

## 한국사회의 지역박탈과 사회적 자본이 주관적 건강수준에 미치는 영향

박은주<sup>1</sup>, 연미연<sup>2</sup>, 김철웅<sup>2\*</sup>

<sup>1</sup>충남대학교 보건대학원,

<sup>2</sup>충남대학교 의과대학/의학전문대학원 예방의학교실

### Effect of Area deprivation and Social capital on Self rated health among Koreans

Eun-Joo Park<sup>1</sup>, Mi-Yeon Yeon<sup>2</sup>, Chul-Woung Kim<sup>2\*</sup>

<sup>1</sup>Department of public health, Chungnam national University Graduate school,

<sup>2</sup>Department of Preventive Medecine, Chungnam national University school of medicine

**요약** 본 연구의 목적은 지역박탈지수와 사회적 자본이 주관적 건강수준에 미치는 영향을 알아봄으로써 주거지역의 특성이 그 지역에 거주하는 인구집단의 건강에 영향을 미치는지를 파악해 보고자 함이다. 이를 위해 2011년 지역사회건강조사를 활용하여 전국 253개 지역의 229,186명을 대상으로 다수준 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 주관적 건강수준에 대한 5개의 응답범주 중 자신의 건강을 ‘보통’, ‘좋지 않음’, ‘매우 좋지 않음’ 이라고 응답한 인구집단을 대상으로 첫번째 분석이 이루어졌으며, ‘보통’을 제외하고 ‘좋지 않음’, ‘매우 좋지 않음’ 이라고 응답한 인구집단을 대상으로 두번째 분석이 이루어졌다. 분석결과 두 번째 분석에서 지역박탈지수가 통계적으로 유의미했던 반면 ‘보통’이라고 응답한 인구집단이 비양호건강 집단에 포함된 첫 번째 그룹에서는 유의미하지 않았다. 사회적 자본은 두 그룹 모두 유의미하지 않았다. 본 연구에서 값이 크지는 않지만 지역박탈지수가 지역의 맥락효과로서의 설명력을 보였으며 그 효과는 일부지역에 국한된 것이 아니라 한국 사회 전체에 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 향후 지역적 개입을 통한 건강수준향상을 위한 노력이 경주되어야 함을 알 수 있었다. 또한 주관적 건강수준 평가 연구에서 기존 연구결과와 비교 분석을 하려면 ‘비양호’ 또는 ‘양호’의 기준을 동일하게 설정할 필요가 있다.

**Abstract** The purpose of this study is to examine how area characteristics influence the health of a population in a particular area by investigating how area deprivation and social capital influence self-rated health. For this study, a multi-level logistic regression was employed to analyze the data collected by Community Health Survey conducted on a target population of 229,186 living at 253 administrative areas of Korea in 2011. First, an analysis was conducted for subjects who have rated their self-health assessment as 'fair', 'poor', and 'very poor' in a 5 -item response survey. Then, a second analysis was conducted for the same subjects by excluding those with a rating of 'fair'. As a result, we found that area deprivation significantly influenced the population's health, according to our second analysis, while it was not significant according to our first analysis. Moreover, social capital was not significant in both analyses. Area deprivation-although the value of it was not so high-seems to explain the differences of individual self-rated health assessment as a contextual effect. In addition, influence of area characteristics is not limited to certain local areas, but to all local areas of Korea. Therefore, it is suggested that efforts to improve area characteristics are necessary to upgrade the individual's health level. A standardized classification system-distinguishing between good and poor self-rated health-is necessary through further comparative studies on self-rated health assessment.

**Keywords** : Area deprivation, contextual effect, Mutillevel analysis, self rated health, social capital

\*Corresponding Author : Chul-Woung Kim(Chungnam national University school of medicine)

Tel: +82-10-2992-0948 email: woung2@gmail.com

Received July 12, 2016

Revised (1st August 4, 2016, 2nd August 12, 2016)

Accepted October 7, 2016

Published October 31, 2016

## 1. 서론

### 1.1 연구의 배경 및 목적

#### 1.1.1 연구의 배경

사람들이 살아가는 지역이 개인의 건강을 설명하는데 있어서 중요하다라는 인식이 점점 더 커지고 있다 [1-3]. 이러한 흐름은 개인의 근위부에 위치한 예측인자들과 건강과의 단단한 관계를 넘어서 지역수준의 맥락효과가 개인의 건강에 영향을 미칠 것이라는 관심으로 발전하였다. 상당히 많은 연구들에서 개인수준의 특성과는 별개로 사망률과 유병률, 주관적 건강수준 등에서 지역특성과의 관련성을 보이고 있다 [4-5]. 건강과 관련성을 가지는 지역효과에 대한 문헌들은 2개의 주요 영역으로 나누어진다. 하나는 지역의 물리적 환경 즉 환경오염, 공공의 장소, 자원에 대한 접근성 등이며, 다른 하나는 지역의 사회적 환경 즉 사회 규범, 사회 응집력 등이다 [6-7]. 지역의 물리적 환경이라 볼 수 있는 지역박탈 지수를 이용한 몇몇 다수준분석 연구에서는 박탈지역의 주민들과 보다 부유한 근린지역(neighbourhood)의 주민들을 비교했을 때 박탈지역의 주민들에게서 더 높은 비양호 주관적 건강수준을 보이는 경향이 보고되었다 [8-11].

또한 사회적 환경 변수로 사회적 자본을 반영하여 수행한 연구도 많다. 사회적 자본은 개인이나 단체가 그들의 사회적 관계를 통해서 사용할 수 있게 된 자원으로 [12] 개인간의 신뢰수준이나 호혜주의와 상부상조의 규범처럼 개인들을 위한 자원으로 기능하면서 집단행동을 촉진시키는 사회구조의 특징으로 정의되었다 [13-15]. 많은 연구에서 사회적 자본은 집단이나 조직, 지역의 발전과 성과 및 효율성을 설명하는 요인으로 연구되어왔다 [16-18]. 또한 사회적 자본은 주관적 건강수준 [19-20], 정신건강 [21-22], 사망률 [23-25], 건강행태 [26-27], 건강관련 삶의 질 [28] 을 포함하는 넓은 영역의 건강결과를 연결시켜왔다.

그러나 여러 서구지역의 보고와는 달리 한국을 대상으로 한 연구에서는 지역의 맥락효과와 개인의 건강과의 관련성에 대한 연구사례가 많지 않았다 [29]. 다만 최근에 서울 등 일부 지역을 대상으로 한 연구에서 맥락효과를 보고하였다 [30-32].

주관적 건강수준은 집단의 건강을 평가하는 가장 일반적인 지표 중 하나이다 [8]. 그런 이유로 한국을 포함한 전 세계에서 행해지는 공중보건 설문조사에서 관례

적인 질문이 되어왔다.

또한 많은 선행연구에서 주관적 건강수준은 개인의 신체적, 정신적 상태의 믿을 만한 지표로 알려졌으며 [33-34] 최근 국내 연구에서는 근린환경요인 분석의 지표 및 청소년의 심리사회적 요인 분석의 지표로서도 사용되었다 [35-36]. 특히 비양호 주관적 건강수준은 미래의 건강악화, 더 높은 의료이용, 사망률을 예측할 수 있는 변수로 사용되어 왔다 [37-39].

전 세계적으로 주관적 건강수준에 대한 응답문항은 대부분 5개이나 응답 범주는 상이하다. 미국, 캐나다, 뉴질랜드, 오스트레일리아에서 사용하는 응답 범주는 ‘탁월함’, ‘매우 좋음’, ‘좋음’, ‘보통’, ‘좋지 않음’(excellent, very good, good, fair, poor)과 같이 비대칭적(긍정적인 답의 선택폭이 넓음)이다 [40].

