

의료이용의 형평성과 정책 관련인자의 영향도 분석

신호성, 김명기

서울대학교 치과대학 치과의료관리학 교실

I. 서론

1990대 이후 유럽의 보건의료의 개혁은 미시 경제학적 방법론의 도입과 함께 기존 체계에 효율성을 강화시키는 방향으로 진행되어 왔다(Enthoven, 1991; The European Observatory on Health Care Systems, 2002). 이러한 흐름의 기저에는 의료비 상승억제라는 기존의 정책방향 이외에 의료 소비자들의 의료에 대한 증가된 기대를 동시에 반영한 것이기도 하지만 사회주의 진영의 몰락에 이은 전세계적인 보수화의 보건의료식 표현이기도 하였다. 한편, 기존의 비교 의료체계 분석틀을 질적으로 한단계 높은 것으로 평가받고 있는 2000 세계건강보고서(World Health Report 2000)는 전세계 보건학자들의 열띤 공방을 불러 일으키고 있는데 의료에 있어서 형평성의 문제는 이 같은 배경을 바탕으로 한다. 형평성에 대한 접근 정도는 시대의 흐름이나 각 나라가 처한 상황에 따라 다른 양상을 보여왔는데, 정치적 지형이나 형평성에 대한 사회적 합의 역시 중요한 변수로 작용한다.

의료의 형평성은 다양한 측면에서 측정되고 평가되어 질 수 있는데, Hurst(Hurst & Jee-Hughes, 2000)는 건강, 건강지표(health outcome), 의료비용(health care finance), 의료이용, 의료소비자의 기대에 대한 대응 정도 (responsiveness)의 5가지 영역을 제안 하였다. 현재 널리 통용되고 있는 것은 지니, 집중계수를 바탕으로 하는 Wagstaff 과 van Doorslaer의 방법론이다(Wagstaff & van Doorslaer, 1993; Wagstaff & van Doorslaer, 2000a; Wagstaff & van Doorslaer, 2000b). 이들은 자가진단 건강상태를 이용한 건강지표, 보건의료 지출, 보건의료 이용의 3가지 측면에서 의료의 형평성 문제를 제기한다. 보건의료비의 지출과 관련하여 세계보건기구는 WHR2000에서 발표하고 수정 보완한 가구지출정도계수 (household financial contribution (HFC))와 의료지출형평성 계수(fairness finance contribution (FFC))를 사용하고 있다 (WHO Scientific Peer

Review Group, 2002).

연구에 따르면 소득이 낮을수록 의료 이용을 많이 하는 경향을 보인다고 한다.(van Doorslaer & Wagstaff, 1992; van Doorslaer et al., 2000; van Doorslaer, Koolman, & Puffer, 2002). 이는 이들 계층의 높은 의료수요 요구도를 반영하는 하는 것으로 상대적으로 낮은 건강상태에 따른 것으로 해석된다. 권순만은 1998년 우리나라 국민건강영양조사를 이용해서 의료의 수평적 불평등성을 분석했다. 우리나라의 외래이용은 수평적 형평성에 가까운 경향을 보이고 입원진료는 저소득층 편향을 보이는 것으로 조사되었다(권순만 외., 2003).

