

EuroQol-5 Dimension 건강가중치를 이용한 한국인의 건강수준의 형평성 측정

신호성, 김동진

한국보건사회연구원

Health Inequality Measurement in Korea Using EuroQol-5 Dimension Valuation Weights

Hosung Shin, Dongjin Kim

Korea Institute for Health and Social Affairs

Objectives : Despite various government initiatives, including the expansion of national health insurance coverage, health inequality has been a key health policy issue in South Korea during the past decade. This study describes and compares the extent of the total health inequality and the income-related health inequality over time among Korean adults.

Methods : This study employs the 1998, 2001 and 2005 Korean National Health and Nutrition Examination Surveys (KNHANESs). The self-assessed health (SAH) ordinal responses, measured on a five-point scale, rescaled to cardinal values to measure the health inequalities with using interval regression. The boundaries of each threshold for the interval regression analysis were obtained from the empirical distribution of the EuroQol-5 Dimension (EQ-5D) valuation weights estimated from the 2005 KNHANES. The final model predicting the individuals' health status included age, gender, educational attainment, occupation, income, and the regional prosperity index. The concentration index was used to measure and analyze the health

inequality.

Results : The KNHANES data showed an unequal distribution of the total health inequality in favor of the higher income groups, and this is getting worse over time (0.0327 in 1998, 0.0393 in 2001 and 0.0924 in 2005). The income-related health inequality in 2005 was 0.0278, indicating that 30.1% of the total health inequality can be attributed to income.

Conclusions : The findings indicate there are health inequalities across the sociodemographic and income groups despite the recent government's efforts. Further research is warranted to investigate what potential policy actions are necessary to decrease the health inequality in Korea.

J Prev Med Public Health 2008;41(3):165-172

Key words : Concentration index, EuroQol-5Dimension, Health inequality, Self assessed health

서론

국제건강형평성학회(International Society for Equity in Health)에서는 건강 형평성에 대해 “건강에서의 형평성이란 사회적 경제적, 인구학적 혹은 지역적으로 구분된 인구집단 사이에 구조적이고 교정 가능한 차이가 없다는 것을 의미한다”라고 정의하고 있다 [1]. 말하자면 불평등(inequity)이란 건강수준이 같지 못하다는 사실을 넘어서 이러한 차이가 피할 수 있고 공정하지 못하다는 것을 의미하는 가치 지향적인 개념이라 할 수 있다 [2].

보건경제학적 관점에서의 형평성연구는 건강수준, 의료이용, 보건의료재원의 형평성 등 크게 3가지 방향으로 수행되어 왔다. 소득에 기반을 둔 건강(의료)의 형평성의 연구 외에 교육, 직업, 지역 등 소득 이외의 다른 사회경제적 요소가 건강(의료) 형평성에 영향을 미치는 주요 요소로 고려되고 있다.

주관적 건강상태는 개인의 건강상태와 사회경제적 요소와의 관계를 규명하는 연구에서 주요 변수로 사용되고 있는데 [3], 우리나라의 연구 [2,4]에 따르면 주관적 건강상태에 대한 집중지수는 음(-)의 값을

가져 저소득층일수록 자신의 주관적 건강상태를 상대적으로 좋게 평가한 것으로 조사되었다. 그러나 이러한 결과는 외국, 특히 유럽의 연구결과와 비교하면 저소득층 편향이 뚜렷하지 않은 편에 속하는데, van Doorslaer [5]의 초기 연구에서도 소득 관련 주관적 건강상태 불평등은 저소득층 편향(pro-poor)을 나타내었다. 그러나 최근의 연구결과는 1997년의 연구결과와 달리 불평등이 고소득층에 보다 유리한 방향으로 분포함을 보고하고 있는데 [6-8], 이러한 결과는 연구방법의 차이에 기인하는 것으로 주관적 건강상태를 Health Utility Index (HUI)나 EuroQol-5 Dimension (EQ-5D)의 건강 수준 가중치 값을 이용하여 변

접수 : 2007년 5월 2일, 채택 : 2008년 3월 18일

본 연구는 질병관리본부 연구비(국민건강영양조사 제3기 조사결과 심층분석 연구: 건강면접 및 보건익식 부문) 지원으로 이루어졌음.

책임저자 : 신호성 (서울특별시 은평구 불광동 산42-14번지, 전화 : 02-380-8391, 팩스 : 02-382-4533, E-mail : shinhosung@gmail.com)

Table 1. Socioeconomic characteristics of National Health and Nutrition Examination Survey sample

	(Unit: %, Won)		
	2005 [*]	2001 [†]	1998 [‡]
Age			
19~44 years	57.4	61.8	60.8
45~64 years	30.7	29.3	28.9
65 years or over	11.9	8.9	10.3
Sex			
Male	48.6	47.0	47.4
Female	51.4	53.0	52.6
Educational level			
Middle school or lower	30.1	26.7	37.8
High school	34.1	37.4	37.6
College or higher	35.8	36.0	24.7
Occupation			
Non-manual	25.8	29.1	24.0
Manual	52.2	49.1	61.1
Others	22.0	21.8	15.0
Equivalent household income(Won)	105.39	83.96	58.28
Mean of financial independence of municipals	40.23	43.10	40.45 [§]

^{*} The number of 2005 survey strata is 36, sample size is 23,520, and population estimates are 34,044,708.

[†] The number of 2001 survey strata is 12, sample size is 12,657, and population estimates are 15,131,687.

[‡] The number of 1998 survey strata is 5, sample size is 8,823, and population estimates are 10,773.

[§] Figure is one in 2001, which is not available in 1998.

환시킨 결과에 의한 것이다.

주관적 건강상태는 건강과 사회경제적 요소와의 관계를 규명하는 연구에서 주요 변수로 사용되고 있고 [3], 사망률 [9-12]과 의료이용 [13] 등에서 강력한 예측력을 보여주고 있다. 그러나 몇몇 연구자들에 의해 주관적 건강상태 변수에 대한 신뢰도와 타당도에 의문이 제기되기도 하였는데, Bound [14]는 주관적 건강상태와 실제 건강과는 차이가 있으며 Crossley와 Kennedy [15]는 주관적 건강상태에 대한 전후의 반복적 질문에 대한 응답에 차이가 있음을 들어 주관적 건강수준의 신뢰도에 의문을 제기하였다. 또한 건강수준의 차이가 없음에도 연구 대상 인구집단에 따라 주관적 건강상태의 보고에서 구조적인 변위이동(shift)이 일어날 수 있는데 이를 연구자에 따라 “상황에 따른 보고 오류(state-dependent reporting bias) [16]”, “기준 측정치 편향(scale of reference bias) [17]”, “응답범주 이동(response category cut-point shift) [18]”으로 명하고 있다. 그러나, 최근의 연구 [19]는 동일 연구대상에 행한 두 가지 유형의 주관적 건강상태 질문에 대해 응답자들이 구조적 이동(shift)을 보이기는 하였지만 개인 수준에서 사회경제적 상태에 따라 주관적 건강상태에 대한 응답이 변화했다는 증거를 찾지 못하였다고 보고한 바 있다.