반면 우리나라를 포함하는 대부분의 OECD 회원국의 응답범주는 ‘매우 좋음’, ‘좋음’, ‘보통’, ‘좋지 않음’, ‘매우 좋지 않음’(very good, good, fair, poor, very poor)과 같이 대칭적이다. 이들을 ‘양호’와 ‘비양호’로 분류하는 이분형 분류 방식도 OECD를 비롯한 많은 선행 연구에서 비대칭형의 경우 ‘탁월함’, ‘매우 좋음’, ‘좋음’을 ‘양호’로 ‘보통’, ‘좋지 않음’을 ‘비양호’로 분류(비대칭 3:2)하였다. 그리고, 대칭형의 경우 ‘매우 좋음’, ‘좋음’을 ‘양호’로 ‘보통’, ‘좋지 않음’, ‘매우 좋지 않음’을 비양호로 분류(대칭 2:3)하였다. 이것은 보통(fair)을 비양호로 분류하는 일반적 기준에 근거한다고 볼 수 있다 [40].

그런데, 기존의 우리나라 연구에서는 주관적 건강수준의 5개 응답범주를 양호와 비양호로 나누는 합의된 기준을 가지고 있지 않다. 따라서 본 연구에서는 보통을 ‘비양호’로 분류하는 일반적인 방법과 최근 우리나라 논문에서 종종 볼 수 있는 보통을 ‘양호’로 분류하는 [30-32] 2가지의 분석방법을 하나의 데이터를 가지고 분석함으로써 ‘건강수준의 분류방식’에 따라서 연구결과가 어떻게 달라지는 지를 분석하고 향후 주관적 건강수준 평가 연구에서 지표를 제시하고자 한다.

또한 지역의 특성 중 사회경제적인 상태를 측정하는 지역박탈지수와 사회적 환경변수인 사회적자본을 사용하여 전국 253개 시군구 행정구역단위 모두를 대상으로 이들이 개인수준의 구성적 특성과는 독립적으로 지역의 맥락적 특성이 개인의 주관적 건강수준에 얼마만큼의 영향을 주는지도 알아보고자한다.

### 1.1.2 연구의 목적

연구를 위한 구체적인 목적은 다음과 같다.

첫째, 자신의 건강을 ‘보통’, ‘좋지 않음’, ‘매우 좋지 않음’ 이라고 응답한 인구집단을 비양호 주관적 건강그룹에 넣어 비양호 주관적 건강수준과 지역박탈지수 및 사회적 자본과의 관련성을 파악한다.

둘째, 자신의 건강을 ‘좋지 않음’, ‘매우 좋지 않음’ 이라고 응답한 인구집단을 비양호 주관적 건강그룹에 넣어 비양호 주관적 건강수준과 지역박탈지수 및 사회적 자본과의 관련성을 파악한다.

## 2. 본론

### 2.1 자료 및 방법

#### 2.1.1 자료

분석에 사용된 데이터는 2011년 지역사회건강조사 자료를 활용하였다. 자료는 해당 절차를 거쳐 지역사회건강조사 홈페이지에서 다운로드 받았다. 지역사회 건강 조사는 2008년부터 매년 실시하는 전국 표본조사로서 안전행정부의 전국 주소자료와 국토교통부의 주택유형 및 세대수 자료를 협조받아 표본 추출틀을 작성하고 이를 기반으로 보건소별로 만 19세 이상 성인이 평균 900명이 조사될 수 있도록 표본가구를 추출한다 [41]. 본 연구에서는 2011년 원시자료 총 229,226명 중 결측치 40명을 제외한 229,186명을 대상으로 분석하였다.

#### 2.1.2 변수

본 연구의 종속변수는 ‘주관적 비양호 건강수준’이다. 또한 독립변수는 개인수준의 변수와 집단수준의 변수로 분류하였다(Fig 1).

집단수준 변수에는 지역박탈지수와 사회적 자본(지역사회 신뢰도, 지역사회 상호부조율, 1인당 지역사회 활동참여율, 투표참여율), 도시유형이 사용되었다.

지역박탈지수는 김동진 등이 개발한 한국형 지역박탈지수(KorDep\_2010)를 사용하였으며 이들이 사용한 지역박탈지수의 구성지표는 1인 가구, 자가용 없음, 낙후된 주거환경, 아파트 거주 아님, 여성 가구주 가구, 낮은 교육수준, 노인인구, 낮은 사회계급(가구주 기준), 이혼·사별 등 9개의 지표로 지역박탈지수는 이들 9개 지표에 대하여 Z-score를 한 표준화 점수를 산출한 다음 합산한

결과이다 [42].

사회적 자본을 지역변수로 사용하기 위해 네 개의 변수 중 지역사회 신뢰도, 지역사회 상호부조율은 지역마다(253개 지역) 표본집단 전체(결측치 제외)에서 ‘예’라고 대답한 비율을 구해 각각의 지역을 4구간으로 나누어 분석하였다. 지역사회활동참여율의 경우 각 지역마다 1인당 참여하고 있는 그룹의 수의 평균을 가지고 역시 4구간으로 나누어 분석하였다. 투표참여율의 경우 2014년 6월 4일 시행된 제6회 전국동시지방선거 투표율을 사용하였으며 4구간으로 나누어 분석하였다.

도시유형은 대한민국의 행정구역(253개 지역)에 따라 대도시, 중소도시, 농어촌으로 나누었다. 대도시는 서울특별시와 6개 광역시에 속해있는 시·구 69개 지역(이 지역에 속한 5개 군은 농어촌으로 분류), 중소도시는 9개 도에 속해 있는 시 99개 지역, 농어촌은 모든 군 85개 지역으로 분류하였다.

개인수준 변수에는 인구학적 변수(연령, 성별, 결혼상태), 사회경제적 변수(월평균근등화가구소득, 교육정도) 그리고 생활양식특성 변수(비만 여부, 현재흡연여부, 스트레스 인지율, 동반이환수, 걷기실천여부), 사회적 자본 변수(지역사회 신뢰도, 지역사회 상호부조율, 지역사회 활동참여율)가 건강상태에 대해 미치는 구성적 효과를 보정하기 위해 포함되었다.

인구학적 변수 중 결혼상태는 배우자가 있으면서 동거하는 경우와 그 외 결혼한 적이 없거나 별거, 이혼, 사별 등으로 배우자와 함께 있지 않는 경우로 분류하였다.

사회경제적 변수 중 월평균근등화가구소득은 월평균 가구원의 소득을 가구원수의 제곱근으로 나눠 산출한 소득으로 이를 5분위로 분류하였으며, 교육정도는 초졸이하, 중졸이하, 고졸이하, 대졸이상 등 4분위로 분류하였다. 생활양식특성 변수 중 비만 여부는 BMI $\geq$ 25는 비만으로, BMI<25는 비만이 아닌 것으로 분류하였다. 스트레스인지율의 경우 “평소 일상생활 중에 스트레스를 어느 정도 느끼고 있습니까?” 라는 질문의 응답 중 ‘대단히 많이 느낀다’와 ‘많이 느끼는 편이다’를 ‘높음’으로 ‘조금 느끼는 편이다’와 ‘거의 느끼지 않는다’를 ‘낮음’으로 그룹화 하여 분류하였다. 걷기실천여부는 최근 1주일 동안 1회 30분 이상 걸기를 주 5일 이상 실천한 것을 기준으로 분류하였다.

사회적 자본을 측정하기 위해서 사용된 지역사회 신뢰도, 지역사회 상호부조율, 지역사회 활동참여율 지표

는 퍼트남 [43] 과 가와치 [44] 가 사용한 것과 같았는데, 지역사회 신뢰도는 ‘우리 동네 사람들은 서로 믿고 신뢰할 수 있다’ 라는 질문에, 상호부조율은 ‘이웃에 경조사가 있을 때 주민 사이에 서로 도움을 주고받는 전통이 있다.’라는 질문에 대한 대답으로 ‘있음’과 ‘없음’으로 나누어 분석하였다. 지역사회 활동참여율은 ‘종교활동, 친목활동(계모임, 동창회, 노인정, 향유회, 종친회 등), 여가/레저 활동, 자선단체 활동 등에 한 달에 한번 이상 정기적으로 참여합니까?’라는 질문에 0개, 1개, 2개, 3개, 4개로 분류하였다.