II. 연구방법 및 자료

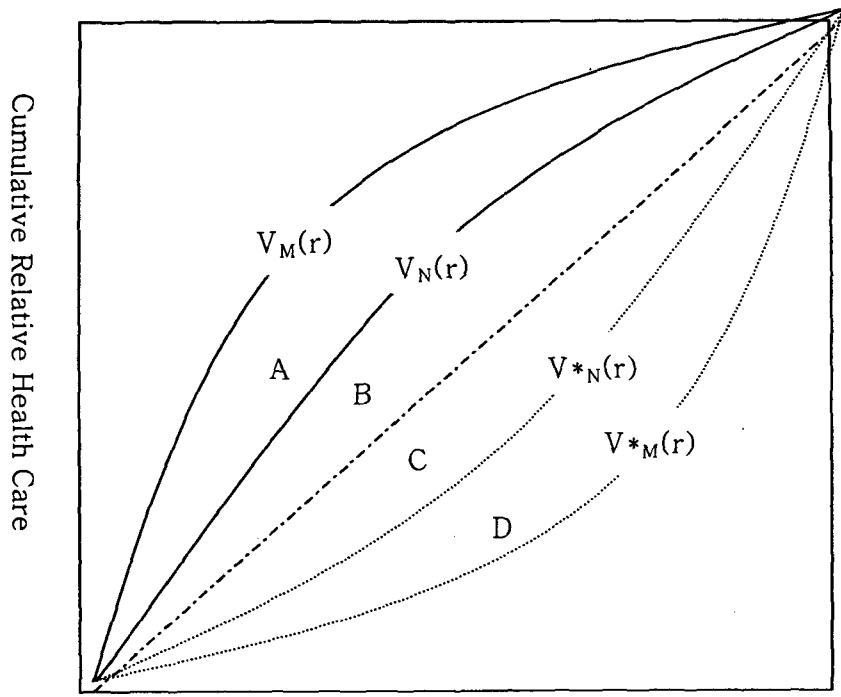
1. 집중계수와 의료불평등 계수

형평성 보장은 한나라의 의료체계에 있어서 중요한 한 축을 이룬다. 수평적 형평성은 동일한 의료요구도(health need) 하에서 의료에 대한 접근성이나 의료 이용 정도를 측정하는 것이다. 의료요구도를 측정하기 위해 주로 사용되는 변수는 나이, 성별, 신체적/심리적 활동제한 정도, 자기평가 건강수준, 질병의 유무 등이다. 수평적 형평성 분석은 단순히 의료의 불평등을 확인하는 것에 그치지 않고 그 정도의 심각성을 동시에 살펴보는 장점을 가진다.

집중계수는 소득 수준에 따른 불평등성이 존재할 때 불평등의 유무와 함께 그 정도를 파악하는데 있어 가장 좋은 방법이다. 소득에 따른 의료이용과 소득이 연속 변수라고 할 때, 의료 이용 대한 집중계수(C_M)는 다음과 같이 계산된다.

$$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr,$$

여기서 V_M 은 의료이용의 집중곡선, r_i 는 상대적인 소득 수준을 나타낸다. 그림1에서 이는 제일 바깥쪽으로 $V_M(r)$ 과 $V_{*M}(r)$ 으로 이루어진 도형의 면적에 해당한다. (A + B + C + D)



Note VM(r): 실제의료이용의 집중곡선
 VN(r): 의료요구도가 보정된 집중곡선
 V*M(r): VM(r)의 거울상
 V*N(r): VN(r)의 거울상

<그림-1> 의료이용 집중곡선

집중계수의 값이 음수일 때, 이는 소득이 높을수록 의료 이용을 적게하는 경향이 있다고 하고, 이 값이 양수 일 때, 소득의 증가와 함께 의료이용도 증가한다고 해석한다. 그러나 경우에 따라 의료정책과 관련되지 않은, 개인의 특성에 관련된 이를 테면 나이나 성별의 차이를 보정할 필요가 따른다. 이것이 표준화된 집중계수이다. 의료이용의 수평적 형평성을 계산할 때, 의료요구도를 보정한 집중계수(Cn)가 이용된다. 그림1에서 이는 (B+C)로 나타난다. 표준화된 집중계수에 대한 해석은 Cm과 동일하다.

수평적 불평등성은 이 두 계수를 비교함으로써 산정되는데, Wagstaff이 제안한 방법은 다음과 같다.

$$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$$

여기서 HI_{lw} 는 수평적 불평등성 지수(health Inequality index)이다. 만약 의료의 불평등성을 측정하고 이를 곡선으로 나타내 것이 그림1 과 같다고 할 때, HI_{lw} 는 음수이고, 수평적 불평등이 친저소득계층 편향을 나타낸다고 표현한다. 다르게 표현하면, 저소득 계층으로 갈수록 자신들의 건강상태가 요구하는 것보다 많은 의료자원을 사용하는 경향이 있다는 것이다.

