

표준화사망비와 지역결핍지수의 상관관계: 지역사회 통합결핍지수 개발

신호성, 이수형, 주장민¹⁾

한국보건사회연구원, 한국환경정책·평가연구원¹⁾

Development of Composite Deprivation Index for Korea: The Correlation with Standardized Mortality Ratio

Hosung Shin, Suehyung Lee, Jang Min Chu¹⁾

Korea Institute for Health and Social Affairs; Korea Environment Institute¹⁾

Objectives : The aims of this paper were to develop the composite deprivation index (CDI) for the sub-district (Eup-Myen-Dong) levels based on the theory of social exclusion and to explore the relationship between the CDI and the standardized mortality ratio (SMR).

Methods : The paper calculated the age adjusted SMR and we included five dimensions of social exclusion for CDI; unemployment, poverty, housing, labor and social network. The proxy variables of the five dimensions were the proportion of unemployed males, the percent of recipients receiving National Basic Livelihood Security Act benefits, the proportion of households under the minimum housing standard, the proportion of people with a low social class and the proportion of single-parent household. All the variables were standardized using geometric transformation and then we summed up them for a single index. The paper utilized the 2004-2006 National Death Registry data, the 2003-2006 national residents' registration data, the 2005 Population Census data and the 2005-2006 means-tested benefit recipients' data.

Results : The figures were 115.6, 105.8 and 105.1 for the CDI of metropolitan areas (big cities), middle size cities and

rural areas, respectively. The distributional variation of the CDI was the highest in metropolitan areas (8.9 - 353.7) and the lowest was in the rural areas (26.8 - 209.7). The extent and relative differences of deprivation increased with urbanization. Compared to the Townsend and Carstairs index, the CDI better represented the characteristics of rural deprivation. The correlation with the SMR was statistically significant and the direction of the CDI effects on the SMR was in accordance with that of the previous studies.

Conclusions : The study findings indicated mortality inequalities due to the difference in the CDI. Despite the attempt to improve deprivation measures, further research is warranted for the consensus development of a deprivation index.

J Prev Med Public Health 2009;42(6):392-402

Key words : Composite Deprivation Index, Deprivation, Mortality, Social exclusion, Socioeconomic factors

서론

최근 의료, 환경, 도시개발 등 각 분야에서 지역사회의 결핍상태의 측면에서 다양한 문제와 현상을 설명하고 연관관계를 추적하는 연구조사가 증가하고 있다. 이에 따라 지역사회의 결핍상태를 측정하기 위하여 다양한 지표들이 개발되어 사용되고 있다. 그 가운데 특히 지역사회의 결핍상태를 측정하는 다양한 지표들이 개발되어 왔으며, 대표적인 지표로는 영국에서

개발된 underprivileged score [1], Townsend Index [2], Carstairs Index [3], Index of Multiple Deprivation (IMD) [4], 뉴질랜드에서 개발된 NZDep Index of Deprivation [5], 그리고 캐나다에서 개발된 지역결핍지표 [6] 등이 있다. 우리나라에서도 위의 지표들을 이용하여 지역의 사회경제적 특성과 지역주민들의 건강간의 관계를 연구한 연구가 몇몇 있다. 하지만 지역사회의 결핍지표와 관련된 연구는 아직 탐색수준이며 우리나라 실정에 맞는 지역사회의 결핍지

표에 대한 사회적 합의가 이루어지지 않아 국내의 대부분의 연구들은 Townsend 지수 또는 Carstairs 지수 등을 변형하여 사용하는 수준이다 [2,7-10].

Carstairs 지수를 변형하여 물질적 결핍과 표준화사망비(standardized mortality ratio, SMR)와의 관계를 살펴본 Son [7]의 연구에서는 '과잉밀집도', '남자실업률', '낮은 사회계층의 가장' 등의 지표는 Carstairs 등 [3]이 제안한 방식을 그대로 적용하였으나 '자동차 소유'는 가용자료의 한계로 Townsend 등 [2]이 제안한 '무가옥 소유와

접수: 2009년 7월 6일, 채택: 2009년 9월 25일

본 연구는 환경부 위탁연구과제로 한국환경정책·평가연구원에서 수행한 것임.

책임저자: 신호성 (서울시 은평구 진흥로 268번지, 전화: 02-380-8391, 팩스: 02-380-4533, E-mail: shin_hs@khasa.re.kr)