개인의 건강상태(health outcome) 측정도구인 EQ-5D, Short Form-36(SF-36), HUI 등

을 건강형평성 측정에 적용한 연구 [8]가 2003년도에 소개된 이후, 건강수준에 대한 형평성 분석은 주관적 건강상태와 건강수준 측정도구에 의한 건강상태의 상관관계를 이용한 분석이 주를 이루게 되었다. 그 중에서도 특히 캐나다에서 개발된 McMaster Health Utility Index Mark III (HUI)를 이용한 연구가 주를 이루었고, EQ-5D를 이용한 주관적 건강상태의 건강형평성 연구는 영국과 벨기에 등 제한된 연구 편수만 발표되었는데 [20,21], 이중 영국 연구 [21]의 경우 소득변수가 없어 집중지수의 방식이 아닌 지니지수 산출을 통한 건강불평등(total health inequality) 방식으로 접근한 것이다.

이와 같이 HUI나 EQ-5D 건강가중치만을 사용하여 건강불평등을 측정하지 아니하고 주관적 건강상태에 여전히 주목하는 이유는 HUI나 EQ-5D 측정이 제한된 자료에 국한되어 주관적 건강상태만큼 광범위하게 조사되고 있지 못하기 때문이다. HUI 혹은 EQ-5D 건강가중치의 누적분포와 주관적 건강상태의 5가지 각 범주의 상한과 하한 누적분포를 연결하는 van Doorslaer와 Jones [8]의 연구는 주관적 건강상태를 이용하여 건강불평등을 측정하되 주관적 건강상태가 가지는 한계를 극복하기 위한 대안으로 개발되었고, 여러 나라의 연구에서 신뢰도와 타당도가 검증되었다 [19-23].

본 연구는 van Doorslaer와 Jones [8]의 연

구방법과 2005년 국민건강영양조사 자료를 중심으로 1998년, 2001년 국민건강영양조사 자료를 이용하여 인구집단의 건강수준 특히, EQ-5D 건강가중치를 이용한 건강수준 및 주관적 건강상태의 형평성을 분석을 분석하는데 목적이 있다. 동시에 시간의 경과에 따른 건강 형평성의 변화 추이를 검토, 비교한다.

연구 방법

1. 연구자료 및 대상

본 연구에서는 1998년, 2001년, 2005년 국민건강영양조사 자료를 이용하였으며, 분석에는 만 19세 이상의 성인만을 포함하였는데 그 이유는 국제간 비교를 위해서이다.

주관적 건강상태에 관한 형평성 분석을 위하여 사용된 변수는 연령, 성별, 교육수준, 가구소득, 직업, 조사대상자 거주지역이 속한 지방자치단체의 재정자립도이다. 초기 모형 설정시 비만(비만, 비(非)비만)과 흡연(흡연, 비흡연, 이전흡연(ex-smoker))을 고려하였으나 누락되는 자료가 많아 모형에서 제외하였다.

연령은 19~44, 45~64, 65세 이상, 교육수준은 고졸 미만, 고졸, 전문대졸 이상으로 구분하고, 직업은 비육체노동군, 육체노동군, 무직의 3그룹으로 각각 분류하였다. 직업 분류시 응답자가 주부, 학생, 군인일 경우 가구주의 직업을 따르는 것으로 하였으나 본인이 가구주이면서 학생/주부/군인(직업군인 제외)일 경우 무직으로 처리하였다. 소득의 경우 가구의 가구원수를 고려한 OECD 균등화지수(equivalence scale)를 사용하였는데, 2005년 국민건강영양조사에서 조사된 소득항목은 근로소득 이외에 사업, 재산, 이전 소득을 포함하는 가처분소득의 의미를 가지고 있다.

재정자립도는 통계청 통계정보시스템(KOSIS)의 시군구별 지방자치단체의 재정자립도 값을 이용하였다. 1998년도의 경우 재정자립도가 산출되어 있지 않았으나, 재정자립도가 연도별로 그 차이가 크지 않을 것으로 가정하여 1998년 재정자립도는 2001년 재정자립도를 준용하였다. 2001년과 2005년을 비교할 때 전체 234개 시군구 중 재정자립도에 변화가 있는 곳은 47

곳이고, 2001년과 2005년 모두 국민건강영양조사 조사구에 포함된 125개 시군구 재정자립도에 변화가 있는 곳은 36개소이다. 재정자립도는 4개의 그룹으로 구분하였는데 재정자립도의 분포를 고려하여 구분한 것이다.

주관적 건강상태는 매우 좋음, 좋음, 보통, 나쁨, 매우 나쁨의 5개 항목으로 구성되었다.

분석대상자의 연령을 생애주기별로 나누어보면 19~44세 연령층이 가장 많았고, 65세 이상 연령층이 가장 작았다. 1999년 우리나라 노인인구가 6.8%, 2001년 7.6%, 2005년 9.1% [24]였으므로, 국민건강영양조사의 노인인구의 비율이 실제 노인인구 비율보다 조금 높았다. 성별로는 여자가 남자보다 많았고, 교육수준은 2001년도에 비해 2005년도에서 고졸 미만이 증가하였는데, 이것은 2005년도 조사에서만 졸업여부를 고려했기 때문으로 판단된다.

연도별로 직업군의 분포에 약간의 차이를 보이거나 육체노동군이 절반 이상을 차지하였고, 비육체노동군은 24~29%, 나머지 20여%가 무직(학생 및 주부를 포함)에 속했다. 가구원수를 보정환(equivalent) 월 평균 가구원 소득을 계산한 결과 2005년도는 105만원 정도였으며, 전체적으로 1998년 이후 가구원 소득수준이 증가하는 추세를 보였다.

2005년도의 경우 평균 재정자립도는 40% 정도였다. 1998년 재정자립도는 자료가 존재하지 않아 대신 2001년 시군구 재정자립도를 자료를 이용하였으나 1998년과 2001년의 표본 조사구의 차이로 평균 재정자립도가 다르게 나타났다(Table 1).

2. 분석방법

건강형평성을 측정하기 위하여 다양한 범주의 측정도구나 이론 등이 바탕이 되고 있으나 보건경제학적 측면에서는 소득 불평등 이론을 근간으로 하는 불평등 측정 방법론이 주로 사용되어왔다.