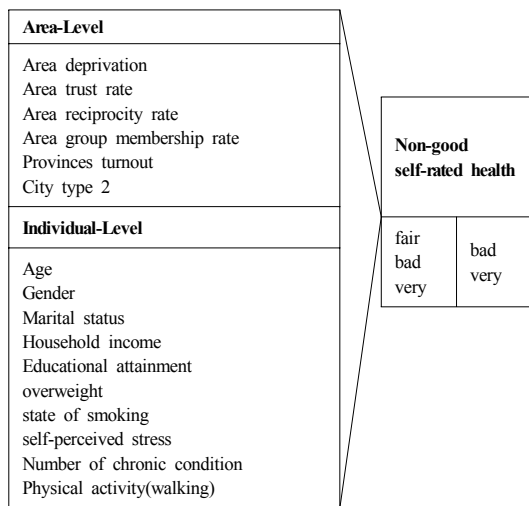


Fig. 1. Reseach design

### 2.1.3 분석방법

본 연구는 다수준 로지스틱 회귀분석을 수행하였다. 지역사회와 개인수준에서 존재하는 주관적 건강수준 변량의 다층적 결정요인을 분석하기 위해서 HLM 7.01 for windows (SSI Inc., Skokie, IL, USA) 프로그램으로 다수준 분석을 시행하였으며 종속변수로 사용되는 주관적 건강수준은 이항 분포를 보이기 때문에 로짓함수를 사용하여 선형관계로 표현할 수 있는 로지스틱 회귀분석을 수행하였다.

다수준 로지스틱 회귀분석모형은 설명변수의 종류에 따라 2개의 모델로 나누어 분석하였다. 모델 1은 지역변수인 지역박탈지수, 사회적 자본(지역사회 신뢰도, 지역사회 상호부조율, 지역사회 활동참여율, 투표참여율), 도시유형을 포함하는 모형이며, 모델 2는 모델 1에 있는 지역변수와 모든 개인변수들 즉, 인구사회학적 변수(연

령, 성별, 결혼상태, 소득, 교육정도), 생활양식변수(비만 여부, 흡연여부, 스트레스인지율, 동반이환수, 걷기실천 여부), 사회적 자본(지역사회 신뢰, 지역사회 상호부조, 지역사회 활동참여율)을 포함한 모델이다.

또한, 주관적 건강수준에 대한 5개의 응답범주 중 자신의 건강을 ‘보통’, ‘좋지 않음’, ‘매우 좋지 않음’ 이라고 응답한 인구집단을 대상으로 첫 번째 분석이 이루어졌으며, ‘보통’을 제외하고 ‘좋지 않음’, ‘매우 좋지 않음’ 이라고 응답한 인구집단을 대상으로 두 번째 분석이 이루어졌다.

## 2.2 결과

### 2.2.1 개인 단위 비양호 건강수준

[Table 1]은 조사 대상자의 비양호 건강수준에 대한 기초분석 결과이다. 응답 문항 중 보통을 비양호로 분석한 결과는 다음과 같다.

전체 응답자 중 ‘비양호’로 응답한 비율은 약 60.20% (N=137,923)로 이들 중 ‘매우 나쁨’으로 응답한 이들은 4.4%, ‘나쁨’으로 응답한 이들은 17.1%, ‘보통’으로 응답한 이들은 38.7% 이었다. ‘비양호’라고 응답한 이들의 인구사회학적 요인을 살펴보면 75세 이상 응답자의 84.8%, 여성의 65.1%, 결혼상태가 유배우자나 동거인 경우의 60.8%, 소득 100만원 미만의 73.1%, 초졸 이하의 80.4%가 각 변수 중 비양호 건강수준의 비율이 가장 높은 그룹이었다.

생활양식 요인들의 경우 비만인 사람의 61.5%, 과거 흡연자의 61.7%, 스트레스 인지율이 높은 그룹의 69.6%, 동반이환수 2개 이상인 사람의 84.1%, 걷기실천을 하지 않은 사람의 62.6%가 각 변수 중 비양호 건강수준의 비율이 가장 높은 그룹이었다.

사회자본의 경우 지역사회에 대한 신뢰가 있다고 응답한 사람의 61.2%, 상호부조가 있다고 응답한 사람의 63.4%, 지역사회활동참여가 4개인 사람의 67.3%가 비양호 건강수준의 비율이 높은 그룹이었다.

응답 문항 중 보통을 양호로 그룹화하여 분석한 결과는 다음과 같다.

전체 응답자 중 ‘비양호’로 응답한 비율은 약 21.5%(N=49,319)로 이들 중 ‘매우 나쁨’으로 응답한 이들은 4.4%, ‘나쁨’으로 응답한 이들은 17.1%이었다. ‘비양호’라고 응답한 이들의 인구사회학적 요인을 살펴보면 75세 이상 응답자의 58.0%, 여성의 25.3%, 결혼상태가

**Table 1.** Descriptive statistics of Individual level non-good self-rated health

(N=229,186)

Variable of interest		non-good self-rated health (Fair in)			non-good self-rated health (Fair out)		
		Frequency(%)	%	P	Frequency(%)	%	P
Total	very good	12,667(5.5)			12,667(5.5)	-	
	good	78,596(34.3)			78,596(34.3)		
	fair	88,604(38.7)			88,604(38.7)		
	bad	39,243(17.1)	60.2		39,243(17.1)	21.5	
	very bad	10,076(4.4)			10,076(4.4)		
Age group	19-39	64,049	43.1	0.000	64,049	4.9	0.000
	40-64	108,523	59.5		108,523	16.6	
	65-74	35,044	78.4		35,044	44.6	
	75+	21,570	84.8		21,570	58.0	
Gender	Male	102,995	54.1	0.000	102,995	16.9	0.000
	Female	126,191	65.1		126,191	25.3	
Marital status	Married, Cohabitation	157,078	60.8	0.000	157,078	19.8	0.000
	Others	71,922	58.8		71,922	25.3	
Household income	≥5,000,000	4,076	47.3	0.000	4,076	9.8	0.000
	4,000,000-4,999,999	4,962	48.9		4,962	8.8	
	3,000,000-3,999,999	11,114	48.1		11,114	8.4	
	2,000,000-2,999,999	43,514	50.6		43,514	9.9	
	1,000,000-1,999,999	74,909	56.2		74,909	14.6	
	<1,000,000	72,977	73.1		72,977	38.9	
Educational attainment	More than high school	59,626	46.8	0.000	59,626	6.3	0.000
	high school	77,918	51.5		77,918	10.8	
	Junior high school	26,291	66.4		26,291	23.7	
	elementary school or below	64,838	80.4		64,838	47.5	
Overweight (BMI ≥ 25)	No	166,380	58.2	0.000	166,380	19.3	0.000
	Yes	50,685	61.5		50,685	21.4	
State of smoking	non-smoker	143,865	61.2	0.000	143,865	22.7	0.000
	former smoker	36,608	61.7		36,608	24.4	
	Current smoker	48,666	55.9		48,666	16.0	
self-perceived stress	Low	168,017	56.7	0.000	168,017	18.2	0.000
	High	60,781	69.6		60,781	30.3	
Number of chronic conditions	0	111,429	45.6	0.000	111,429	7.1	0.000
	1	58,802	63.9		58,802	19.7	
	2+	57,102	84.1		57,102	50.7	
Physical activity (walking)	Yes	95,412	56.8	0.000	95,412	18.8	0.000
	No	133,101	62.6		133,101	23.5	
Area trust	Yes	142,086	61.2	0.000	142,086	24.5	0.000
	No	51,346	59.6		51,346	18.9	
Area reciprocity	Yes	125,300	63.4	0.000	125,300	26.8	0.000
	No	80,642	57.0		80,642	15.7	
Area group membership	4	62,292	67.3	0.000	62,292	30.6	0.000
	3	88,793	61.5		88,793	21.7	
	2	55,219	54.6		55,219	15.4	
	1	17,657	50.1		17,657	11.0	
	0	4,881	45.6		4,881	9.3	

유배우자와 동거 이외 경우의 25.3%, 소득 100만원 미만의 38.9%, 초졸 이하의 47.5%가 각 변수 중 비양호 건강수준의 비율이 가장 높은 그룹이었다.