거주시설의 부재'로 대체하여 사용한 바 있다. Lee [10]는 Son 이 사용한 변형된 Carstairs 지수를 이용하여 지역의 물질적 결핍지수와 주관적 건강상태와의 관계를 살펴보았다. Sim [11] 또한 Son이 사용한 Carstairs 지수를 이용하여 지역의 물질적 결핍수준과 뇌혈관질환 사망의 관련성을 살펴보았다. 그 외에 물질적 결핍수준을 포함한 사회경제적 요인과 대사증후군과의 관계를 분석한 Kim [9]은 영국에서 개발한 Carstairs 지수와 관상동맥 심질환과 관련성이 높다고 알려져 있는 교육적도를 병용하여 '남성 실업률', '육체노동가구의 비율' 그리고 '고등학교 졸업비율'로 구성된 지수를 사용하였다. Jeong 등 [8]은 기존의 Townsend 지수 항목 중 '자동차가 없는 가구의 비율'을 '낮은 사회계층의 가정의 비율'로 대체하여 지역의 물질적 결핍수준과 표준화사망비의 관계를 살펴보았다. 물론 기존의 물질결핍지수를 그대로 원용하여 저소득계층과 사회경제적 결핍관계를 살펴본 연구 [12]나 주성분분석 기법을 이용하여 기존의 Townsend 지수와 Carstairs 지수의 지표를 재구성하여 5세미만 아동의 심각한 사고(fatal injury)와 사회경제적 지위 관계를 연구한 Kim [13]의 연구도 있으나 대부분의 연구들은 가용자료의 한계로 시/군/군 수준에서 기존 지표를 변형하여 사용한 것이다.

국내 연구에서 많이 인용되는 Townsend 지수나 Carstairs 지수는 영국의 실정에 맞게 개발된 물질결핍지수인 관계로 우리나라 실정에 맞지 않은 부분이 있다. Townsend 지수와 같은 물질결핍지수는 건강수준과의 상관관계가 도시와 농촌에서 다르게 나타나 [14] 농촌지역의 특성을 잘 나타내지 못하는 것으로 알려져 있다 [12]. 특히 농촌에서의 물질결핍지수와 건강수준의 차이는 사회취약층(deprived population)이 농촌지역의 경우 넓은 지역에 흩어져 있기 때문에 도시지역에서 물질결핍지수를 측정하는 지역단위 수준에서는 측정되기 어렵다는 의견이 있으며 [15], 결핍지수 구성요소 가운데 자동차소유 여부는 이동거리가 크고 공공교통수단이 발달하지 못한 농촌지역에서 물질적 결핍을

측정하기에는 부적합한 것으로 보고된 바 있다 [15].

본 연구는 대표적인 지역사회 결핍지수 등의 공통점과 다차원적인 결핍상태에 주목하는 '사회적 배제(social exclusion)'를 근간으로 우리나라의 실정에 부합하는 통합결핍지수(Composite Deprivation Index, 본 연구에서 산출한 지역결핍지수는 이하 통합결핍지수로 명명함)를 개발하고자 하였다. 또한 기존의 연구에서 주로 인용되었던 Townsend 지수와 Carstairs 지수와 비교하고 통합결핍지수가 지역의 결핍수준을 잘 설명해 주는지를 파악하기 위해 주요한 건강결과인 표준화사망비와의 상관관계를 고찰하였다.

통합결핍지수는 사회적 배제의 개념에 기반한다. 일반적으로 사회적 배제는 물질적 결핍의 정태적인 상황에 초점을 두는 전통적 의미의 빈곤과는 달리 물질적 결핍이 일어나게 된 원인과 과정에 초점을 맞춘 개념이다 [16]. 따라서 관심대상 계층은 경제적으로 취약한 소득 빈곤계층 뿐만 아니라 근로, 주거, 의료, 교육 등 다양한 사회적 환경에서 한시적으로 혹은 장기적으로 배제되고 있는 계층까지 포괄한다. 그리고 정책적 측면에서 기존의 결과로서 초래된 빈곤에 대한 완화정책에서 더 나아가 예방과 결과의 중요성을 동시에 강조한다 [17]. 하지만 사회적 배제는 논의의 유용성에도 불구하고 국가와 사회의 특성에 따라 다소 차이가 있는 형태로 존재하며, 관련 연구자도 그 개념을 다양한 조작적 정의로 규정하여 사용하고 있다 [16]. 이 때문에 사회적 배제라는 개념은 일정한 범주의 단일한 의미로 정의되고 있지 못하다 [17].

사회적 배제를 포괄적으로 측정할 대표적인 연구인 Robinson과 Oppenheim [18]의 연구는 영국의 사회적 배제를 크게 실업, 저기술(교육), 건강하지 못함, 열악한 주거, 높은 범죄율, 가정 파탄, 빈곤(저소득)의 7가지 영역으로 분류한 후 이 7가지 영역의 지표를 이용하여 영국사회의 사회적 배제 정도를 측정하였다. Burchardt 등 [19]은 사회적 배제를 소비행위, 저축행위, 생산행위, 정치적 행위, 사회적 행위 등의 5가지

차원으로 측정하였다. 반면, Bradshaw 등 [20]은 사회적 배제를 수입 혹은 자원, 노동시장, 서비스, 사회적 관계로 구분하여 영국사회의 사회적 배제 정도를 측정하였다. 영국을 중심으로 한 사회적 배제 연구는 2000년에 들어와 유럽연합 내 국가들간에서도 활발하게 연구되었으며 Atkinson 등 [21]은 유럽연합의 사회적 배제 지표를 경제, 교육, 고용, 건강, 주거, 사회적 참여 6가지 영역을 제시하여 측정하였다.