1) 주관적 건강상태 및 EQ-5D

건강상태에 대한 형평성을 분석하기 위해 1998, 2001, 2005년 모두 사용 가능한 주관적 건강상태 변수를 사용하였다. 그러

나 주관적 건강상태는 연속형 변수(continuous variable)가 아닌 범주형 변수(categorical variable)라는 단점이 있다. 이런 제한점을 극복하기 위하여 다양한 방법이 시도되었으나 [8], 본 연구는 순서형 변수(ordered variable)를 연속 변수(cardinal utility)로 전환할 목적으로 interval regression 기법을 사용하였다. Interval regression은 ordered probit model의 변형으로 주관적 건강상태의 5가지 각 범주마다 상한과 하한 값(0에서 1사이의 값)을 설정하여 보다 정밀한 예측을 가능하게 한다. 즉, 주관적 건강상태의 5가지 범주인 “매우 좋음”, “좋음”, “보통”, “나쁨”, “매우 나쁨”의 누적백분위(cumulative percentile)를 구해서, 이에 대응하는(EQ-5D 건강가중치의 누적백분위) EQ-5D 건강가중치 값을 찾아 그 값을 상한선으로 하고 그 구간에 속하는 가장 낮은 값을 하한선으로 하는 방식으로 구간 값을 정하였다.

EQ-5D는 5개의 문항(걷기, 몸단장하기, 일상생활, 통증/불편감, 우울/불안)으로 구성되어 있고 각 문항마다 3개 척도로 구분되어 있어 모두 243(=3⁵)가지 건강상태를 표현할 수 있다. 243가지의 건강상태는 0부터 1까지 가중치를 부여하여 설문응답자의 건강상태를 측정할 수가 있는데, Kang 등 [25]은 1987년 유럽에서 개발된 EQ-5D를 이용하여 우리나라 국민의 건강상태에 대한 EQ-5D 건강가중치를 계산하였다. 현재까지 우리나라에서 EQ-5D를 이용하여 건강가중치를 계산한 연구결과는 2건인데 [25,26], 본 연구에서는 Kang 등 [25]이 개발한 건강가중치를 사용하였다.

2) 집중지수

집중지수(concentration index, C)를 산출하는 방법은 아주 다양하지만 방정식 (1)이 가장 전형적인 산출식의 예이다 [7].

$$C = \frac{2}{N\mu} \sum_{i=1}^N w_i (y_i - \mu) \left(R_i - \frac{1}{2} \right) = \frac{2}{\mu} \text{cov}_w (y_i, R_i) \quad \dots\dots(1)$$

이때, y는 건강, N은 연구집단의 개체수, R은 소득순위, μ 는 y의 평균이며, w는 가중치를 의미한다. 방정식 (1)은 집중지수의

통계적 유의확률이나 조사방법 등을 고려할 필요가 없는 경우 쉽고 간단하게 집중지수를 산출할 수 있는 방법이다.

Kakwani [27]는 방정식 (2)와 같은 단순회귀식을 이용해서 편리하고 쉽게 집중지수를 산출하는 방법을 제안하였다. 동시에 연속상관이 고려된 집중지수의 유의확률(p-value)을 산출함으로써 집중지수의 통계적 유의성을 확인할 수 있는 방법을 제시하였다.

$$\frac{2\sigma_r^2}{y} y_i = \alpha_1 + \beta_1 r_i + \varepsilon_{1,i} \quad \dots\dots(2)$$

α 는 절편, β 는 소득순위 변수 n의 회귀계수이고, ε 는 오차항이며, σ_r 는 소득순위변수의 분산을 의미한다. 집중지수는 방정식(3)과 같이 소득 순위와 건강수준의 상관관계(correlation) 및 두 변수의 변이량에 비례하는 관계를 가지게 된다.

$$C = \frac{12\sigma_r^2}{\sqrt{3}} \frac{\sigma_y}{y} \rho(y, r) \quad \dots\dots(3)$$

이때, y는 건강, r은 상대적 소득순위, p는 건강과 소득순위와의 상관관계, C는 집중지수를 나타낸다. 방정식 (3)은 건강관련 불평등을 낮추기 위해서 건강과 소득수준과의 상관관계를 줄이는 시도뿐만 아니라 같은 소득내의 건강의 변이량을 줄이는 노력이 동시에 필요함을 의미한다.

집중지수의 제한점은 집중지수가 가지는 절대적, 상대적 의미 파악이 불가능하다는 것인데, 예를 들면, 집중지수를 비교할 때 0.04가 0.02의 2배라고 단정지을 수 없다는 것이다. 이와 같은 문제해결을 위해 Koolman과 van Doorslaer [28]는 Blackburn [29]의 재분배식을 변형하여 불평등 극복을 위한 필요량(R)을 계산하였다.

$$R_1 = \frac{300}{4} \beta_1 = 75C \quad \dots\dots(4)$$

β 는 소득순위 변수 n의 회귀계수이고, C는 집중지수, R₁은 불평등을 없애기 위해 재분배될 필요가 있는 건강의 양(amount of linear redistribution)이다. 방정식 (4)에 제시된 바와 같이 이 값은 슈츠(Schutz) 지수 값과 같은 의미를 지니지만, 슈츠 지수 값

이 가지는 지니(Gini)지수와 무관련성 단점을 보완하여 선형성을 가지게 되었다. 이는 집중지수의 상대적 의미 해석을 가능하게 하여 상호비교를 편리하고 직관적으로 할 수 있게 하였음을 의미한다 [28].

3) 전건강불평등(Total Health Inequality)

전건강불평등 지수는 지니지수의 아이디어를 이용하여 산출한다. Interval regression에서 구해진 주관적 건강상태의 연속 변수(cardinal utility) 값의 상대적 순위를 x 축으로 하고 그에 상응하는 주관적 건강상태의 누적치를 y 축으로 하여 x 축, y 축 모두 건강상태인 누적 분포도를 그리면 주관적 건강상태의 지니지수 값을 구할 수 있다. 전건강불평등 지수는 소득이나 교육 등 특정 변수에 기반한 건강불평등이 아니라 조사대상 인구집단의 내재적 건강 불평등을 의미한다. 때문에 전건강불평등 지수와 소득이나 교육 등 사회경제적 위치(socioeconomic position)변수에 기반한 건강불평등 지수를 비교하여 각 변수분포가 건강불평등에 미치는 영향을 분석할 수 있다.