집중계수와 마찬가지로 수평적 불평등성 계수 역시 그 값의 범위는 -1에서 1이다. 이는 의료이용이 두 양극단(가장 취약계층과 극 상층)에만 있을 경우에 해당한다. 음양의 부호는 불평등성의 방향을, 절대값은 그 정도를 나타낸다. 음은 저소득 계층 편향을, 0의 값은 소득에 따른 수평적 형평성이 이루어진 경우에, 그리고 양의 값은 수평적 의료이용이 고소득 편향을 보이는 경우를 나타낸다.

집중곡선이 서로 교차하거나, 계수 값의 통계적 유의성이 필요할 경우 집중계수와 HI_{lw} 계수 그 자체만으로는 충분하지 못하다. 이 지수들이 의료이용에 있어서의 형평성의 유무와 그 정도를 보여주기에는 하지만, 그 값들의 통계적 유의미성이 담보되고 있지 못하기 때문이다. 콰와니는 소득수준에 따른 순위변수에 의한 계열상관(serial correlation)을 고려한 변위측정방법을 제안하여 보다 정교한 통계해석이 이루어지도록 하였지만(Kakwani, Wagstaff, & van Doorslaer, 1997), 다계층 표본추출법(multistage sampling method)에 따른 표본조사 자료의 사용은 표본계층에 따른 연관관계(이분산성, heteroscedasticity)란 또 다른 문제를 야기한다. 본 연구에서는 계열상관과 표본조사방법을 감안한 Huber-White 방법을 이용한다. 그리고 통계적 유의수준을 일반적 기준인 5퍼센트보다 낮은 1퍼센트를 기준으로 한다.

2. 자료

본 연구는 1998년 미국 건강설문조사(National Health Interview Survey)를 이용하였다. 이 조사는 미국의 질병관리청(Centers for Disease Control and Prevention) 산하 건강통계청(National Center for Health Statistics)에서 매년 시행하는 것으로 미국 국민의 건강조사에 있어 가장 기본이 되는 조사이다. 우리나라의 국민건강조사와 마찬가지로, 설문조사가 다단계 층화법에 따르기에 가중치나 표본조사방법(survey design)의 올바른 적용이 없이 통계분석이 이루어질 경우, first-order 통계값 예를 들면 평균, 회귀변수값 등에 오차가 생길 뿐 아니라, 표준오차에 있어서도 그 편차가 생길 수 있다. 미국 보건통계청은 분산추정이 가능한 통계프로그램의 사용을 적극 권장하고 있다(National Center for Health Statistics, 2000).

3. 분석방법

개인의 의료요구도를 계산하기 위하여 Poisson, negative binomial, zero-inflated model, two-part model을 이용하였다. 포아송 분포는 원래 드물게 일어나는 사건에 대한 통계처리를 위해 개발되었지만, 의료이용과 같이 소수의 의료이용(excess zero)과 그 분포가 긴 꼬리를 가지고 있는 가산 자료(count data)의 통계처리에 사용되기도 한다. negative binomial regression이 자료의 과대산포(over dispersion) 현상을 조건부 분산(conditional variance)을 증가시킴으로써 문제를 해결하려고 한다면, Zero-inflated model은 Poisson 분포의 산포와 과도한 영(excess zero)의 문제를 데이터의 평균구조(mean structure)를 조정함으로써 해결하려 한다.

zero - inflated model에서 $C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$ (확률분포), 즉 $C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$ (개체)가 영(zero)일 확률은 다음과 같이 표현된다.

$$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr = C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr + (1 - C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr) * C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr,$$

$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$ 는 Poisson 또는 negative binomial 확률분포가 될 수 있다.

따라서 예상되는 기대치 값은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr,$$

E_2 는 $P_2(C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr)$ 의 확률분포에 따른 기대값을 말한다. $C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$ 이 1보다 작기 때문에 기댓값은 당연히 $C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$ 보다 적어 Poisson 이나 negative binomial에 따른 평균값과는 다른 구조를 가진다.