Kim 등 [17]은 사회적 배제를 "사회구조적으로 다양한 기회의 박탈 혹은 공동체에 대한 사회적 연계의 결핍으로 정상적인 사회경제적 활동에 참여하지 못함으로써 인간이 기본적인 권리를 박탈당한 상태"로 규정하고 국제비교가 가능하면서도 한국사회 상황을 반영하는 사회적 배제 영역으로 빈곤, 노동, 실업, 주거, 교육, 건강, 사회적 연계, 사회서비스 등을 제안한 바 있다. 이처럼 사회적 배제의 영역은 크게 물질적 결핍과 사회적 결핍으로 구성된다. 일반적으로 물질적 결핍이 사회생활의 일부로서 사용 가능한 재화나 편리성의 정도와 관련되어 있다면 사회적 결핍은 개인이 가족이나 직장, 지역사회와의 맺는 관계 정도를 측정하는 것이라 할 수 있다.

국내의 선행연구 [17-21]를 바탕으로 사회적 배제 영역에서 다루고 있는 주 배제 영역과 각 영역의 세부 지표를 분류해 보면 배제 영역은 크게 1) 소득빈곤의 사회적 배제, 2) 노동의 사회적 배제, 3) 의료의 사회적 배제, 4) 교육의 사회적 배제, 5) 주거의 사회적 배제, 6) 사회적 관계의 사회적 배제로 나눌 수 있다. 각 영역의 세부 지표는 소득빈곤과의 사회적 배제 영역의 경우 빈곤율, 소득, 수입, 소비행위 등의 지표가, 노동과의 사회적 배제 영역에는 고용률, 실업률, 저임금근로자 비율, 비정규직 비율, 노사조직원, 근로빈곤층 비율 등의 지표가 포함되며 의료의 사회적 배제 영역에는 기대여명, 주관적 건강상태, 의료욕구 미충족, 진료 대기시간 등의 지표가 포함된다. 교육과의 사회적 배제 영역에는 저학력 비율, 학업중퇴자율, 학생들의 문자해독수준 등의 지표가 포함되며

Table 1. Indicators of deprivation index

Indicator	UPA	Townsend	Carstairs	IMD	NZDep2001	Canada
Unemployment	○	○	○	○	○	○
Poverty				○	○	
Mean household income						○
Elderly living alone who received Pension/public assistance benefit	○			○	○	
Education				○		○
Qualification				○	○	
No car		○	○		○	
Owned home		○		○	○	
Overcrowded household	○	○	○	○	○	
Living environment				○		
Low social class			○			
Unskilled occupation	○					
Changed address	○			○		
Communication					○	
Ethnic minority	○					
Child under five years	○					
Divorce/separation					○	○
Single parent	○				○	○
Percentage of people living alone						○
Poor health and disability				○		
Crime rate				○		

UPA: underprivileged score, IMD: index of multiple deprivation, NZDep2001: NZDep index of deprivation 2001.

주거외의 사회적 배제 영역에는 최저주거 기준 미달가구수, 임대료 연체 가구수, 쪽방거주 인구수 등의 지표가 포함된다. 사회적 관계와의 사회적 배제 영역에는 가족과 친구의 부재, 사회적 활동의 제한, 선거만 참여하고 모든 활동에 참여하지 않은 사회적 이탈 등의 지표가 포함된다.

본 연구는 자료의 가용성과 한국의 상황을 고려하여 위의 6가지 사회적 배제 영역 중에서 소득빈곤의 사회적 배제 영역, 노동의 사회적 배제 영역, 주거의 사회적 배제 영역과 사회적 관계의 사회적 배제 영역을 통합결핍지수의 주 영역으로 선정하였다. 지역의 결핍수준을 측정하는 변수는 사회적 배제 영역에서 다루고 있는 주 배제 영역과 여러 나라의 주요 결핍지수에서 공통적으로 사용하고 있는 변수들 (Table 1)을 참고하여 선정하였다. 이때, 노동의 사회적 배제 영역의 세부 지표인 실업을 하나의 독립된 지수 영역으로, 저임금근로자 비율 또는 비정규직 비율을 설명하는 낮은 사회 계급을 노동이라 명명하여 하나의 사회적 배제 영역으로 간주하였다. 결론적으로 본 연구에서 선정한 지역 결핍 영역은 실업, 빈곤(공적부조), 주거, 노동, 사회적 관계이며 각 영역의 지표는 실업률, 기초생활 수급자, 최저주거 기준미달, 낮은 사회계급, 편부모 가구가 다. 지표의 조작적 정의는 다음과 같다.

일반적으로 실업과 빈곤은 그 사회의 물질적 결핍을 나타내는 대표적인 지표 중의 하나이다 [2,3,6]. 실업은 15-64세 인구 중 구직상태에 있으면서 신체적으로 일을 할 수 있는 사람 비율로 정의하였으며, 빈곤에 대한 프락시로는 조사대상 지역의 기초생활 수급 대상자 비율을 사용하였다. 물론 빈곤은 정의를 어떻게 하느냐에 따라 그 개념이 달라 질 수 있으나 공적 부조인 국민기초생활보장제도에서 수급권자의 증감이 빈곤상태를 파악할 수 있는 주요지표이기 때문에 본 연구에서는 기초생활 수급 대상자 비율을 적용하였다. 우리나라의 경우 2002년 이후 가정해체, 빈곤, 실직 등으로 수급권자는 2003년 137만명, 2005년 151만명, 2007년 155만명으로 지속적으로 증가 추세를 보이고 있다.