4) 회피가능 건강불평등(Avoidable Health Inequality, I')

회피가능 건강불평등 지수를 산출하기 위해서 연령, 성별 등 개인이 타고난 특성에 기반한 건강불평등 지수 산출이 필요하다. Interval Regression 전체(full) 모형에서 연령과 성별만을 고려한 부분추정치(partial estimation)를 구하여, 이 부분추정치 값으로 연령-성 보정 건강불평등 지수(C*)를 산출할 수 있다. 이 값을 전체 모형에서 산출된 집중지수(C)와 비교하면 회피가능 건강불평등 지수(I*)를 산출할 수 있는데, 이를 식으로 표시하면 다음과 같다 [8].

$$I' = C - C^* \dots\dots\dots(5)$$

이때 부분추정치를 산출하기 위해서 반드시 전체 모형을 사용하여야 한다. 이는 연령과 성별만을 이용한 회귀식에서 추정치를 구할 경우, 전체모형 속의 일부분(nested model)이 아니라 완전히 다른 모형이 되어 회피가능 불평등 지수를 산출할 수가 없게 되기 때문이다.

5) 불평등 관련 요인 분해

(Decomposing Inequality)

건강수준에 대한 집중지수는 건강수준에 영향을 미치는 요소들의 부분 집중지수 값에 각 요소들의 건강탄력도(λ_k)를 곱한 값의 합으로 이루어진다. 건강탄력도란 단위 요소의 증가에 대한 건강상태의 변화를 의미하며 각 요소의 전체 건강수준에 대한 분율과 요소의 건강수준에 대한 회귀계수 값을 곱한 것으로 방정식으로 표시하면 다음과 같다.

$$\hat{\eta}_k = \hat{\beta}_k \overline{x_k} / \mu_k \dots\dots(6)$$

$$\hat{C} = \sum_k \hat{\eta}_k \hat{C}_k \dots\dots\dots(7)$$

여기서, x 는 건강수준에 영향을 미치는 요소이며, λ_k 는 전체 건강수준, β_k 는 요소 x 와 건강수준의 회귀식에서 요소의 회귀계수 값, k 는 건강수준에 영향을 미치는 요소들의 수, C_k 는 요소 k 의 집중지수 값이다 [8]. 방정식 (7)에 따르면 각 요소들의 건강 불평등에 대한 기여도는 각 요소들의 집중지수 값과 건강탄력도에 의해 좌우된다. 요소들의 집중지수는 각 요소가 소득수준에서 균등하게 분포되면 0(null)의 값을 가지게 되므로 건강수준 불평등에 대한 영향도 그만큼 줄어들게 될 것이다. 따라서 소득분포에서 각 요소가 균등히 분포되면 건강불평등은 그 요소의 기여도(A%)만큼 줄어들게 된다고 해석한다. 또한 건강탄력도가 0(null)이 되어도 건강불평등 역시 A% 만큼 줄어들게 될 것이다.

6) 통계분석

본 연구에 사용한 자료는 층화집락계통 추출법에 의한 것으로, 정확한 일차(first order) 추정치(표본평균, 분산 등)를 구하기 위하여 자료수집방법(sampling scheme)을 고려한 분석이 필요하다. 집중지수를 산출하기 위해 방정식 (2)를 이용하였고, 회귀분석시(interval regression과 집중지수 산출시) 가구간, 조사구간 2중의 연속 상관(serial correlation)을 고려한 robust Huber-White correction을 수행하였다. 분석은 STATA/SE 9.2 통계프로그램을 사용하였다.

결 과

1. 주관적 건강상태와 EQ-5D 비교

조사대상자가 응답한 주관적 건강상태의 누적 퍼센트를 2005년도에 조사된 EQ-5D 건강가중치 누적분포와 일치시켜 5계급의 주관적 건강상태 각각에 대한 상한 값(upper limit score)과 하한 값(lower limit score)을 계산하였다. 그 결과 전체적으로 주관적 건강상태에 비해 EQ-5D에 대한 응답이 전체적으로 상승(inflation)된 경향을 보였다.

2005년 국민건강영양조사의 경우 연령과 성별에 따라 동일 SAH에서의 EQ-5D의 분포가 달리 나타나 남자에 비해 여자가, 저연령층에 비해 고연령층일수록 EQ-5D의 평균치가 낮아지는 경향을 나타내었다. 특히 연령과 관련하여 연령과 EQ-5D는 반비례하는 경향을 가졌으나 연령이 높을수록 주관적 건강상태가 나쁘다고 염려하는 층에서 EQ-5D 건강가중치 값은 문제가 없는 것으로 응답하였다. 전체적으로 EQ-5D 5가지 각 문항(dimension)에서 문제가 없다고 응답하였지만(각 문항당 문제 없음으로 응답한 것) 주관적 건강상태는 나쁘다고 여기는 응답자가 연령대가 높아질수록 증가하는 경향을 보였다 (Table 2).

2. 건강불평등

전체적으로 우리나라 국민의 건강불평등은 약한 수준이기는 하지만 고소득층 편향(pro-rich)을 보였으며, 연도별로 보았을 때 불평등 정도가 심화되는 것으로 나타났다. 연도별로 집중지수를 구한 결과 2005년도의 경우 EQ-5D 건강가중치를 이용한 집중지수(C)는 0.0305, interval regression 기법을 사용한 집중지수는 0.0278로 계산되어 EQ-5D 건강가중치에 의한 건강 불평등이 주관적 건강불평등보다 9.7% 정도 크게 나타났다. 이는 우리나라 국민이 느끼는 주관적 불평등보다 측정도구에 의한 건강불평등이 상대적으로 크다는 것을 의미한다.

회피불가능 건강불평등(unavoidable health inequality) 지수는 실측 EQ-5D 건강가중치를 이용하였을 때 -0.0987, interval

regression 예측치를 이용하였을 때 -0.1113로 분석되었다. 연령, 성별에 따른 건강불평등을 제외한 이후에도 두 방법 모두 음(-)의 값을 가져 사회경제적 요소에 의한 건강불평등이 존재하고 있음을 알 수 있다.

2005년도의 전건강불평등(total health inequality) 지수는 0.0924이다. 이를 interval regression으로 산출한 집중지수와 비교해 보면 소득관련(income-related) 불평등이 30%를 차지하고 있음을 알 수 있다. 같은 방법은 적용하여 1998년도와 2001년도 분석한 결과 전건강불평등 중 소득관련 불평등이 각각 35.5%와 45.5%를 차지하고 있는 것으로 나타났다.