앞서의 기법과는 달리 two-part 모델은 physician agency 모델을 그 바탕으로 한다. 의료에 있어 정보의 비대칭성은 의료이용의 의사결정에 있어 의사의 비중을 상당히 높이게 마련이다. 처음 병원을 찾게 만드는 것은 환자 자신의 의사결정에 의한 것이지만 그 후 병 치료를 위한 병원 방문 횟수나 치료의 강도는, 그 많은 부분에 있어서 의사의 역할과 밀접하게 관련을 맺는다. 즉 두 단계의 의사결정 과정이 개입되게 된다. two-part 모델은 병원방문 여부만 결정하는 첫번째 부분(binary decision)과, 최소한 한 번의 방문이 이루어진 환자에 대해서만 적용되는 두번째 부분(second part)으로 구성된다.

첫번째 부분과 관련된 확률함수는 다음과 같다.

$$P_1 (C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr = 0 \mid C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr) = (1 + C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr * C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr) \cdot 1 / C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr, \text{ where } C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr = \exp (C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr * C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr).$$

그리고 이 threshold를 넘은 환자에 적용되는 확률함수는

$$P_1 (C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr > 0 \mid C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr) = 1 - P_1 (C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr = 0 \mid C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr) = 1 - (1 + C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr * C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr) \cdot 1 / C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr.$$

여기서 $C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$ 는 확률분포의 분산정도, 즉 평균값과의 차이정도를 표시한다. 일반적으로 첫번째 부분(first part)은 probit 혹은 logit 모델로 두번째 부분(second part)은 Poisson 이나 native binomial 모델을 이용한다.

사용된 분석방법에서 최선의 모형을 구하기 위해, 내포모형(nested model)일 경우 로그가능도(log-likelihood) 값을 비교하고, 비내포모형일 경우 Young test를 사용하였다. 사용된 4가지 모형 중 최선의 모형은 zero-inflated negative binomial 모형으로 밝혀졌는데, 지면의 한계상 구체적인 내용은 생략하도록 한다. 이후, 의료 니드가 보정된 집중계수나 수평적 불평등성 계수는 모두 이 방법을 이용하여 계산된 것이다.

III. 연구결과

1. 인구특성

표1은 전체 인구의 특성과 도농간의 차이를 나타낸다. 일반적으로 농촌지역은 고령자가 많을 뿐만 아니라 학력수준도 도시지역에 비해서 떨어지는 경향을 보인다. 65세 이상 노인인구의 비율이 도시지역보다 2.3 퍼센트나 높지만 반대로 25-44의 중년층이 상대적으로 적다. 학력수준에 있어서도 고졸이상의 학력을 소지한 사람의 비율이 적고 저학력을 소지한 사람의 비율이 높다.

<표-1> Sample characteristics, the U.S.: Rural vs. Urban

		Total	Urban	Rural
Age*	Mean (SD)	43.8 (.17)	43.6(.18)	44.6(.44)
	18-24	13.3	13.2	13.6
	25-44	44.0	44.7	41.6
	45-64	28.2	28.1	28.5
	> 65	14.5	14.0	16.3
Sex	Female	51.3	51.2	52.0
	Male	48.7	48.8	48.0
Education***	Below high	17.7	16.6	21.7
	High	29.3	27.7	35.1
	Above high	53.0	55.7	43.2
N		32440	20614	6623

Note: unit %

Other: Students, housewife, and unemployed

* p < .05; ** p < .01; *** p < .001

2. 의료 요구도(health need)

인구집단의 의료 요구도를 측정하기 위하여 나이, 성별, 자가진단 건강상태, 활동제한, 만성질환유무 등이 이용되었다. 활동제한은 상해, 장애, 노령에 따른 활동제한, 병의 이환에 따른 활동제한도 포함한다.

표2에서 나타나듯이 도시지역에 비교해서 농촌지역 거주자들은 전반적으로 더 나쁜 주관적인 건강상태를 보인다. 자가진단 건강상태에서 도시지역 거주자들은 농촌지역에 비해 상대적으로 건강하다고 보고하는 사람의 비율은 높고, 활동제한을 가지는 사람의 비율은 적다. 또한 조사 기간중 질병 이환율도 도시지역이 20 퍼센트나 낮다.