기존 물질결핍지수에서 사용한 가옥 비 소유 지표와 가구의 가구원수를 부엌이나 거실을 제외한 가구의 사용방수로 나누어 1.5이상인 경우 과잉밀집가구로 정의되는 지표는 도시/농촌 간의 가옥소유 의미가 상이한 우리나라 현실에 부합하지 않은 지표이다. Hur와 Sung [22]은 농어촌 지역의 주거상태를 분석한 결과 농촌의 경우 94.1%가 자택을 소유하고 있어 가옥 소유 여부는 농촌지역에서 빈곤에 영향을 주지 않는 것으로 보고하고 있으며 Lee [23]는 빈곤층과 비빈곤층에서 주거비 차이가 거

의 없는 이유를 대부분이 자기집을 소유하고 있기 때문인 것으로 보고 있다. 또한 도시에서의 전세, 월세의 종류는 다양하며 가격 차이 또한 매우 크므로 단순히 가옥 소유여부로 물질적 결핍정도를 측정하는 것은 무리가 있다. 하지만 주택구조 및 주거환경 지표는 지역의 결핍정도를 나타내는 대표적인 지표이기 때문에 최저주거 기준미달 지표를 적용하였다.

최저주거기준은 2000년 처음으로 마련되어 2004년 건설교통부 공고로 법제화되었다 [24]. 최저주거기준은 시설기준, 방수 기준, 구조·성능·환경기준으로 구성되며 시설기준에는 주택에 갖추어야 할 최소한의 시설기준으로 부엌, 화장실, 목욕시설을 포함한다. 방수와 면적 기준은 가구원 수를 고려하며 구조·성능·환경기준으로 주택의 물리적 구조와 생활에 필요한 설비 및 주변환경, 자연재해에 대한 위험 등이 고려된다 [24]. 본 연구에서 적용한 최저주거 기준 지표는 인구주택 총조사 전수조사 데이터를 사용하여 산출하였고 법에 공시된 최소주거기준의 침실분리 원칙과 최저주거면적 산정근거를 이용하여 면적 및 방수를 계산하였다. 고시상에 나타난 침실기준은 1) 부부는 동일한 침실 사용, 2) 만 6세 이상 자녀는 부모와 분리, 3) 만 8세 이상의 이성자녀는 상호 분리, 4) 노부모는 별도 침실 사용이다.

사회적 배제와 관련하여 여전히 중요한 지표는 노동과 소득이다. 그 중에서도 노동으로부터의 배제는 소득에 영향을 미칠 뿐만 아니라, 이를 통해 다양한 사회활동에 영향을 준다는 점에서 매우 중요한 의미를 갖게 된다 [25]. Kim 등 [25]은 노동으로부터의 배제에 대한 기본지표로 고용율, 실업률, 저임금근로자 비율, 저소득자영업자 비율, 비정규직 비율, 노조조직률을, 보완 지표로는 근로빈곤층 비율, 사회보험 가입률, 일자리 만족도를 제시한 바 있다. 이와 관련하여 사회계층간 사망률 차이를 분석한 대표적인 건강불평등 연구보고서인 블랙리포트(black report) [26]는 낮은 직업군에 속할수록 사망률이 높은 것으로 보고한 바 있다. 우리나라의 연구에서도 사회계층 즉, 직업수준이 낮을수록

Table 2. The domains of composite deprivation index

Domain	Indicator	Definition	Data Source
Unemployment	Male unemployment proportion	Percentage of male persons aged 15-64 who are economically active and seeking job	2005 Population and Housing Census*
Poverty	Recipients of National Basic Livelihood Security Act benefits	Percentage of persons who receive National Basic Livelihood Security Act benefits	2005-2006 mean-tested benefit recipients data†
Housing	Households under the minimum housing standard	Percentage of households under the minimum housing standard (bedroom standards, housing facilities standard, floor space standard, and the separate bedroom principle)	2005 Population and Housing Census
Labor	Low social class	Percentage of all persons in households with a head of the household who is engaged in elementary occupations	2005 Population and Housing Census
Social network	Single-parent household	Percentage of all persons in a single parent-parent household where the parent is under age 60	2005 Population and Housing Census

* Statistics Korea, † administration data (Ministry for Health, Welfare and Family Affairs)

건강불평등이 심한 것으로 보고하고 있다 [7,27]. 이러한 연구결과를 고려하여 노동으로부터의 배제 지표로서 가구의 가구주가 단순노동직에 종사하는 가구의 가구원수의 비율을 적용하였다.