[Table 2]의 결과가 암시하는 바에 따라 성별에 따라 건강불평등에 차이가 있는지 조사하였다 (Table 4). 2005년 국민건강영양조사의 경우 남성에 비하여 여성에서 상대적으로 건강불평등이 심각하여 EQ-5D 건강불평등, 전건강불평등, 회피가능 건강불평등 등 모든 측정에서 불평등 정도가 남성보다 큼을 보여준다.

3. 건강불평등 분해

건강불평등에 기여하는 요소의 분해 방정식 결과를 [Table 4]에 제시하였다. 2005년 경우 시군구 지방자치단체의 재정자립도가 28% 미만인 지역에 거주하는 45세 미만의 남자이면서, 고졸 이하의 학력을 소지한 비유체 노동에 종사하는 사람이 가지는 건강불평등에 비해 전문대 이상의 학력을 소지한 군은 건강 형평성에서 20.3%의 이득을 보는 것으로 분석되었다. 반대로 육체노동군은 건강 형평성에서 불이익(음의 효과)이 존재하는 것으로 나타

Table 2. Age, sex stratified EuroQol-5Dimension valuation weights related to self assessed health in National Health and Nutrition Examination Survey, 2005

	0-44		45-64		65 or over	
	Male	Female	Male	Female	Male	Female
Upper limit of EQ-5D valuation weights						
Very good	1	1	1	1	1	1
Good	1	1	1	1	1	1
Fair	0.791	1	1	1	1	1
Bad	0.562	0.675	0.778	0.770	1	1
Very bad	0.0001	0.000	0.303	0.409	0.633	0.680
Mean of EQ-5D valuation weights						
Very good	0.981	0.967	0.969	0.931	0.957	0.854
Good	0.971	0.960	0.953	0.920	0.921	0.844
Fair	0.935	0.916	0.897	0.866	0.856	0.788
Bad	0.831	0.816	0.769	0.730	0.687	0.655
Very bad	0.654	0.659	0.493	0.513	0.406	0.412

났다. 학력과 시군구 지방자치단체의 재정자립도의 차이는 건강불평등에 양의 효과를 보였고, 조사대상자의 연령은 일정한 경향성을 보이지 않았다. 소득은 건강 형평성에서 차지하는 효과가 상당히 50%에 근접하거나 혹은 그 이상의 영향력을 보였다.

분해방정식과 관련하여 명심해야 할 것은 분해방정식의 기여도가 회귀방정식의 추정치이며 오차를 포함하고 있지 않다는 점이다. 때문에 회귀방정식에서 사용된 변수 이외에 측정되지 않는 변수(unmeasured unobserved variables)의 영향은 여전히 남아 있어 변수의 기여도 합이 100%가 되지 않는다.

고찰

본 연구는 1998년, 2001년, 2005년 국민건강영양조사 자료를 이용하여 주관적 건강상태에 따른 건강불평등을 분석하였다. 주관적 건강상태 설문문항이 가지는 단점을 EQ-5D 건강가중치를 이용하여 보완하였

으며 소득관련 건강불평등 외 전건강불평등, 회피가능 건강불평등 등을 분석하였다.

2005년 우리나라의 전건강불평등 지수는 0.0924로 이를 Koolman의 건강 재분배식(방정식 (4))에 따라 해석하면 건강불평등을 극복하기 위해서 전체 건강 수준 대비 6.93%의 건강 양이 고소득층에서 저소득층으로 재분배 되어야 함을 의미한다. 소득관련 주관적 건강불평등은 0.0278로 전건강불평등의 30%를 차지하였다. 또한, 성별 또는 연령에 기인하는 소득 관련 주관적 건강상태 불평등도는 -0.1113으로 저소득층 편향의 불평등을 보였다. 이는 인구학적 측면에선 저소득 계층의 주관적 건강상태가 상대적으로 양호한 것을 의미하는 것이지만, 사회경제적 요소를 고려한 회피가능 건강불평등이 0.1398로 상대적으로 강한 고소득층 편향을 보여 결과적으로 고소득층 편향의 건강불평등이 나타났다. 이것은 우리나라의 주관적 건강상태 불평등이 사회경제적 요인에 기인하고 있음을 암시하는 것이다.

2005년 국민건강영양조사 자료를 이용

Table 3. Concentration index and amount of linear redistribution

	2005				2001				1998			
	Population*		Sample†		Population*		Sample†		Population*		Sample†	
	C	R ₁ (%)	C	R ₁ (%)	C	R ₁ (%)	C	R ₁ (%)	C	R ₁ (%)	C	R ₁ (%)
Health Inequality												
EQ-5D score	0.0305	2.29%	0.033	2.48%	-	-	-	-	-	-	-	-
Interval regression estimation	0.0278	2.09%	0.0292	2.19%	0.0179	1.34%	0.0227	1.70%	0.0116	0.87%	0.0117	0.88%
Total Health Inequality(Gini)	0.0924	6.93%	0.0931	6.98%	0.0393	2.95%	0.0469	3.52%	0.0327	2.45%	0.0336	2.52%
Unavoidable Health Inequality												
EQ-5D score	-0.0987	-7.40%	-0.0946	-7.10%	-	-	-	-	-	-	-	-
Interval regression	-0.1113	-8.35%	-0.107	-8.03%	-0.0937	-7.03%	-0.1177	-8.83%	-0.0458	-3.44%	-0.0422	-3.17%
Avoidable Health Inequality(†*)	0.1398	10.49%	0.1373	10.30%	0.117	8.78%	0.1464	10.98%	0.0659	4.94%	0.0637	4.78%

* Population refers to the statistics of total population which were applied to survey design and weights
 † sample means sample statistics of each year's KNHANES.

Table 4. Concentration index by gender 2005

	2005 population			
	Male		Female	
	C	Ri(%)	C	Ri(%)
Health Inequality				
EQ-5D score	0.0421	3.16%	0.0478	3.59%
Total Health Inequality(Gini)	0.0768	5.76%	0.1037	7.78%
Unavoidable Health Inequality				
EQ-5D score	-0.1955	-14.66%	-0.2507	-18.80%
Avoidable Health Inequality(I*)	0.2376	17.82%	0.2985	22.39%

Table 5. Health inequality decomposition by year

	2005		2001		1998	
	C* contribution	t-value	C contribution	t-value	C contribution	t-value
C(predicted)*	0.0278		0.0179		0.0116	
I*	0.1398		0.117		0.0659	
Residual †	-13.87%		-26.25%		-83.51%	
Ln(Income)	47.66%	170.00	58.22%	150.00	102.94%	92.28
Age						
19~44			Reference			
45~64	-1.25%	2.29	0.47%	1.09	7.09%	4.67
65 or over	31.37%	9.97	19.97%	5.82	17.59%	4.66
Gender						
Male			Reference			
Female	1.09%	3.49	0.61%	0.88	1.87%	0.45
Education						
< High school			Reference			
High school	2.10%	2.37	2.78%	1.66	9.33%	4.00
> High school	20.29%	19.16	26.54%	11.05	30.60%	9.36
Job						
Non-manual			Reference			
Manual worker	-0.79%	7.28	-0.54%	6.86	-0.70%	4.26
Others	11.14%	12.96	16.36%	8.64	11.52%	6.02
Financial independence						
0 ~ 27%			Reference			
28 ~ 37%	0.33%	3.40	0.08%	2.08	0.35%	1.75
38 ~ 49%	0.13%	1.28	0.01%	1.24	0.93%	2.90
50% or over	1.80%	6.78	1.75%	6.87	1.99%	4.07

* Concentration index value

† Residual refers to the effect of unobserved variables on health inequality index.