연구된 바에 따르면 의료보험이나 상용 치료원의 유무가 의료이용에 있어 가장 중요한 변수이다. 농촌지역은 의료보험 비가입자의 비율이 도시지역보다 높지만 그 차이는 미미하다. 공공보험의 비율은 높은 대신 사보험의 비율이 상대적으로 적은 것은 빈곤층과 노인인구의 비중이 상대적으로 높기 때문인 것으로 보인다. 그러나 상용 치료원의 유무는 그 차이가 제법 커서 농촌지역의 비상용 치료원의 비율이 도시지역에 비해 26퍼센트나 적다.

<표-2> Table Health status (rural vs. urban), U.S.

		Total	Urban	Rural
Self-assessed Health***	Excellent	33.1	34.4	28.6
	Very Good	32.4	32.7	31.5
	Good	23.3	22.9	24.7
	Poor	8.3	7.6	11.2
	Very Poor	2.8	2.5	4.0
Limitation***	Yes	14.9	13.9	18.5
	No	85.1	86.1	81.5
Illness(Chronic)***	Yes	30.2	29.0	34.7
	No	69.8	71.0	65.3
Insurance***	Private	65.8	67.1	61.4
	Public	20.0	18.9	23.8
	Uninsured	14.2	14.1	14.8
Regular Source of care***	yes	85.6	85.2	89.0
	No regular place	14.4	14.8	11.0

Note: unit %

* p < .05; ** p < .01; *** p < .001

3. 의료이용

표3은 의료이용의 형태를 보여준다. 2주간 방문을 제외하고 다른 의료이용은 모두 1년간의 방문 기록이다. 2주간의 방문은 의사방문 외 전화접촉까지 포함하여 질병 치료를 위한 모든 보건의료인과의 접촉/상담까지도 그 범주에 포함한다.

20퍼센트 이상의 미국인이 지난 2주간 의료이용을 했고, 농촌과 도시지역의 차이는 통계학적으로 유의하지 않았다. 10퍼센트의 인구가 지난 1년간 병원을 방문했고 이중, 60퍼센트가 최소한 3일 이상을 입원했다. 2주간 의료이용과는 달리 농촌거주자가 상대적으로 많은 병원 방문을 했는데, 이것은 그들의 낮은 건강상태를 반영한 것으로 보인다.

<표 3> Distribution of Health Service Utilization, U.S.: Urban vs. Rural

		Total	Urban	Rural
Ambulatory Care				
	0	79.4	79.3	79.9
	1	11.2	11.2	11.1
	2	4.5	4.6	4.2
	>= 3	4.9	4.9	4.8

Hospitalization (days) [†] ***	0	90.4	90.8	88.8
	1	2.1	2.1	2.4
	2	1.8	1.7	2.1
	>= 3	5.7	5.4	6.7
Hospitalization (admissions) [†] ***	0	90.4	90.8	88.7
	1	7.3	6.9	8.7
	2	1.5	1.5	1.3
	>= 3	0.9	0.8	1.4

Note: † : during the prior 12 months

‡ Short-term hospitalization days

* p < .05; ** p < .01; *** p < .001

4. 의료이용에 있어서 형평성

실제 의료이용의 3가지 집중지수 모두 음수로 나타났다(그림2, 그림3, 그림4). 저소득층이 부유층보다 의료이용을 많이 하는 경향이 나타난 것인데, 병원재원일수(-0.2996)가 가장 큰 저소득층 편향을 보이고 다음으로 병원입원횟수(-0.1961), 2주간 의료인 방문일수(-0.0875) 순이다. 그림5는 변수에 따른 의료 니드의 변화를 보여준다. 각 변수의 의료이용별 종류에 관계없이 그 영향이 거의 일정함을 알 수 있다. 연령과 성별로 보정한 이후 자가진단 건강상태가 니드에 가장 큰 영향을 미치고 만성질환의 유무가 가장 적은 영향을 미친다. 저소득계층에서 보이는 상대적으로 많은 이용은 그들의 나쁜 건강상태가 반영된 것이다.