생활양식 요인들의 경우 비만인 사람의 21.4%, 과거 흡연자의 24.4%, 스트레스 인지율이 높은 그룹의 30.3%, 동반이환수 2개 이상인 사람의 50.7% 건기실천

을 하지 않은 사람의 23.5%가 각 변수 중 비양호 건강수준의 비율이 가장 높은 그룹이었다.

사회자본의 경우 지역사회에 대한 신뢰가 있다고 응답한 사람의 24.5%, 상호부조가 있다고 응답한 사람의 26.8%, 지역사회활동참여가 4개인 사람의 30.6%가 비양호 건강수준의 비율이 높은 그룹이었다.

2.2.2 지역의 특성에 따른 비양호 건강수준

개인의 특성 이외에 거주하는 지역의 특성에 따른 비양호 건강수준의 격차에 대한 기초분석 결과는 [Table 2]와 같다. 보통이 비양호인 경우와 양호인 경우 모두 같은 경향을 보였는데, 지역박탈지수의 경우 값이 가장 큰 5구간의 50개 지역이 비양호 건강수준이 가장 높았다. 지역사회 신뢰도, 상호부조율, 투표율은 값이 가장 큰 4구간의 비양호 건강수준이 가장 높았으며 지역사회 활동 참여율은 값은 적은 1구간에 속한 64개 지역에서 비양호 건강수준이 높았다. 도시유형 2 에서는 농어촌지역의 비양호 건강수준이 가장 높았다.

지역의 변수별 분포를 살펴보면, 보통을 비양호로 분류한 경우 비양호 건강 수준율의 253개 지역 평균은 60.23이며 최소값은 39.08, 최대값은 77.12로 최대최소 범위는 38.40이다. 보통을 양호로 분류한 경우 지역평균은 21.61이며 최소값은 8.00, 최대값은 42.39로 최대최소 범위는 34.40이다[Table 2-1].

2.2.3 비양호 건강수준에 대한 지역특성의 맥락효과 분석

(1) 보통을 비양호로 분류한 경우 (fair in)

[Table 3-1]의 보통을 비양호로 분류한 비양호 건강수준에 대한 다수준 로지스틱 회귀 분석 모형의 결과를 살펴보면 다음과 같다. 모델 1의 경우 지역변수들만 투입한 결과로 통계적으로 유의미한 변수는 지역박탈지수와 지역사회 상호부조율 그리고 지역사회 활동참여율 3가지 변수이다. 지역박탈지수의 교차비는 1.01(CI=1.005-1.020)로 지역박탈지수가 한 단위 커질수록 비양호 건강수준은 1.01배 늘어난다는 의미이다. 지역사회 활동참여율은 참여율이 가장 높은 4구간에 비해 3구간 1.10(CI=1.018-1.188), 2구간 1.11(CI=1.019-1.217), 1구간 1.19(CI=1.077-1.318)로 지역사회 활동이 적은 지역일수록 비양호 건강수준이 커지는 것을 알 수 있었다. 그러나 지역사회 상호부조율의 경우 상호부조율이 가장 큰 4구간에 비해 2구간의 교차비가 0.82(CI=0.682- 0.992)로 지역의 상호부조율이 클수록 비양호 주관적 건강수준

Table 2. Descriptive statistics of Community level non-good self-rated health (N=253)

variables		number of area	non-good self-rated health (Fair in)			non-good self-rated health (Fair out)		
			N	(%)	P	N	(%)	P
Area Deprivation	1 (lowest)	50	45,928	55.665	0.000	45,928	13.334	0.000
	2	51	46,618	57.566		46,618	16.601	
	3	52	47,115	58.527		47,115	19.425	
	4	50	44,852	63.293		44,852	25.769	
	5 (highest)	50	44,673	66.165		44,673	33.009	
Area trust rate	quintile 4 (highest)	64	56,981	64.206	0.000	56,981	30.038	0.000
	3	63	56,627	61.303		56,627	24.024	
	2	62	56,755	58.048		56,755	17.042	
	1 (lowest)	64	58,823	57.255		58,823	15.176	
Area reciprocity rate	quintile 4 (highest)	64	56,808	65.089	0.000	56,808	31.163	0.000
	3	62	55,746	61.976		55,746	24.337	
	2	63	57,725	57.587		57,725	17.039	
	1 (lowest)	64	58,907	56.285		58,907	13.942	
Area group membership rate	quintile 4 (highest)	64	58,340	56.330	0.000	58,340	17.593	0.000
	3	63	57,204	59.115		57,204	18.974	
	2	62	56,041	60.932		56,041	22.318	
	1 (lowest)	64	57,601	64.403		57,601	27.246	
Provinces turnout	quintile 4 (highest)	67	59,432	65.096	0.000	59,432	30.911	0.000
	3	59	53,319	59.967		53,319	21.491	
	2	64	58,821	57.058		58,821	16.135	
	1 (lowest)	62	56,715	58.404		56,715	17.230	
City type 2	metropolis	69	63,436	56.760	0.000	63,436	15.912	0.000
	small and medium	99	89,970	59.005		89,970	18.614	
	rural area	85	75,780	64.437		75,780	29.662	

Table 2-1. Distribution of area level variable

(N=253)

variables	non-good self-rated health (Fair in)	non-good self-rated health (Fair out)	Area Deprivation	Area trust rate	Area reciprocity rate	Area group membership rate	Provinces turnout
N	253	253	253	253	253	253	252
Minimum	39.08	8.00	-20.78	43.43	15.60	0.65	46.20
Q1	56.46	15.10	-6.16	62.37	37.11	1.05	54.20
Mean	60.23	21.61	0.04	72.74	59.98	1.19	61.11
Medium	60.30	19.78	-0.81	72.73	57.08	1.18	59.05
Q3	64.47	26.80	5.85	84.42	84.41	1.30	67.20
Maximum	77.12	42.39	15.87	99.89	97.78	2.22	81.50
Range	38.04	34.40	36.65	56.46	82.18	1.57	35.30

이 높았다.

모델 2는 비양호 건강수준을 예측하는 개인수준의 변수들을 통제하고 난 후에도 지역변수들이 개인의 건강에 맥락효과를 가지고 있는지를 검증하는 모델이다. 모델 2의 경우 모든 개인 변수들을 통제한 후에는 통계적으로 유의미한 지역변수효과가 모두 사라졌다. 다른 개인변수들의 경우, 다음에 해당하는 변수들이 준거집단에 비해 비양호 건강수준이 높았다. 지역사회 신뢰와 지역사회 상호부조가 없다고 응답한 경우, 지역사회 활동참여가 적어질수록, 연령이 많아질수록, 여성인 경우, 월평균 균 등화 가구소득이 줄어들수록, 교육정도가 낮을수록, 비만인 경우, 과거흡연과 현재 흡연자가, 스트레스 인지율이 높은 경우, 동반이환수가 많을수록, 걷기실천을 하지 않는 경우이다.

(2) 보통을 양호로 분류한 경우 (fair out)

[Table 3-2]의 보통을 양호로 분류한 비양호 건강수준에 대한 다수준 로지스틱 회귀 분석 모형의 결과를 살펴보면 다음과 같다. 모델 1의 경우 통계적으로 유의미한 변수는 지역박탈지수와 지역사회 상호부조율 그리고 지역사회 활동참여율로 보통을 양호로 그룹화한 경우와 같았다. 지역박탈지수의 교차비는 1.04(CI=1.029-1.043)이다. 또한 지역사회 활동참여율은 참여율이 가장 높은 4구간에 비해 2구간과 3구간에서 교차비 1.07을 보여 지역사회 활동이 적은 지역일수록 비양호 건강수준이 커지는 것을 알 수 있었다. 그러나 지역사회 상호부조율의 경우 상호부조율이 가장 큰 4구간에 비해 3구간은 0.90(CI=0.808-0.994), 2구간은 0.71(CI=0.619-0.822), 1구간은 0.65(CI=0.552-0.755)로 지역의 상호부조율이 클

수록 비양호 주관적 건강수준이 높았다.