Table 6. Euro-Qol 5Dimension valuation weights related to self assessed score of England and Korea

	Korea 2005*			Korea 1998*			England 1996†		
	Proportion	Lower limit	Upper limit	Proportion	Lower limit	Upper limit	Proportion	Lower limit	Upper limit
Very good,									
Good	0.4639	1	1	0.4247	1	1	0.448	1	1
Fair	0.3513	0.789	1	0.3557	0.778	1	0.342	0.725	1
Bad	0.1618	0.316	0.787	0.1849	0.514	0.777	0.169	0.195	0.725
Very bad	0.0230	0	0.315	0.0338	0	0.513	0.041	0	0.195

* Korea National Health and Nutrition Examination Survey

† 1996 Health Survey of England (Retana, 2003)

한 건강불평등 분해 방정식의 결과는 학력과 지방의 재정자립도가 향상될수록 건강 불평등에 양의 효과를 보이며, 소득이 건강형평성에서 차지하는 효과가 상당히 큰 것으로 나타났다.

본 연구의 결과는 기존의 연구결과들과 일치하였는데, Kim 등 [30,31]은 1998년, 2001년 국민건강영양조사와 건강보험공단 자료 등을 이용한 연구에서 만성병 유

병률이나 주관적 건강상태가 교육수준과 소득수준에 반비례하는 현상을 보고하였다. 1989, 1992, 1995, 1999년 사회통계조사 자료를 이용하여 주관적 건강상태에 대한 상대적 불평등(relative index of inequalities, RII)을 조사한 Khang 등 [9]은 교육수준에 따른 주관적 불건강 상태(주관적 건강상태가 보통 이하인 비율)가 성에 관계없이 계속적으로 증가하고 있다고 보고하였다.

2001년 국민건강영양조사 자료를 이용한 Kim과 Kim [3]의 연구에서는 불건강 집중 지수가 저소득층에 불리한 경향을 보이며 1999년에 비해 심화되었다고 보고하였다. 또한 최근 Kang 등 [32]도 지난 10년간 소득불평등이 더욱 심화되었으며 양극화 현상이 소득 및 건강에서 뚜렷하게 진행된 것으로 보고한 바 있다.

주관적 건강상태를 포함하여 다양한 건강측정 방식에서 성별에 따른 건강불평등을 연구되었다 [33-39]. 건강불평등을 측정하는 사회경제적 측정요소가 중요한 매개 역할을 하지만 건강불평등에 있어 일반적으로 남성이 여성보다 건강불평등이 심각한 것으로 보고되고 있다 [33]. 그러나 조사 대상자의 나이, 결혼상태에 따라 건강불평등에 차이를 보이며, 여성의 사회경제적 위치가 개별, 배우자 혹은 가구의 사회경제적 위치에 의존하는 경향을 보인다 [36-38]. 직장을 가진 집단으로 수행된 연구에서 주관적 건강상태가 여성에 있어서 더 심각한 것으로 보고되었으며 여성에 대한 가족의 의존성이 건강결과와 관련이 있음이 보고되었다 [36]. 그러나 일본의 연구는 상반된 결과를 보여준다, 여성직장인을 대상으로 주관적 건강상태의 불평등을 조사한 결과 남성과는 달리 뚜렷한 건강불평등을 관찰하지 못하였다 [33]. 가족수로 보정된 가구소득 기반 주관적 건강상태 불평등을 연구한 일본연구는 본 연구 결과와 유사하게 여성에게서 보다 심각한 건강불평등이 관찰되었다 [39]. 가구소득이 여성의 사회경제적 위치를 파악하는 요소가 될 수 있는지에 대한 의문이 제기될 수 있지만 직업등급(employment grade)보다 여성의 사회경제적 지위를 파악하는데 보다 나은 요소로 평가한 연구가 있다 [33,39]. 일본과 우리나라에서 조사된 여성의 상대적 건강 불평등은 동일한 사회경제적 기준 하에 남성이 느끼는 건강상태보다 저소득 여성에게서 보다 심각한 건강불평등이 존재함을 의미하는 것으로 여성의 지위 및 역할에 대한 사회적 인식 및 현실과 관련이 있는 것으로 해석할 수 있지만 보다 체계적인 연구가 필요하다.

1996년 유럽연합 가구패널조사(European Community Household Panel) 자료를 이용한 van Doorslaer와 Koolman [7]의 건강불평

등 조사는 본 연구에서 수행된 방법을 적용하였다. 그러나 van Doorslaer와 Koolman [7]의 연구는 HUI 지수를 사용하였고 소득의 균등화를 위해서 가구원수와 가구 구성을 고려한 변형된 OECD(modified OECD) 균등화 지수를 사용하였다. van Doorslaer와 Koolman [7]의 연구와 본 연구를 비교해 본 결과 다음과 같은 경향을 발견할 수 있었다. van Doorslaer와 Koolman의 연구에서는 조사대상국 대부분의 나라에서 연령-성 보정 건강불평등 지수가 음의 값을 가졌으나 그 크기가 아주 적었고, 사회경제적 요인에 의한 건강불평등(회피 가능 건강불평등) 지수는 소득관련 건강불평등 지수보다 약간 큰 값의 고소득층 편향을 보였다. 우리나라의 경우는 연령-성 보정 건강불평등이 매우 큰 저소득 편향을 보여 회피가능 건강불평등은 유럽 국가의 그것에 비하여 아주 큰 값을 가졌다. 특히, 포르투갈, 영국, 그리스의 건강불평등 값은 우리나라와 비슷하나 연령-성 보정 건강불평등 지수는 우리나라에 비해 아주 적은 수치를 보였다.