빈곤에 영향을 미치는 사회경제적 조건은 구조적 변화와 제도적 변화 요인으로 나누어 볼 수 있는데 편부모 가정의 증가는 노인층의 증가와 함께 구조적 변화를 초래하는 주요 요인이 되고 있다 [28]. 서구국가의 경우 이혼율의 증가나 미혼여성의 출산 등으로 인해 전체가구에서 편부모 가구가 차지하는 비율이 빠른 속도로 증가하고 있다 [29]. 우리나라의 경우 1960년대 40만 가구에서 1990년 89만여 가구로 2.3배의 증가율을 보였다 [29]. 편부모 가구의 사회적 관계에서 주목할 점은 편부모의 경우 배우자 상실 이외에도 가사와 자녀양육문제, 역할갈등 및 역할 과중 등의 문제에 직면하며 자녀들은 정서적 불안, 성취도 저하 성역할 부재 등의 문제에 직면하게 된다 [30]. 편부모 가구는 60세 미만 부모 중 세대구성이 부+자녀 이거나 모+자녀인 가구로 정의하였다 (Table 2).

자료 및 방법

1. 통합결핍지수 산출방법

일반적으로 결핍지수를 구성하는 각 영역은 독자적인 가산적 영향력(additive effect)을 가지게 되나 각 변수의 결핍점수의 단위가 다르기 때문에 각 영역의 결핍

점수를 총괄하기 위해 표준화할 필요가 있다. 표준화 변환을 위해서는 첫째, 각 영역의 분포를 일치시키고 둘째, 각 영역의 단위 영향력을 없애며 셋째, 영역간의 상쇄화 과정이 결핍지수의 기본원리에 부합해야 하고 넷째, 지역의 결핍정도를 잘 반영할 수 있는 방향으로 이루어져야 한다 [5].

기하변환(geometric transformation)은 앞서 기술한 4가지 요구조건을 잘 만족한다. 즉, 모두 같은 변환을 하게 됨으로써 동일한 분포를 가지게 된다. 동일한 분포는 점수값의 범위와 최대/최소값을 일치시킴으로써 각 영역의 점수를 총괄할 때 단위 행정지역의 인구수의 크기에 영향을 받지 않는다. 각 영역에서 가장 열악한 상태를 가지는 지역의 점수도 기하분포내에 잘 포괄할 수 있게 되고 각 영역들간의 상쇄 효과도 적절히 관리될 수 있다. 본 연구는 Z변환하여 합산한 Townsend 지수 [2]나 Carstairs 지수 [3] 또는 주성분 분석과 간접 표준화 방법을 사용한 캐나다의 결핍지수 [6]와는 달리 영국의 IMD 결핍지수 개발 시 사용된 방법인 기하변환 [4]을 적용하여 각 영역의 영향을 산출하였다.

$$X = -2.3 \log \left[1 - R \times \left(1 - \exp\left(-\frac{100}{23}\right) \right) \right] \quad (1)$$

통합결핍지수에서 사용되는 기하변환 변환식은 식 (1)과 같다. R은 해당변수의 순위를 총분석단위 수(N)로 나눈 값의 음수를 의미한다(예를 들면, 특정지역의 편

부모 가구 변수가 총 3,538개 지역 중 100번째 순위를 차지하면 그 해당지역의 R값은 $-100/3,538$ 이다). $R = -1/N$ 일 때 결핍정도가 가장 낮은 상태를, $R = 1$ 일 때 가장 심각한 결핍을 나타낸다. 이때 N은 분석단위 지역의 수이다. 각 지역의 순위값을 R값으로 변환하여 식 (1)에 대입하면 각 영역의 지역 결핍값이 산출된다. 각 영역을 식 (1)과 같이 변환할 경우 각 영역 점수(X)는 0에서 100까지 분포하며 5가지 영역으로 구성되는 통합결핍지수는 0에서 500까지의 값을 갖는다. 이렇게 변환식을 조정함으로써 한 영역의 결핍순위가 미치는 과도한 영향을 축소할 수 있는 기전이 만들어진다.

2. 결핍지수간 비교분석

1) 연구자료

본 연구에 활용한 자료들은 통계청 사망통계자료, 주민등록인구통계 자료, 인구주택총조사 자료와 각 시군구 지자체에서 제공하는 시군구 기초생활수급자 자료이다. 이 중 표준화사망비 산출을 위해서 2004-2006년 통계청 사망통계자료와 2003-2006년 주민등록인구통계 자료를 활용하였고, 물질결핍지수인 Townsend 지수와 Carstairs 지수 그리고 본 연구에서 개발한 통합결핍지수 산출을 위해서 2005년 10% 인구주택총조사 자료, 2005년 인구주택총조사 전수조사와 2005-2006년 시군구 기초생활수급자 자료를 활용하였다.

2004년 이전까지의 통계청 사망자료는 특히 도시지역에서 세부 동(洞)이 누락되어 있는 경우가 많아 최하의 행정구역을 시군구 단위까지만 제공되어 왔다 [31]. 하지만, 2004년부터는 각 행정기관에서 사망 신고를 받을 때 세부 동 기재여부를 확인한 후 점수를 받았기 때문에 누락된 자료 없이 읍면동 단위까지의 자료를 제공하고 있다 [31]. 본 연구는 지역 분석단위를 읍면동 수준으로 하였다.