모델 2의 경우 개인 변수들을 통제한 후에도 지역박탈지수는 통계적으로 유의미했다. 그러나 모델 1에서 유의미했던 지역사회 상호부조율과 활동참여율의 효과는 사라졌다. 이것은 보통을 비양호로 분류해서 분석했던 결과와는 다른 결과이다. 지역박탈지수의 교차비는 1.01(CI=1.001-1.016)로 모델 2에 비해 줄어들기는 하였으나 여전히 통계적으로 유의미했다. 모델 2의 다른 개인변수들의 경우, 다음에 해당하는 변수들이 준거집단에 비해 비양호 건강수준이 높았다. 지역사회 신뢰가 없다고 응답한 경우, 지역사회 활동참여가 1개와 없는 경우, 연령이 많아질수록, 여성인 경우, 유배우자이거나 동거하는 경우 이외의 경우, 월평균 균 등화 가구소득이 줄어들수록, 교육정도가 낮을수록, 비만인 경우, 과거흡연 또는 현재 흡연자가, 스트레스 인지율이 높은 경우, 동반이환수가 많을수록, 걷기실천을 않는 경우이다.

2.3 고찰

이 연구를 통해서 전국 253개 지역의 지역별 비양호 건강수준율의 분포를 살펴보면 보통을 비양호로 분류한 경우 평균 60.23%, 최소 39.08%, 최대 77.12%로 범위가 38.04%임을 알 수 있었다. 또한 보통을 양호로 분류한 경우 평균 21.61%, 최소 8.00%, 최대 42.39%로 범위가 34.40%이다[Table 2-1]. 우리나라에서 주관적 건강수준의 지역 간 격차가 40%포인트 넘게 나타나는 것은 외국의 연구 사례가 없어서 비교하기는 어렵지만 적지 않은 것이라고 판단할 수 있다.

또한 이 연구를 통해 우리나라 국민은 외국에 비해서 본인의 주관적 건강수준을 낮게 평가하고 있음을 알 수

Table 3-1. Odd Ratio and 95% confidential rate of non-good self-rated health (fair in)

variables	Univariate analysis		Multivariate analysis			
	OR	95%CI	model 1		model 2	
			OR	95%CI	OR	95%CI
<b>Area Deprivation</b>	1.02***	(1.017,1.025)	1.01***	(1.005,1.020)	0.99	(0.986,1.002)
<b>Area trust rate</b>						
quintile 4 (highest)						
3	0.88*	(0.799,0.978)	1.07	(0.944,1.213)	1.04	(0.921,1.181)
2	0.77***	(0.703,0.840)	1.11	(0.964,1.280)	1.08	(0.931,1.257)
1 (lowest)	0.75***	(0.687,0.811)	1.11	(0.949,1.300)	1.07	(0.900,1.270)
<b>Area reciprocity rate</b>						
quintile 4 (highest)						
3	0.87**	(0.803,0.951)	0.93	(0.808,1.065)	1.00	(0.870,1.138)
2	0.73***	(0.664,0.799)	0.82*	(0.682,0.992)	0.92	(0.753,1.120)
1 (lowest)	0.69***	(0.637,0.749)	0.82	(0.676,1.002)	0.93	(0.756,1.150)
<b>Area group membership rate</b>						
quintile 4 (highest)						
3	1.12*	(1.027,1.213)	1.10*	(1.018,1.188)	1.03	(0.935,1.126)
2	1.21***	(1.100,1.324)	1.11*	(1.019,1.217)	1.07	(0.964,1.183)
1 (lowest)	1.40***	(1.266,1.554)	1.19***	(1.077,1.318)	1.12	(0.992,1.261)
<b>Provinces turnout</b>						
quintile 4 (highest)						
3	0.80***	(0.732,0.885)	1.00	(0.900,1.116)	1.00	(0.896,1.123)
2	0.71***	(0.657,0.775)	1.00	(0.883,1.137)	1.04	(0.907,1.200)
1 (lowest)	0.75***	(0.690,0.822)	1.00	(0.881,1.134)	1.04	(0.902,1.197)
<b>City type 2</b>						
metropolis						
small and medium	1.10*	(1.017,1.184)	1.03	(0.940,1.127)	0.98	(0.878,1.088)
rural area	1.38***	(1.272,1.498)	1.02	(0.893,1.162)	0.92	(0.796,1.061)
<b>Area trust</b>						
Yes						
No	1.01	(0.979,1.048)			1.16***	(1.122,1.205)
<b>Area reciprocity</b>						
Yes						
No	0.84***	(0.814,0.872)			1.05**	(1.015,1.088)
<b>Area group membership</b>						
4						
3	1.17***	(1.089,1.248)			1.15***	(1.059,1.246)
2	1.38***	(1.288,1.472)			1.27***	(1.173,1.367)
1	1.80***	(1.678,1.920)			1.49***	(1.377,1.608)
0	2.26***	(2.085,2.447)			1.78***	(1.639,1.938)
<b>Age group</b>						
19-39						
40-64	1.95***	(1.884,2.020)			1.51***	(1.462,1.570)
65-74	4.82***	(4.541,5.126)			1.94***	(1.830,2.047)
75+	7.45***	(6.898,8.053)			2.57***	(2.368,2.789)
<b>Gender</b>						
Male						
Female	1.57***	(1.538,1.604)			1.69***	(1.628,1.750)
<b>Marital status</b>						
Married, Cohabitation						
Others	0.92***	(0.897,0.951)			0.83***	(0.804,0.853)
<b>Household income</b>	1.00***	(0.997,0.998)			1.00***	(0.999,0.999)
<b>Educational attainment</b>						
More than high school						
High school	1.23***	(1.197,1.254)			1.04*	(1.006,1.069)
Junior high school	2.33***	(2.244,2.427)			1.38***	(1.320,1.451)
elementary or less	4.98***	(4.728,5.235)			1.80***	(1.714,1.884)
<b>Overweight(BMI≥25)</b>						



No					
Yes	1.14***	(1.110,1.166)			1.06*** (1.034,1.092)
<b>Smoking</b>					
None					
past	1.00	(0.974,1.034)			1.22*** (1.167,1.265)
Current	0.80***	(0.781,0.829)			1.38*** (1.331,1.438)
<b>Self perceived stress</b>					
Low					
High	1.78***	(1.732,1.825)			1.80*** (1.743,1.853)
<b>Number of chronic condition</b>					
0					
1	2.07***	(2.005,2.147)			1.76*** (1.707,1.812)
2+	6.08***	(5.803,6.371)			3.66*** (3.516,3.816)
<b>Physical activity (walking)</b>					
Yes					
No	1.24***	(1.207,1.277)			1.25*** (1.208,1.291)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

Table 3-2. Odd Ratio and 95% confidential rate of non-good self-rated health (fair out)

