 통계학적으로 유의하였다. 또 입원 서비스강도는 수가인상과 본인부담률 인상에 의해 영향을 받았으며 외래 서비스강도는 병상증가, 본인부담률 인상과 노인인구 구성비가 유의하게 영향을 미쳤다. 이것을 종합하면 외래 본인부담률 인상은 외래방문 수요를 감소시킨 반면 외래 서비스강도를 증가시켰다.

이 연구는 서비스 가격에 대한 평가를 제대로 할 수 없었다는 제한점이 있으나 의료보험 진료비 증가 원인을 구명하였고, 소비자에 대한 가격정책인 본인부담률 인상이 의료수요에 미친 영향을 평가하였다는데 의의를 찾을 수 있다. 결론적으로 우리나라의 행위별 수가제에 의한 보수지불 체계하에서 보험수가 통제나 본인부담률 인상의 보험정책은 의료비 증가를 억제할 효과적인 대책이 될 수 없을 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

- 권순원. 국민의료비의 추이와 의료비 안정화 대책. 한국개발연구원, 1988
- 김한중. 의료비 증가억제와 보험재정 안정방안. 의료보험 1989 ; 99 : 13-23
- 문옥륜. 한국의 보험의료비 억제 및 재정 안정화대책. 한국 人口保健研究院 주최 醫療保險 財源調達에 關한 세미나 발표자료 II. 1989. 7. 19
- 이규식. 국민의료비 증가 억제 방안. 의료보험 1988 ; 98 : 58-64
- 한국인구보건연구원. 의료자원과 관리체계에 관한 연구. 1987 大塚義治. 日本 醫療保險制度의 現況과 課題. 한국人口保健 研究院 주최 醫療保險財源調達에 관한 세미나 발표 자료 I. 1989. 7. 18
- Anderson R. A Behavioral Model of Family use of Health Services. No. 25. Center for Health Administration, Chicago, 1968.
- Arnett RH, McKusick DR, Sonnefeld ST et al. Projections of Health Care Spending to 1990. Hlth Care Fin Rev 1986 ; 7(3) : 1-36
- Conner MJ, Gillings DB, Greene SB. The Ecological Fallacy : Assessing the Effect of Changing Units of Analysis. Reprint from the 1981. Social Statistics Section Proceedings of the American Statistical Association. p.183-188
- Davis K, Russel L. The Substitution of Hospital Outpatient for Inpatient Care. Review of Economics and Statistics 1972 ; 54(2) : 109-120
- Feldstein PJ. Health Care Economics. John Wiley & Sons. New York, 1983
- Gold M. The Demand for Hospital Outpatient Services. Health Services Research 1984 ; 19(3) : 383-411
- Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. Journal of Political Economy 1972 ; March-April : 223-256
- Monson G. Marginal Revenue and the Demand for Physician Service in Empirical Studies in Health Economics. (ed) Klarman H. Johns Hopkins Press, Baltimore, Md. 1970
- Newhouse J. The Economics of Medical Care p.54-61
- Rackich JS, Longest BB, Darr K. Managing Health Service Organization. W. B. Saunders Company, 1985.
- Rice T. The Impact of Changing Medicare Reimbursement Rates on Physician Induced Demand. Medical Care 1983 ; 21(8) : 803-815
- Shain M, Roemer M. Hospital Costs Relate to the Supply of Beds. Modern Hospital 1959 ; 92(4) : 71-74
- Sheffler R. United Mine Workers Health Plan : An Analysis of the Cost-Sharing Program. Medical Care 1984 ; 22(3) : 247-254
- Sorkin AL. Health Economics : An Introduction. Lexington Books, D. C. Health and Company, 1984