결과적으로 2주간 의료이용과 입원횟수의 불평등성 계수는 양의 값, 병원재원일수의 불평등 계수는 음의 값을 보인다. 병원 의료시설의 이용에 있어서 나타나는 편향성과는 달리 2주간 의료이용의 불평등 계수는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 2주간 의료이용에 있어서 심각한 부유층 편향의 의료이용이 이루어지고 있음을 나타낸다. 부유층으로 갈수록 자신의 의료 니드보다 더 많은 의료자원을 사용하고 있는 것이다. 병원재원일수에 있어서 보이는 부유층 편향은 5퍼센트 유의수준에서는 유의한 것으로 나타났지만 상관계열과 이분산성을 고려한 유의수준인 1퍼센트에서는 유의하지 않은 것으로 나타나, 통계학적 의미에 있어서 부유층 편향성이 나타난다고 할 수 없다. 병원재원일수에 있어서 보이는 빈곤층 편향역시 통계학적으로 유의하지 않아, 병원의료자원의 이용이 환자의 니드에 따라 사용되고 있음을 알 수 있다. 즉, 병원이용에 있어서 수평적 형평성이 이루어졌다고 할 수 있다.

$$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$$

<그림-2> 2주간 의료이용

$$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$$

<그림-3> 병원재원일수

$$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$$

<그림-4> 병원입원횟수

$$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$$

<그림-5> 의료요구도 집중계수

<표-4> U.S. Income related Health Inequality Index for Health Care Utilization

	Outpt. Srvs (last 2 Wks)	Hospitalized Days (12 mos.)	Hospital Admission (12 mos.)
CM †	-0.0875 (0.74)	-0.2996 (9.94)***	-0.1961 (3.08)**
$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$ ‡	-0.0897 (0.74)	-0.1801 (7.70)***	-0.179 (1.50)
$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$ §	0.0022 (0.58)	-0.1174 (4.02) ***	-0.0171 (1.61)
$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$	-0.1433 (1.17)	-0.2625 (9.24) ***	-0.2026 (1.56)
$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$	0.0558 (3.02) **	-0.0435 (2.53) *	0.0168 (1.62)
$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$	-0.1517 (1.22)	-0.273 (9.07) ***	-0.2188 (1.68)
$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$	0.0642 (3.25) **	-0.0395 (2.42) *	0.023 (1.90)
$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$	-0.1080 (0.88)	-0.2121 (7.96) ***	-0.1803 (1.43)
$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$	0.0205 (1.80)	-0.09 (3.57) ***	-0.0019 (0.53)
$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$	-0.1624 (3.89)***	-0.2904 (9.52) ***	-0.2279 (1.70)
$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$	0.0749 (3.53) ***	-0.0171 (1.61)	0.0334 (2.31) *
$\alpha - 1$	2.48***	4.21***	2.47***
-Log Likelihood	15602.5	14678.6	9791.2
N	25618	25618	25618

Note: t statistics based on robust standard errors

* p < .5 ** p < .01 *** p < .001

그림3은 교육수준 의료보험 종족 지역차이 등의 변수가 의료이용의 수평적 형평성에 미치는 영향을 나타낸다. 2주간 의료이용에 있어서 교육수준에 따른 수평적 형평성의 부유층 편향 감소 외 각 변수들의 영향은 미미하다. 교육수준까지 보정한 후 계산된 수평적 불평등성 계수는 1퍼센트 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않아 2주간 의료이용에서 보이는 부유층 편향의 의료자원의 배분 경향이 감소했다. 수평적 형평성의 달성에 교육정책이 중요한 역할을 수행하고 있음을 알 수 있다.

병원재원일수에서 의료보험의 유무가 병원입원횟수에서 종족이 다른 변수들보다 상대적으로 큰 영향을 보이지만 2주간 의료이용에 있어서의 교육수준보다 그 영향이 크지 않다. 모든 변수들이 통계학의미에서 수평적 불평등성의 방향을 바꿀 만큼 크지 않다.