	Univariate analysis		Multivariate analysis			
	OR	95%CI	model 1		model 2	
			OR	95%CI	OR	95%CI
<b>Area Deprivation</b>	1.06***	(1.052,1.060)	1.04***	(1.029,1.043)	1.01*	(1.001,1.016)
<b>Area trust rate</b>						
quiltile 4 (highest)						
3	0.74***	(0.658,0.827)	1.05	(0.957,1.149)	0.99	(0.898,1.100)
2	0.47***	(0.424,0.532)	1.00	(0.897,1.110)	0.96	(0.849,1.088)
1 (lowest)	0.42***	(0.380,0.458)	0.99	(0.879,1.106)	0.90	(0.795,1.027)
<b>Area reciprocity rate</b>						
quiltile 4 (highest)						
3	0.71***	(0.651,0.777)	0.90*	(0.808,0.994)	0.99	(0.876,1.113)
2	0.45***	(0.413,0.500)	0.71***	(0.619,0.822)	0.90	(0.757,1.063)
1 (lowest)	0.36***	(0.330,0.389)	0.65***	(0.552,0.755)	0.86	(0.710,1.038)
<b>Area group membership rate</b>						
quiltile 4 (highest)						
3	1.09	(0.941,1.264)	1.07*	(1.008,1.137)	0.97	(0.895,1.045)
2	1.34***	(1.170,1.545)	1.07*	(1.003,1.145)	0.98	(0.899,1.062)
1 (lowest)	1.75***	(1.499,2.051)	1.04	(0.957,1.132)	0.92	(0.839,1.018)
<b>Provinces turnout</b>						
quiltile 4 (highest)						
3	0.61***	(0.541,0.698)	0.97	(0.896,1.051)	0.96	(0.865,1.057)
2	0.43***	(0.391,0.475)	1.00	(0.897,1.105)	1.07	(0.939,1.228)
1 (lowest)	0.47***	(0.425,0.512)	1.04	(0.935,1.147)	1.11	(0.975,1.267)
<b>City type 2</b>						
Metropolis						
Small and medium	1.21***	(1.095,1.340)	1.00	(0.927,1.072)	0.96	(0.878,1.040)
Rural area	2.23***	(2.035,2.449)	1.01	(0.908,1.130)	0.92	(0.817,1.047)
<b>Area trust</b>						
Yes						
No	0.89***	(0.858,0.921)			1.19***	(1.140,1.240)
<b>Area reciprocity</b>						
Yes						
No	0.70***	(0.672,0.724)			1.03	(0.987,1.074)
<b>Area group membership</b>						
4						
3	1.17**	(1.052,1.291)			0.97	(0.850,1.100)

2	1.68***	(1.506,1.867)		1.12	(0.994,1.273)
1	2.43***	(2.179,2.711)		1.34***	(1.180,1.511)
0	3.77***	(3.348,4.250)		1.82***	(1.603,2.069)
<b>Age group</b>					
19-39					
40-64	3.69***	(3.505,3.887)		2.24***	(2.105,2.378)
65-74	13.97***	(13.197,14.784)		3.49***	(3.238,3.754)
75+	23.57***	(22.178,25.052)		4.83***	(4.440,5.264)
<b>Gender</b>					
Male					
Female	1.64***	(1.611,1.679)		1.30***	(1.238,1.367)
<b>Marital status</b>					
Married, Cohabitation					
Others	1.39***	(1.352,1.434)		1.08***	(1.048,1.123)
<b>Household income</b>					
	0.99***	(0.992,0.993)		1.00***	(0.998,0.998)
<b>Educational attainment</b>					
More than high school					
High school	1.77***	(1.701,1.840)		1.28***	(1.218,1.344)
Junior high school	4.48***	(4.275,4.688)		1.86***	(1.754,1.982)
elementary or less	12.69***	(12.153,13.250)		2.65***	(2.499,2.807)
<b>Overweight(BMI≥25)</b>					
No					
Yes	1.13***	(1.092,1.165)		1.03*	(1.003,1.067)
<b>Smoking</b>					
None					
Past	1.08***	(1.046,1.114)		1.21***	(1.147,1.282)
Current	0.66***	(0.640,0.681)		1.20***	(1.145,1.266)
<b>Self perceived stress</b>					
Low					
High	2.05***	(1.994,2.112)		2.50***	(2.421,2.586)
<b>Number of chronic condition</b>					
0					
1	3.12***	(3.007,3.227)		2.20***	(2.117,2.295)
2+	12.09***	(11.661,12.539)		5.65***	(5.415,5.891)
<b>Physical activity (walking)</b>					
Yes					
No	1.30***	(1.250,1.343)		1.28***	(1.229,1.335)

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

있다. 이는 OECD 건강통계에서도 확인할 수 있는데, 우리나라 국민이 본인의 건강상태가 양호(좋음, 매우 좋음)하다고 생각하는 비율은 36.8%로 OECD 평균인 69.1%에 비해 상당히 낮은 수준이다. 미국(89.5%), 뉴질랜드(89.3%, 2012년), 캐나다(88.2%), 호주(85.6%) 등과 같이 응답범주가 다른 경우는 더 큰 차이를 보인다 [45].

그렇다면 우리나라 사람들의 건강이 실제로 이들 나라에 비하여 나쁘다고 볼 수 있는가? Bopp, M 등의 스위스 연구에 의하면 자신의 건강을 긍정적으로 평가한 사람들은 그렇지 않은 사람에 비해 향후 30년간 아프거나 죽을 가능성이 덜하다는 보고를 하였다 [46]. 이를 근거로 기대수명을 살펴보면 우리나라 사람의 기대수명은 80.1년으로 OECD 평균보다 1.0년 길다. 물론 이것이 모든 것을 설명할 수는 없다할 지라도 우리나라 사람들

의 자신의 건강에 대한 평가는 적어도 관대하지 않을 것이라 추정할 수 있을 것이다. 또한 부가청 등의 연구에서는 우리나라와 독일, 스웨덴, 이탈리아 중고령자의 주관적 건강상태와의 비교연구를 통해 만성질환여부나 일상생활 수행능력을 통제하더라도 우리나라 고령자들은 자신의 건강상태를 부정적으로 판정하는 경향을 보고하였다 [47].

본 연구결과는 개인특성을 보정한 후에도 지역박탈지수와 주관적 건강수준의 유의한 관련성을 보고하였다. 즉, 대한민국 253개 시군구 행정구역단위를 지역단위로 분석한 본 연구에서는 교차비가 크지는 않지만(1.01) 지역박탈지수가 지역의 맥락효과로서의 유의한 관련성을 보임으로써 지역특성이 개인의 건강결과와 유의한 관련성을 가지고 있다는 것을 보여주었다. 2011년 캐나다의

연구에서는 지역박탈지수와 비양호 주관적 건강수준과의 관련성(교차비: 1.11)을 보고하였으며 이는 본 연구결과와 일치한다 [8].

우리나라를 대상으로 지역특성과 건강수준과의 관련성에 관한 기존의 연구가 활발히 이루어지지 않았었는데 이에 대해 정성원, 조영태(2005)는 한국사회의 높은 사회적 밀도로 인해 건강과 관련된 가치관이나 행동양식들이 광범위하고 빠르게 전파되는 사회적 학습양식을 가지고 있고, 서로 이질적인 특성을 지니는 요소들이 하나의 지역단위에 함께 포함되어 있는 경우가 많은 것이 그 원인일 것이라고 지적하였다. 또한 한국사회는 거주지의 이동이 잦고 거주 기간이 짧으며, 거주지보다는 다른 지역이나 공동체를 통한 생활의 전개 및 상호작용이 이루어지는 등의 특징을 들어 서구지역연구와는 다르게 한국에서 개인의 건강에 대한 주목할 만한 수준의 지역특성의 효과가 발견되지 않는 이유로 설명했다 [29].

본 연구에서 주관적 건강상태에서 보통을 비양호라고 분류했을 때 주관적 건강 수준에 대한 지역효과를 설명하지 못했다. 이러한 연구결과는 보통을 비양호로 분류한 기존의 한국인 대상 연구결과와 동일하다. 즉 주관적 건강 수준에 대한 지역효과를 설명하지 못했다 [48].

그런데, 본 연구에서 보통을 양호로 분류한 경우, 보통을 비양호로 분류한 연구결과와는 달리 지역박탈지수와 주관적 건강수준간의 유의한 관련성을 보였다. 이는 최근의 국내연구결과와 일치한다. 즉, 서울시 25개 '구'를 대상으로 일반인구집단이 아닌 취약집단에서 주관적 건강상태와 정신건강에 대한 지역의 맥락효과와의 관련성을 보고하였다 [30]. 그리고, 전국의 57개 지방자치단체를 대상으로 한 연구에서도 사회자본이라 분류한 신뢰가 지역의 맥락효과로 설명력을 보였다. 특히 사회경제적 지위가 낮은 이들에게 더욱 영향력이 큰 것으로 보고하였다 [31]. 뿐만 아니라 서울시를 404개의 지역으로 구분하여 분석한 연구에서는 사회적 자본과 개념적으로 많은 부분을 공유하는 지역사회 역량이 [49] 일반인구집단에서도 영향력을 보고하였다 [33].