영국과 벨기에의 연구는 EQ-5D를 이용하여 건강불평등을 조사하였다는 점에서 본 연구와 유사성을 가진다. Retana와 Jones [21]의 연구에서 제시된 주관적 건강상태와 EQ-5D 건강가중치의 분포를 비교한 것을 보면 주관적 건강상태의 “아주 좋음”, “ 좋음”, “보통”과 “나쁨”의 상한 값과 하한 값이 우리나라의 그것과 비슷하였다. 이와 관련된 시사점 중의 하나는 건강상태가 보통(fair) 이상인 인구집단에 대해서 EQ-5D의 분별력이 낮아 “ 좋음”과 “아주 좋음”이 구분되지 않았는데, 이는 EQ-5D 측정도구와 주관적 건강상태가 개인의 건강수준을 측정하는 방법상의 차이라고 생각된다.

벨기에 연구 [20]는 1994-2001년 벨기에 가구 패널 조사(Panel study of Belgian Household) 자료를 이용하였는데, 연도별로 약간의 차이는 있으나 집중지수의 값이 0.016-0.018의 범위에 분포하고 연도가 지날수록 고소득층 편향의 불평등도가 심해지는 양상이 우리나라와 비슷하였다.

본 연구자들이 조사한 바에 따르면 우리나라에서 EQ-5D 건강가중치를 측정하는 논문은 모두 2편이었는데, 각 논문에서 제시

한 EQ-5D 건강가중치 값에 따른 건강불평등 효과를 비교해 보기 위해 각각의 건강가중치를 사용하여 2005년 건강불평등을 계산해 보았다. 그 결과 각 EQ-5D 건강가중치 분포에 따라 2005년 소득관련 건강불평등 지수에 차이가 나타났는데, Kang 등 [25]의 건강가중치에 비해 Jo [26]가 개발한 건강가중치를 사용하였을 때 건강불평등이 보다 완화되는 것으로 나타났다. 두 가지의 건강가중치를 이용하여 건강불평등 지수를 산출하였을 때 모두 고소득 편향을 보였지만, Jo [26]의 건강가중치를 이용하였을 때 건강불평등 크기의 절대값이 Kang [25]의 건강가중치를 이용했을 때 보다 작은 양상을 보였다. 이는 Jo [26]의 건강가중치가 Kang [25]의 건강가중치보다 분산이 크고, 죽음보다 못한 상태를 나타내는 음(-)의 값을 갖는 EQ-5D 건강가중치가 상대적으로 큰 부분을 차지하기 때문이라 판단된다.

본 연구의 한계는 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째 본 연구에서 사용한 EQ-5D와 주관적 건강상태의 건강수준 측정 방법상의 차이에서 기인한 문제가 있을 수 있다. EQ-5D 건강가중치 값으로 주관적 건강상태를 보정하는 방법은 주관적 건강상태에 의한 건강불평등 측정의 한계를 극복하는 대안으로 제시되어 여러 연구자에 의해 신뢰도와 타당도가 인정되었다. 그럼에도 불구하고 주관적 건강상태가 나타내고자 하는 건강 수준을 EQ-5D 건강가중치로 표현하기에는 한계가 있는 것으로 생각된다. 따라서 주관적 건강상태가 의미하는 개인의 건강의 잠재적 건강수준(latent health status)을 EQ-5D가 보완할 수 있는지에 대한 연구가 필요하다고 생각되었다.

둘째, 건강수준에 대한 우리나라의 대표 건강가중치가 없기 때문에, 어떤 건강가중치를 사용하느냐에 따라 건강불평등 정도에 차이가 있을 수 있다. 본 연구에 적용된 건강가중치는 국민건강영양조사에 참여한 연구자와 조사원에 의해 조사된 자료를 이용하였다는 점을 고려하여 건강가중치를 선택하였다.

셋째, 1998년 국민건강영양조사 자료를 이용한 분석에서 2001년 시군구 지방자치단체의 재정자립도를 이용하였다. 2001년

과 2005년을 비교했을 때, 전체 조사구의 1/4 정도에서 재정자립도의 변화가 있었으므로, 같은 경향이 반복된다고 가정할 때 1998년 자료 분석시 2001년 재정자립도의 사용으로 재정자립도가 28% 미만인 지역(기준지역)에 비하여 주관적 건강상태가 과대평가되었을 가능성이 있을 수 있다. 그러나 2001년과 2005년 재정자립도의 변화가 양인 지역과 음인 지역의 수가 거의 비슷할 뿐만 아니라 그 크기도 적어 영향이 크지 않을 것으로 판단되었다. 즉 interval regression 분석에서 재정자립도가 건강상태에 양의 방향으로 영향을 미치기는 하지만 통계적으로 유의하지 않고 영향의 크기가 다른 변수의 1/10정도에 지나지 않았다.

넷째, 본 연구에서 사용한 3개년도 국민건강영양조사의 표본추출 방법의 불안정에 기인한 연구결과의 일반화 문제가 있을 수 있다. [Table 1]에 제시된 바와 같이 성별 및 연령대의 가중치 적용 비율이 우리나라 추정 인구분포와 차이가 있어 본 연구결과의 일반화 및 해석상의 주의가 요구된다.

본 연구의 주된 결론은 고소득층 편향의 건강불평등이 존재함은 물론 1998년 이후 심화되고 있다는 것이다. 본 연구결과는 보건의로 분야의 불평등을 해소하기 위해서 전국단위 및 지역행정 단위의 포괄적인 건강 형평성 모니터링은 물론 사회계층에 따른 특화된 건강증진 정책의 추진이 요구되고 있음을 시사한다. 건강 수준의 제고와 관련하여 우선적으로 추진할 수 있는 것은 건강에 영향을 주는 정책의 수행에 앞서 건강불평등이 가져올 영향에 대한 평가를 수행하는 일이다. 따라서 불평등이 집중되어 있는 특정 계층에 우선 주목하여 전국적인 건강불평등 모니터링을 추진하고 이들 계층에 대한 건강정책의 추진에 건강불평등 영향평가와 이의 해소를 위한 지역적 목표의 설정 등이 필요하다고 판단된다.