표준화사망비는 2004-2006년의 3년간 사망자수 자료를 사용하여 산출하였다. 읍면동별 표준화사망비를 산출하기 위해 관찰 기간인 3년 동안 발생한 행정구역 변동 사항을 다음과 같은 방식으로 조정하여

읍면동을 확정하였다. 즉, 분석기간 동안 행정동 개편으로 인한 통합지역은 통합되어 변경된 지역으로, 분리지역은 분리 이전의 지역으로, 명칭변경 지역은 명칭이 변경된 지역으로 분류하여 분석에 포함하였다. 예를 들면, 전라남도 목포시 용당 1동과 목포시 산정 2동은 목포시 용당 1동으로 통합되었는데 분석에서는 목포시 용당 1동으로 변경하여 사용하였다. 또 경기도 고양시 일산구 일산 2동은 경기도 고양시 일산 동구 중산동과 경기도 고양시 일산 서구 일산 2동으로 분리되었는데 분석에서는 분리 전인 경기도 고양시 일산구 일산 2동으로 통합하였다. 북제주군 한림읍은 제주시 한림읍으로 명칭이 변경되어 변경된 명칭인 제주시 한림읍으로 수정하였다. 그러나 경기도 용인시 구성읍과 기흥읍은 경기도 용인시 기흥구로 통합되면서 구갈동, 구성동, 기흥동, 마북동, 보정동, 상갈동, 서농동, 신갈동, 어정동의 9개 동으로 분산되어 명확한 구분이 이루어지지 않아 분석에서 제외하였다. 이상의 과정을 거쳐 최종적으로 선정된 분석대상 읍면동 행정단위 수는 총 3,538개이다.

2) 분석방법

본 연구에서 사용한 표준화사망비는 간접표준화사망비로 각 연도별 연앙인구의 평균을 표준인구집단으로 하는 연령별 기대사망률을 계산한 다음 관찰 사망자수에 대한 기대사망자수의 비로 표준화사망비를 계산하였다. 이는 Kim과 Yoon [31]의 연구에서 이용한 방법과 유사한 방식이다. 단, 본 연구에서는 표준인구로 2004년, 2005년, 2006년의 주민등록 연앙인구의 평균값으로 하였고, 표준화사망자수 또한 2004-2006년의 사망자수의 평균값을 이용하였다. 연령구간은 전체 연령을 대상으로 5세 구간으로 범주화하였으나 Kim과 Yoon [31]과는 달리 80세 이상 인구는 동일 구간으로 하였다. 인구수나 사망자수가 적은 소지역에서 평균적인 표준화사망비의 수치에 의존할 경우 해석상 오류가 발생할 가능성이 있기 때문에 소지역간 표준화사망비를 산출할 때에는 신뢰구간을 고려해야 한다 [31]. 신뢰구간은 Kim과 Yoon [31]이 사용한 방법을 이용하여 산출하였다.

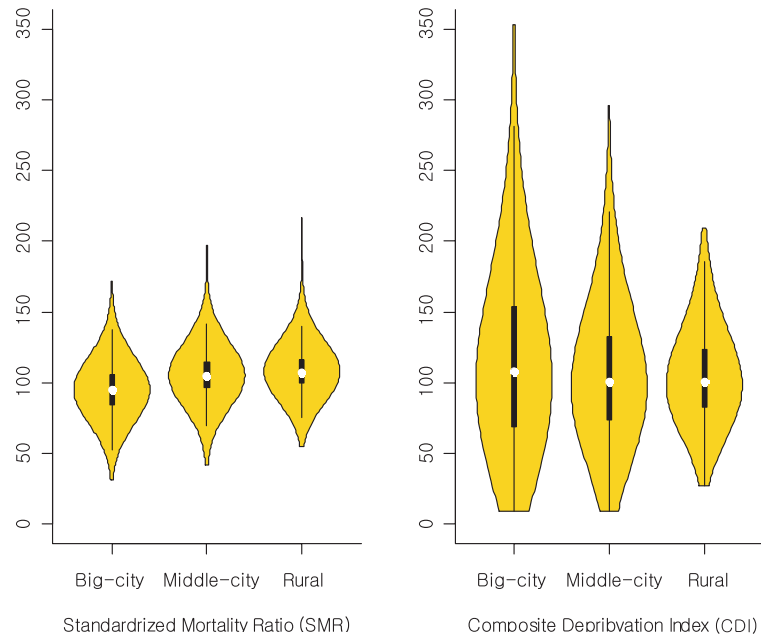


Figure 1. Standardized mortality ratio and the Composite Deprivation Index in big-city, middle-city, and rural areas.