이렇게 주관적 건강상태의 평가에서 '보통'이라고 응답한 경우를 '양호'라고 분류한 연구결과와 '비양호'라고 분류한 연구결과가 다르게 나타난 이유를 설명하기는 쉽지 않다. 다만, 주관적 건강상태가 기본적으로는 객관적 건강상태의 영향을 받지만, 이를 해석하는 태도나 주관적 신념의 영향을 받아 최종적으로 형성되는 판단이므

로, 연구결과의 차이는 객관적 건강상태의 차이와 개인의 태도나 신념체계에 영향을 미치는 사회·문화적 차이의 결합으로 이해될 필요가 있다 [26]. 또한 주관적 건강수준 평가 연구에서 기존 연구결과와 비교 분석을 하려면 '비양호' 또는 '양호'의 기준을 동일하게 설정할 필요가 있다.

본 연구의 제한점은 대부분의 횡단 자료가 갖고 있는 문제인 인과 관계를 규명하기 어렵다는 데에 있다. 또한 자료접근의 제한성 때문에 사회적 자본으로 사용한 변수인 투표참여율이 본 자료의 표본조사 해인 2011년이 아니라 2014년 자료를 사용한 점은 또 하나의 제한점이다. 그리고, 본 연구를 포함해서 기존의 연구에서도 지역의 사회경제적 지표인 지역박탈과 건강과의 관련성에 관한 기전을 분명히 밝히지는 못했다. 다만, 건강 서비스와 건강한 음식 또는 여가활동 시설, 환경오염, 건강에 대한 규범적인 태도, 사회적지지 등이 영향을 미칠 것이라고 보고하고 있다 [29]. 향후 장기적인 추적연구와 지역 수준의 개입연구를 통해 인과관계와 관련성 기전을 밝히기 위한 추가 연구가 필요할 것으로 보인다.

### 3. 결론

본 연구의 목적은 지역박탈지수와 사회적 자본이 주관적 건강수준에 미치는 영향을 알아봄으로써 주거지역의 특성이 그 지역에 거주하는 인구집단의 건강에 영향을 미치는지를 파악해 보고자 함이다. 이를 위해 2011년 지역사회건강조사를 활용하여 전국 253개 지역의 229,186명을 대상으로 다수준 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 주관적 건강수준에 대한 5개의 응답범주 중 자신의 건강을 '보통', '좋지 않음', '매우 좋지 않음' 이라고 응답한 인구집단을 대상으로 첫번째 분석이 이루어졌으며, '보통'을 제외하고 '좋지 않음', '매우 좋지 않음' 이라고 응답한 인구집단을 대상으로 두번째 분석이 이루어졌다.

분석결과 두 번째 분석에서 지역박탈지수가 통계적으로 유의미했던 반면 '보통'이라고 응답한 인구집단이 비양호건강 집단에 포함된 첫 번째 그룹에서는 유의미하지 않았다. 사회적 자본은 두 그룹 모두 유의미하지 않았다.

본 연구에서 값이 크지는 않지만 지역박탈지수가 지역의 맥락효과로서의 설명력을 보였으며 그 효과는 일부

지역에 국한된 것이 아니라 한국 사회 전체에 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다.

향후 지역적 개입을 통한 건강수준향상을 위한 노력이 경주되어야 함을 알 수 있었다. 또한 주관적 건강수준 평가 연구에서 기존 연구결과와 비교 분석을 하려면 ‘비양호’ 또는 ‘양호’의 기준을 동일하게 설정할 필요가 있다.

## References

- [1] Fone D, Dunstan F, Lloyd K, Williams G, Watkins J, Palmer S. Does social cohesion modify the association between area income deprivation and mental health? A multilevel analysis. *International Journal of Epidemiology*, 36:338-345, 2007.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1093/ije/dym004>
- [2] Mansyur C, Amick BC, Harist RB, Franzini, L. Social capital, income inequality, and self-rated health in 45 countries. *Social Science & Medicine*, 66:43-56, 2008.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.socscimed.2007.08.015>
- [3] Mohnen SM, Groenewegen PP, Völker B, Flap H. Neighborhood social capital and individual health. *Social Science & Medicine*, 72:660-667, 2011.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.socscimed.2010.12.004>
- [4] Pickett KE, Pearl M. Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 55:111-122, 2001.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1136/jech.55.2.111>
- [5] Riva M, Gauvin L, Barnett TA. Toward the next generation of research into small area effects on health: a synthesis of multilevel investigations published since July 1998. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 61:853-861, 2007.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1136/jech.2006.050740>
- [6] Bécares L, Nazroo J, Albor C, Chandola T, Stafford M. Examining the differential association between self-rated health and area deprivation among white British and ethnic minority people in England. *Social Science & Medicine*, 74:616-624, 2012.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.11.007>
- [7] Diez Roux AV, Mair C. Neighborhoods and health. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1186:125-145, 2010.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1111/j.1749-6632.2009.05333.x>
- [8] White HL, Matheson FI, Moineddin R, Dunn JR, Glazier RH. Neighbourhood deprivation and regional inequalities in self-reported health among Canadians: Are we equally at risk? *Health & Place*, 17:361-169, 2011.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.healthplace.2010.11.016>
- [9] Cummins S, Stafford M, Macintyre S, Marmot M, Ellaway A. Neighbourhood environment and its association with self rated health: evidence from Scotland and England. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 59:207 - 213, 2005.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1136/jech.2003.016147>
- [10] Kondo N, Sembajwe G, Kawachi I, Van Dam RM, Subramanian SV, Yamagata Z. Income inequality, mortality, and self rated health: metaanalysis of multilevel studies. *British Medical Journal*, 339: b4471, 2009.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1136/bmj.b4471>
- [11] Poortinga W, Dunstan FD, Fone DL. Perceptions of the neighbourhood environment and self rated health: a multilevel analysis of the Caerphilly Health and Social Needs Study. *BMC Public Health*, 7:285, 2007.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1186/1471-2458-7-285>
- [12] Kawachi I. Social capital and health. In: Bird CE, Conard P, Fremont AM, Timmermans S, Editors. *Handbook of medical sociology*. 6th ed. Vanderbilt University Press Nashville; 2010.p.18-32.
- [13] Coleman JS. *The Foundations of Social Theory*. Cambridge, Mass: Harvard University Press; 1990:300-321.
- [14] Putnam RD. *Making Democracy Work* Princeton, NJ: Princeton University Press; 1993.
- [15] Kawachi I, Kennedy BP, Glass R. Social Capital and Self-Rated Health: A Contextual Analysis. *American Journal of Public Health*, 89:1187-1193, 1999.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.2105/AJPH.89.8.1187>
- [16] Chung DY, Rho KH. An Exploratory Study on the Effects of Social Capital mediated Corporate Entrepreneurship of Venture upon Corporate Performance. *Journal of the Korea Academia-Industrial cooperation Society*, 11(5): 1863-1872, 2010.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.5762/KAIS.2010.11.5.1863>
- [17] Hwang KS, Effect of Social Capital on Goendang culture(a traditional community culture on Jeju) and Local Development. *Journal of the Korea Academia-Industrial cooperation Society*, 16(3):1764-1772, 2015.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.5762/KAIS.2015.16.3.1764>
- [18] Kim IS, Hwang KS, Ko KW. Effects of the Social Capital of individual Civil Servants on the Efficiency of Public Service -Focus of civil servants in Jeju province. *Journal of the Korea Academia-Industrial cooperation Society*, 15(10):6036-6045, 2014.
- [19] Kawachi I, Kennedy BP, Glass R. Social capital and self-rated health: a contextual analysis. *American Journal of Public Health*, 89:1187 - 1193, 1999.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.2105/AJPH.89.8.1187>
- [20] Kim D, Subramanian SV, Kawachi I. Bonding versus bridging social capital and their associations with self rated health: a multilevel analysis of 40 US communities. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60:116 - 122, 2006.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1136/jech.2005.038281>
- [21] Lofors J, Sundquist K. Low-linking social capital as a predictor of mental disorders: a cohort study of 4.5million Swedes. *Social Science & Medicine*, 64:21-34, 2007.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.socscimed.2006.08.024>
- [22] Fujiwara T, Kawachi I. A prospective study of individual-level social capital and major depression in the United States. *Journal of Epidemiology and*