표5는 각 변수의 하위 부분(sub-category) 인구집단에 있어서 수평적 불평등성 계수를 나타낸다. 이런 류의 분석은 각 변수의 영향을 구체적으로 확인하는데 유용하게 사용될 수 있다. 2주간 의료이용에 있어서 종족의 영향이 크지 않음에도 백인과 기타 다른 종족간에 수평적 형평성이 차이가 남을 알 수 있다. 교육수준도 3그룹의 학력수준에 따라 다른 양상을 보인다. 의료보험과 관련해서 사보험을 소지한 인구집단의 부유층 편향이 가장 큰 반면, 공보험을 소지한 인구집단은 비록 통계적으로 유의하지는 않지만 음의 형평계수, 즉 저소득 편향의 병원재원일수를 보인다. 병원입원횟수는 농촌지역에서 통계적으로 유의한 부유층 편향의 의료이용을 보인 반면, 도시지역에서는 저소득 편향을 보인다.

$$C_M = 1 - 2 \int_0^1 V_M(r) dr$$

<그림-6> 정책관련 변수가 의료 불평등에 미치는 영향

<# 5> Decomposing the Impact of policy relevant variables on the Hlww Indices for Health Care Utilization, U.S.

		Outpt. Srvs (last 2 Wks)	Hospitalized Nights (12 mos.)	Hospital Admission (12 mos.)
$G_M=1-2\int K_M(\theta)d\theta$ §		0.0763 (3.57) ***	-0.0171 (1.61)	0.0334 (2.31) *
Education	Below High	0.0137 (1.39)	-0.0248 (1.86)	0.0778 (3.44)***
	High	0.0361 (2.16)*	-0.0118 (1.23)	-0.0013 (0.45)
	Above high	0.0407 (2.26)*	-0.0343 (2.02)*	-0.0005 (0.39)
Race	White	0.0598 (2.78)**	-0.0072 (0.97)	0.0310 (1.48)
	Other	0.084 (3.72)***	-0.0224 (1.83)	0.0313 (2.54)*
Geographic Area	Northeast	0.0306 (1.85)	-0.0668 (2.67)**	-0.0306 (1.92)
	Midwest	-0.0016 (0.49)	-0.0241 (1.68)	-0.0197 (1.52)
	South	0.1074 (3.95)***	0.0364 (2.22)*	0.021 (1.67)
	West	0.1265 (4.43)***	-0.0204 (1.66)	0.1173 (4.25)**
Rurality	Rural	0.0531 (2.57)*	-0.0096 (1.07)	0.1358 (4.30)***
	Urban	0.0766 (3.54)***	-0.0162 (1.57)	-0.0034 (0.76)
Insurance	Uninsured	0.0626 (3.03)**	0.0289 (2.01)*	-0.023 (1.79)
	Private	0.0700 (3.13)**	0.0593 (2.87)**	0.0272 (1.91)
	Public	0.0293 (1.88)	-0.0227 (1.65)	0.0352 (2.08)*

Note: () refers to t statistics, which are computed by the robust standard error equation.

* p < .5 ** p < .01 *** p < .001

IV. 결 론

의료이용, 건강수준 등 소득수준과 무관하게 분배되어야 할 것들에 대한 분석은 통상적으로 집중계수를 이용하여 분석되어진다(Gravelle, 2001). 이 분석 틀은 의료이용에 있어서 불평등성의 존재뿐만 아니라 불평등성의 깊이까지 분석할 수 있어 정책입안자들에게 좋은 자료를 제공할 수 있다. 본 연구는 의료이용의 수평적 불평등성을 미국 건강설문조사 자료와 Wagstaff의 건강불평등지수를 이용하여 분석하였다. 의료형태별 수평적 불평등성의 경향과 함께 교육, 의료보험 등의 정책적 대안과 관련된 변수들의 수평적 불평등성에 대한 영향도 살펴보았다. 의료이용에 대한 니드를 측정, 예측하는데 본 연구는 심혈을 기울였다. 의료이용 조사 자료가 가지는 특성과 의료이용과 관련해서 내재된 논리적 준거틀도 고려하였다.

저소득층의 상대적 과(過) 의료이용은 그들의 나쁜 건강상태를 반영한 것이다. 외래진료는 통계적으로 유의한 부유층 편향의 수평적 불평등성을 보인다. 부유층으로 갈수록 자신의 의료 니드보다 많은 외래의료자원이 사용되고 있는 것이다. 이와는 달리 입원진료는 저소득층 편향을 보이거나 혹은 수평적 형평성을 유지하는 것으로 나타났다. 저소득 계층의 열악한 건강상태가 잘 반영된 것으로 보인다. 의료정책과 관련된 변수들은 교육수준이 외래이용에서, 의료보험, 종족 변수가 입원진료에 영향을 크게 미치는 것으로 파악된다.