통계청에서 제공하는 읍면동별 사망자수는 남,녀별로 구분되지 않았기 때문에 본 연구에서의 표준사망비는 연령 표준사망비이며, 그 값은 100을 곱한 백분율로 표시하였다. 통합결핍지수와 비교를 위해 사용된 Townsend 지수와 Carstairs 지수는 Chu 등 [12]의 연구결과를 이용하였고 통합결핍지수는 식 (1)을 이용하여 산출하였다. Townsend 지수와 Carstairs 지수는 대략 -10에서 10의 값을 가지며 물질적 결핍이 심할수록 빈곤도가 높은 지역으로 양의 값을 가지며, 물질적 결핍이 적을수록 빈곤도가 낮은 지역으로 음의 값을 갖는다. 통합결핍지수는 각 영역별로 0에서 100의 값을 갖기 때문에 이론상 0에서 최대 500까지의 값을 가지며 값이 높을수록 지역의 결핍정도가 높음을 의미한다.

결과

상자-그림(box plot)과 핵밀도 그림(kernel density plot)의 특성을 동시에 보여주는 바이올릿 그림(violin plot)인 Figure 1은 대도시, 중소도시, 농촌별로 표준화사망비와 통합결핍지수의 값, 그리고 해당변수의 변이 정도를 보여준다. 분석결과 대도시, 중소도시, 농촌의 평균 표준화사망비는

각각 95.0, 105.5, 108.4로 대도시는 표준인구집단보다 비교 인구집단의 사망수준이 낮은 반면 중소도시와 농촌지역의 표준화사망비는 표준인구집단보다 높았다. 또한 대도시보다 중소도시, 중소도시보다 농촌에서의 사망수준이 높았으나 지역내 표준화사망비의 표준오차(standard error, SE)는 대도시(SE=17.02)에서 가장 컸고 농촌(SE=13.80)으로 갈수록 작았다. 대도시, 중소도시, 농촌의 평균 통합결핍지수는 각각 115.6, 105.8, 105.1로 나타났다. 이처럼 대도시가 중소도시 및 농촌에 비해 지역의 결핍수준이 다소 높았으며 중소도시와 농촌의 결핍정도는 비슷한 수준이었다. 결핍정도의 변이는 대도시가 344.8(최솟값: 8.9, 최댓값: 353.8), 중소도시가 287.7(최솟값: 8.5, 최댓값: 296.2), 농촌이 182.9(최솟값: 26.8, 최댓값: 209.7)로 대도시가 가장 컸으며 농촌지역이 가장 작았다 (Figure 1).

Table 3은 통합결핍지수가 가장 낮은 하위(결핍정도가 작은) 20개 지역과 가장 높은 상위(결핍정도가 큰) 20개 지역을 표준화사망비(95% 신뢰구간[CI] 포함)와 함께 제시해 놓은 표이다. 통합결핍지수가 가장 낮은 지역은 전라남도 광양시 금호동으로 통합결핍지수는 8.5이었고 통합결핍지수가 가장 높은 지역은 부산광역시 동구 범

Table 3. Composite deprivation index (CDI) and standardized mortality ratio (SMR) with 95% confidence interval (CI) in the lowest 20 areas and highest 20 areas