- Community Health, 62:627 - 633, 2008.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1136/jech.2007.064261>
- [23] Martikainen P, Kauppinen TM, Valkonen T. Effects of the characteristics of neighborhoods and the characteristics of people on cause specific mortality: a register based follow up study of 252,000 men. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 57:210 - 217, 2003.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1136/jech.57.3.210>
- [24] Lochner KA, Kawachi I, Brennan RT, Buka SL. Social capital and neighborhood mortality rates in Chicago. *Social Science & Medicine*, 56:1797 - 1805, 2003.  
DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/S0277-9536\(02\)00177-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0277-9536(02)00177-6)
- [25] Van Hooijdonk C, Droomers M, Deerenberg IM, Mackenbach JP, Kunst AE. The diversity in associations between community social capital and health per health outcome, population group and location studied. *International Journal of Epidemiology*, 37:1384 - 1392, 2008.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1093/ije/dyn181>
- [26] Kim D, Subramanian SV, Gortmaker SL, Kawachi I. US state-and county-level social capital in relation to obesity and physical inactivity: a multilevel, multivariable analysis. *Social Science & Medicine*, 63:1045 - 1059, 2006.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.socscimed.2006.02.017>
- [27] Poortinga W. Do health behaviors mediate the association between social capital and health? *Preventive Medicine*, 43:488 - 493, 2006.
- [28] Kim KH, Lee SK, Yoon HJ, Kwon GH. The effects of Social Capital of old-old elderly of more than 70-year-old on their health-related quality of life. *Journal of the Korea Academia-Industrial cooperation Society*, 16(6):3889-3901, 2015.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.5762/KAIS.2015.16.6.3889>
- [29] Jung SW, Cho YT. Neighborhood Characteristics and Individual Health under Korean Context. *J Prev Med Public Health*, 8(3): 259-266, 2005.
- [30] Kim YH, Cho YT. Impact of Area Characteristics on the Health of Vulnerable Populations in Seoul. *The Population Association of Korea*, 31(1):1-26, 2008.
- [31] Kim HY. Community Inequalities in Health: The Contextual Effect of Social Capital. *Korean Journal of Sociology*, 44(2):59-92, 2010.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/10810730.2010.514031>
- [32] Jung MS, Viswanath K. Does community capacity influence self-rated health? Multilevel contextual effects in Seoul, Korea. *Social Science & Medicine*, 77:60-69, 2013.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.11.005>
- [33] Lee Y. The predictive value of self assessed general, physical, and mental health on functional decline and mortality in older adults. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 54:123 - 129, 2000.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1136/jech.54.2.123>
- [34] Moussavi S, Chatterji S, Verdes E, Tandon A, Patel V, Ustun B. Depression, chronic diseases, and decrements in health: results from the world health surveys. *Lancet*, 370:851 - 858, 2007.  
DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736\(07\)61415-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736(07)61415-9)
- [35] Lee KH. Effects of Neighborhood Environment on Residents' Subjective Health -A Case study of Changwon. *Journal of the Korea Academia-Industrial cooperation Society* 14(8):4019-4027, 2013.
- [36] Kim TH. A study on the Effect of Family Affluence on Happiness : The analysis of the Mediating effect of Self-rated Health. *Journal of the Korea Academia-Industrial cooperation Society*, 16(3):1692-1698, 2015.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.5762/KAIS.2015.16.3.1692>
- [37] Kaplan GA, Camacho T. Perceived health and mortality: a nine-year follow up of the human population laboratory cohort. *American Journal of Epidemiology*, 117:292 - 304, 1983.
- [38] Kaplan GA, Goldberg DE, Everson SA, Cohen RD, Salonen R, Tuomilehto J, et al. Perceived health status and morbidity and mortality: evidence from the Kuopio Ischaemic Heart Disease risk factor study. *International Journal of Epidemiology* 25:259 - 265, 1996.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1093/ije/25.2.259>
- [39] Segovia J, Bartlett RF, Edwards AC. An empirical analysis of the dimensions of health status measures. *Social Science and Medicine*, 29:761 - 768, 1989.  
DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/0277-9536\(89\)90156-1](http://dx.doi.org/10.1016/0277-9536(89)90156-1)
- [40] Health at a Glance 2013 OECD INDICATORS Available from:  
<http://www.oecd.org/els/health-systems/Health-at-a-Glance-2013.pdf>
- [41] 2011 Guidebook for using Community Health Survey raw data. Korea center for disease control and prevention. 2011.
- [42] Kim DJ, Lee SY, Ki M, Kim MH, Kim SS, Kim YM et al. Developing Health Inequalities Indicators and Monitoring the Status of Health Inequalities in Korea. *Korea institute for health and social affairs*, 10:175-179, 2013.
- [43] Putnam RD. *Making Democracy Work* Princeton, NJ: Princeton University Press; 1993.
- [44] Kawachi I, Kennedy BK, Glass R. Social capital and self-rated health: A contextual analysis. *American Journal of Public Health*, 89(8):1187-1193, 1999.
- [45] Health at a Glance 2013. Korea institute for health and social affairs p. 40
- [46] Bopp M, Braun J, Gutzwiller F, Faeh D. Health Risk or Resource? Gradual and Independent Association between Self-Rated Health and Mortality Persists Over 30 Years. *PLoS ONE*, 7:e30795, 2012.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1371/journal.pone.0030795>
- [47] Boo GC, Chang JY. Self rated health among older adult in Korea: A cross national comparative study between German, Sweden and Italy. *Labor Review*, 9:66-81, 2007.
- [48] Han SH. Compositional and contextual associations of social capital and self rated health in Seoul, South Korea: A multilevel analysis of longitudinal evidence. *Social Science & Medicine*, 80:113-120, 2013.  
DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.12.005>
- [49] Jung MS, Cho BH. The Influence of Community Capacity in Health Status. *Health and Social Science*, 22:153-182, 2007.

- [50] Duncan C, Jones K, Moon G. Context, composition and heterogeneity: using multilevel models in health research. Soc Sci Med, 46:97 - 117, 1998.  
DOI: [http://dx.doi.org/10.1016/S0277-9536\(97\)00148-2](http://dx.doi.org/10.1016/S0277-9536(97)00148-2)

**박 은 주(Eun-Joo Park)**

[정회원]



- 2009년 8월 : 충남대학교 교육대학원 과학교육과 생물전공 (교육학석사)
- 2015년 2월 : 충남대학교 보건대학원 보건학과 (보건학박사 수료)

<관심분야>

보건정책, 의료관리, 공중보건

**김 철 응(Chul-Woung Kim)**

[정회원]



- 1998년 2월 : 서울대학교 보건대학원 보건학과 (보건학석사)
- 2005년 2월 : 서울대학교 보건대학원 보건학과 (보건학박사)
- 2002년 5월 ~ 2007년 2월 : 한국보건산업진흥원 수석연구원
- 2007년 3월 ~ 2009년 2월 : 건양대학교 의과대학 교수
- 2009년 3월 ~ 현재 : 충남대학교 의과대학/의학전문대학원 교수

<관심분야>

보건정책, 의료관리, 공중보건

**연 미 연(Mi-Yeon Yeon)**

[정회원]



- 2015년 8월 : 충남대학교 대학원 통계학과 (통계학석사)
- 2012년 3월 ~ 2013년 12월 : 통계개발원 통계실무관
- 2014년 2월 ~ 현재 : 충남대학교 의과대학/의학전문대학원 예방의학교실 조교

<관심분야>

보건통계