참고문헌

1. Macinko JA, Starfield B. Annotated bibliography on equity in health, 1980-2001. *Int J Equity Health* 2002; 1(1): 1.

2. Choi BH, Roh YH, Yoon BS, Shin HW, Kim MH, Kim CY. *Measuring Inequity in Health Care and Policy Proposals in Korea*. Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs; 2007. (Korean)
3. Kim CY, Kim MH. Equity of Health Status and Medical Utilization in Korea. In: Choi JS, editor. *Health Behavior and Disease Pattern in Korea-Analysis of Korea National and Nutrition Examination Survey 2001*. Seoul: Ministry of Health and Social Welfare, Korea Institute for Health and Social Affairs; 2003, p.477-481. (Korean)
4. Mun SH. Equity in the finance and delivery of health care. *Korean Soc Secur Stud* 2004; 20(1): 59-81. (Korean)
5. van Doorslaer E, Wagstaff A, Bleichrodt H, Calonge S, Gerdtham UG, Gerfin M, et al. Income-related inequalities in health: Some international comparisons. *J Health Econ* 1997; 16(1): 93-112.
6. van Doorslaer E, Jones AM. Income-related inequality in health and health care in the European Union. *Health Econ* 2004; 13(7): 605-608.
7. van Doorslaer E, Koolman X. Explaining the differences in income-related health inequalities across European countries. *Health Econ* 2004; 13(7): 609-628.
8. van Doorslaer E, Jones AM. Inequalities in self-reported health: Validation of a new approach to measurement. *J Health Econ* 2003; 22(1): 61-87.
9. Khang YH, Lynch JW, Yun S, Lee SI. Trends in socioeconomic health inequalities in Korea: use of mortality and morbidity measures. *J Epidemiol Community Health* 2004; 58(4): 308-314.
10. Jee SH, Ohrr HC, Kim IS. Self rated health and mortality in elderly Kangwha cohort, 8-year follow up. *Korean J Epidemiol* 1994; 16(2): 172-180. (Korean)
11. Kweon SS, Kim SY, Im JS, Sohn SJ, Choi JS. Self-rating perceived health: The influence on health care utilization and death risk. *Korean J Prev Med* 1999; 32(3): 355-360. (Korean)
12. Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav* 1997; 38(1): 21-37.
13. van Doorslaer E, Wagstaff A, van der Burg H, Christiansen T, De Graeve D, Duchesne I, et al. Equity in the delivery of health care in Europe and the US. *J Health Econ* 2000; 19(5): 553-583.
14. Bound J. Self-reported versus objective measures of health in retirement models. *J Hum Resour* 1991; 26(1): 139-153.
15. Crossley TF, Kennedy S. The reliability of self-assessed health status. *J Health Econ* 2002; 21(4): 643-658.
16. Kerkhofs M, Lindeboom M. Subjective health measures and state dependent reporting errors. *Health Econ* 1995; 4(3): 221-235.
17. Groot W. Adaptation and scale of reference bias in self-assessments of quality of life. *J Health Econ* 2000; 19(3): 403-420.
18. Sadana R, Mathers CD, Lopez AD, Murray CJ, Iburg K. *Comparative Analysis of more than 50 Household Surveys on Health Status*. Geneva: WHO; 2007. (GPE Discussion Paper No. 15.)
19. Hernandez-Quevedo C, Jones AM, Rice N. *Reporting Bias and Heterogeneity in Self-assessed Health. Evidence from the British Household Panel Survey: ECuity project III Group working Paper #19*; 2004.
20. Lecluyse A. Income-related health inequality in Belgium: A longitudinal perspective. *Eur J Health Econ* 2007; 8(3): 237-243.
21. Retana LF, Jones AM. *Inequalities in Self-assessed Health in the Health Survey of England*. ECuity Project III Working Paper #11; 2003.
22. Leu RE, Schellhorn M. *The Evolution of Income-Related Health Inequalities in Switzerland over Time*. ECuity Project III Working Paper #22; 2004.
23. van Doorslaer E, Gerdtham UG. Does inequality in self-assessed health predict inequality in survival by income? Evidence from Swedish data. *Soc Sci Med* 2003; 57(9): 1621-1629.
24. KOSIS: Korea Statistical Information System [Internet]. Dependency ratio, Aged-child ratio, and Median age of Korea. Daejeon: Korea National Statistical Office. 2007. [cited 2007 Feb 16] . Available from: URL:<http://www.kosis.co.kr>.
25. Kang EJ, Shin HS, Park HJ, Kim NY. A valuation of health status using EQ-5D. *Korean J Health Econ Policy* 2006; 12(2):19-43. (Korean)
26. Jo MW. *Estimating Quality Weights for EQ-5D Health States with Time Trade-Off Methods in South Korea* [dissertation]. Korea: Univ Ulsan; 2005. (Korean)
27. Kakwani N, Wagstaff A, van Doorslaer E. Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation, and statistical inference. *J Econometr* 1997; 77(1): 87-103.
28. Koolman X, van Doorslaer E. On the interpretation of a concentration index of inequality. *Health Econ* 2004; 13(7): 649-656.
29. Blackburn ML. Interpreting the magnitude of changes in measures of income inequality. *J Econ* 1989; 42(1): 21-25.
30. Kim HR, Khang YH, Yoon KJ, Kim CS. *Socioeconomic Health Inequalities and Counter Policies in Korea*. Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs; 2004. (Korean)
31. Kim HR, Khang YH, Park EJ, Choi JS, Lee YH, Kim YS. *Socioeconomic, Behavioral, Nutritional, and Biological Determinants of Morbidity, Mortality, and Medical Utilization in South Korea-Analysis of Korea National and Nutrition Examination Survey(KNHANES) Linked Data*. Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs; 2007. (Korean)
32. Kang SW, Kim JW, Kim TW, Choi HS, Lim WS. *Change in Poverty and Inequality-related Indicators in Korea*. Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs; 2007. (Korean)
33. Martikainen P, Lahelma E, Marmot M, Sekine M, Nishi N, Kagamimori S. A comparison of socioeconomic differences in physical functioning and perceived health among male and female employees in Britain, Finland and Japan. *Soc Sci Med* 2004; 59(6): 1287-1295.
34. MacIntyre S, Hunt K. Socio-economic position, gender and health: How do they interact? *J Health Psychol* 1997; 2(3): 315-334.
35. Mustard CA, Etches J. Gender differences in socioeconomic inequality in mortality. *J Epidemiol Community Health* 2003; 57(12): 974-980.
36. Artazcoz L, Borrell C, Benach J. Gender inequalities in health among workers: The relation with family demands. *J Epidemiol Community Health* 2001; 55(9): 639-647.
37. Matthews S, Manor O, Power C. Social inequalities in health: Are there gender differences? *Soc Sci Med* 1999; 48(1): 49-60.
38. Thurston RC, Kubzansky LD, Kawachi I, Berkman LF. Is the association between socioeconomic position and coronary heart disease stronger in women than in men? *Am J Epidemiol* 2005; 162(1): 57-65.
39. Honjo K, Kawakami N, Takeshima T, Tachimori H, Ono Y, Uda H, et al. Social class inequalities in self-rated health and their gender and age group differences in Japan. *J Epidemiol* 2006; 16(6): 223-232.