집중계수를 이용한 본 연구는 그 유용성에도 불구하고 몇 가지 한계를 지니고 있다. 첫째, 진료의 양만이 문제되고 의료의 질이나 강도는 측정되지 않거나 반영되지 못한다. 이는 집중계수를 이용한 수평적 불평등성 분석의 한계와 관련 있다. 둘째, 의료 소비자의 특성만 반영되고 의료의 또 다른 주체인 의료 공급자의 특성과 관련된 변수들이 포함되지 못했다. 셋째, 의료자원의 불균등 분포에 따른 의료이용에서의 차이가 반영되어 있지 못하다. 마지막으로 의료니드를 측정하기 위해서 사용된 변수에 문제가 있을 수 있다. 본 연구는 나이, 성별, 만성질환 유무, 활동제한, 자가진단 건강상태 등을 이용하였지만 이 변수들만으로 니드가 충분히 반영되었다고 볼 수 없다. 예를 들면 질병의 유무만 측정되고 그 정도의 심각성(severity)은 제외되어 있다. 의료이용의 불평등성과 관련된 보다 정교한 분석을 위해서 보다 신중히 계획되고 수집된 자료가 무엇보다 중요하다.

우리나라에서 의료의 불평등성에 대한 관심과 분석이 본격적으로 시작된 것은 최근의 일이라 사려되지만 이런 경향은 evidence-based policy로 나아가는 데 있어 중요한 디딤돌이 될 것이다.

참고문헌

- 권순만, 양봉민, 이태진, 오주환, 이수형. (2003). 보건의료 이용의 형평성 . 2003 한국보건경제학회 추계학술대회 .
- Enthoven, A. C. (1991). Internal Market Reform of the British-National -Health-Service. *Health Affairs*, 10, 60-70.
- Gravelle, H. (2001). Measuring income related inequality in health and health care: the partial concentration index with direct and indirect standardisation. The University of York, Discussion Papers in Economics No. 2001/17.
- Hurst, J. & Jee-Hughes, M. (2000). Performance Measurement and performance management in OECD health systems. OECD. OECD labor market and social policy-occasional papers N. 47.
- Kakwani, N., Wagstaff, A., & van Doorslaer, E. (1997). Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation, and statistical inference. *Journal of Econometrics*, 77, 87-103.
- National Center for Health Statistics. (2000). Data File Documentation, National Health Interview Survey, 1998 (machine readable data file and documentation). Hyattsville, Maryland, National Center for Health Statistics.
- The European Observatory on Health Care Systems (2002). Regulating entrepreneurial behaviour in European health care systems. Open University Press.
- van Doorslaer, E., Koolman, X., & Puffer, F. (2002). Equity In The Use Of Physician Visits In OECD Countries: Has Equal Treatment For Equal Need Been Achieved?
- van Doorslaer, E. & Wagstaff, A. (1992). Equity in the Delivery of Health-Care - Some International Comparisons. *Journal of Health Economics*, 11, 389-411.
- van Doorslaer, E., Wagstaff, A., van der Burg, H., Christiansen, T., De Graeve, D., Duchesne, I. et al. (2000). Equity in the delivery of health care in Europe and the US. *Journal of Health Economics*, 19, 553-583.
- Wagstaff, A. & van Doorslaer, E. (2000a). Measuring and testing for inequity in the delivery of health care. *Journal of Human Resources*, 35, 716-733.

- Wagstaff, A. & van Doorslaer, E. (1993). Equity in the Delivery of Health care: Methods and Findings. In E.van Doorslaer, A. Wagstaff, & E. Rutten (Eds.), Equity in the Finance and Delivery of Health Care: An International Perspective (pp. 49-87). Oxford Medical Publications.
- Wagstaff, A. & van Doorslaer, E. (2000b). Equity in health care finance and delivery. In A.J.Culyer & J. P. Newhouse (Eds.), Handbook of health economics (pp. 1803-1862). Elsevier Science B.V.
- WHO Scientific Peer Review Group (2002). Report of the Scientific Peer Review Group on Health Systems Performance Assessment Geneva: WHO.