Province	District (Si-Gun-Gu)	Sub-district (Eup-Myen-Dong)	CDI	SMR (95% CI)
Lowest 20 areas				
Jeollanam-Do	Gwangyang Si	Geumho-dong	8.5	79.7 (55.2-108.7)
Seoul	Songpa-gu	Jamsil 3-dong	8.9	67.5 (17.5-149.8)
Gyeongsangbuk-Do	Gumi Si	Gongdan 2-dong	9.3	53.7 (14.0-119.1)
Gyeonggi-Do	Yongin Si Suji-gu	Seongbok-dong	12.6	66.1 (52.9-80.7)
Seoul	Gangnam-gu	Dogok 2-dong	14.1	53.0 (40.2-67.5)
Gyeonggi-Do	Bucheon Si Wonmi-gu	Sang 3-dong	15.1	56.6 (41.9-73.6)
Gyeongsangbuk-Do	Pohang Si Nam-gu	Hyogok-dong	15.9	88.5 (68.5-111.2)
Gyeonggi-Do	Seongnam Si Bundang-gu	Sunae 2-do	16.0	56.3 (37.9-78.2)
Gyeonggi-Do	Suwon Si Yeongtong-gu	Taejang-dong	17.4	96.0 (77.1-117.0)
Gyeonggi-Do	Yongin Si Suji-gu	Jukjeon 2-dong	17.6	64.1 (46.2-85.0)
Gyeonggi-Do	Anyang Si Dongan-gu	Pyeongchon-dong	17.8	93.7 (69.1-122.1)
Daegu	Seo-gu	Mannyeon-dong	17.9	80.0 (56.6-107.5)
Gyeonggi-Do	Ansan Si Danwon-gu	Hosu-dong	17.9	73.2 (58.5-89.6)
Chungcheongnam-Do	Gyeryong Si	Namseon-myeon	18.2	57.7 (29.7-94.9)
Seoul	Seocho-gu	Seocho 4-dong	18.3	59.0 (45.6-74.1)
Seoul	Songpa-gu	Oryun-dong	18.4	51.6 (37.3-68.2)
Gyeonggi-Do	Seongnam Si Bundang-gu	Imae 2-dong	18.6	68.4 (51.3-87.8)
Seoul	Songpa-gu	Jamsil 5-dong	18.6	56.7 (40.5-75.6)
Seoul	Yangcheon-gu	Mok 1-dong	18.7	75.5 (59.6-93.3)
Jeollanam-Do	Mokpo Si	Sinheung-dong	18.7	79.9 (59.3-103.6)
Highest 20 areas				
Daegu	Seo-gu	Bisan 2.3-dong	277.2	131.1 (107.9-156.5)
Busan	Dong-gu	Sujeong 2-dong	282.2	90.1 (65.9-118.0)
Busan	Gangseo-gu	Daejeo 1-dong	283.5	115.4 (92.4-140.9)
Busan	Seo-gu	Nambumin 1-dong	285.4	121.7 (92.1-155.3)
Incheon	Jung-gu	Dowon-dong	286.1	102.2 (69.4-141.3)
Daejeon	Dong-gu	Soje-dong	288.1	121.3 (83.5-166.3)
Busan	Busanjin-gu	Beomjeon-dong	289.6	120.3 (93.9-149.9)
Gangwon-Do	Chuncheon Si,	Geunhwa-dong	296.2	111.9 (85.0-142.6)
Daegu	Dong-gu	Ansirn 1-dong	298.9	115.2 (97.5-134.3)
Busan	Sasang-gu	Mora 3-dong	302.7	143.4 (120.8-167.8)
Seoul	Gangnam-gu	Suseo-dong	302.7	98.0 (81.6-115.8)
Busan	Geumjeong-gu	Seo 1-dong	302.9	136.8 (107.4-169.8)
Daejeon	Dong-gu	Panam 2-dong	307.5	115.1 (92.4-140.2)
Busan	Yeongdo-gu	Dongsam 3-dong	309.8	123.9 (101.4-148.6)
Daegu	Buk-gu	Sangyeok 1-dong	314.2	130.9 (107.8-156.1)
Jeollabuk-Do	Jeonju Si Wansan-gu	Wansandok	332.1	100.6 (75.7-128.9)
Incheon	Dong-gu	Songnim 4-dong	332.2	112.0 (73.7-158.2)
Busan	Dong-gu	Beomil 6-dong	335.3	115.2 (86.3-148.3)
Busan	Dong-gu	Sujeong 4-dong	337.1	113.4 (84.4-146.7)
Busan	Dong-gu	Beomil 5-dong	353.8	90.5 (64.9-120.3)

일5동으로 통합결핍지수는 353.7이었다. 통합결핍지수가 낮은 하위 20개 지역은 충청남도 계룡시 남선면을 제외하고는 모두 동지역이었으며 이 중 경기도가 9개, 서울 특별시가 6개로 전체의 75%가 경기도와 서울지역이었다. 통합결핍지수 하위 20개 지역의 표준화사망비는 모두 표준인구집단보다 낮았으나 서울특별시 송파구 잠실 3동(SMR, 67.5; 95% CI=17.5-149.8), 경상북도 구미시 공단 2동(SMR, 53.7; 95% CI=14.0-119.1), 충청남도 계룡시 남선면(SMR, 57.7; 95% CI=29.7-94.9)은 신뢰구간의 범위가 매우 넓게 조사되어 주민등록 인구수 또는 사망자수에서 극단값이 존재할 가능성이 있다. 표준화사망비가 높으면서 결핍정도가 큰 20개 지역 또한 모두 동지역으로 나타났다. 그 가운데 부산광역시가

10개, 대구광역시가 3개로 전체의 65%를 차지하였으며, 결핍정도가 큰 이들 지역의 표준화사망비는 부산광역시 동구 범일 5동, 서울특별시 강남구 수서동, 부산광역시 동구 수정3동을 제외한 117개 지역 모두에서 표준인구보다 높았다.

한편, 본 연구에서 개발한 통합결핍지수가 농촌을 포함한 각 지역의 결핍수준을 잘 설명해 주는지를 파악하기 위해 기존의 물질결핍지수인 Townsend 지수 및 Carstairs 지수와 표준화사망비와의 상관정도(상관계수 및 회귀계수를 이용함)를 대도시, 중소도시, 농촌지역으로 구분하여 분석하였다. 먼저 Townsend 지수의 경우 대도시 및 중소도시에서 표준화사망비와의 상관관계를 나타냈으나 중소도시로 갈수록 그 상관관계의 정도는 약했으며

농촌지역에서는 오히려 음의 상관관계를 보였다(Townsend 지수값과 표준화사망비의 상관관계수는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않았다). Carstairs 지수 또한 대도시 및 중소도시에서 표준화사망비와의 상관관계를 가지나 농촌지역에서는 표준화사망비와 음의 상관관계를 가져 Townsend 지수와 마찬가지로 읍면동 수준의 소지역 결핍정도를 대표하기에 부적당한 것으로 평가되었다. 이와 비교하여 본 연구에서 개발한 통합결핍지수는 대도시, 중소도시, 농촌지역 모두 표준화사망비와의 상관관계를 가지며 상관정도 크기 또한 Townsend 지수와 Carstairs 지수 보다 높았다. 뿐만 아니라 농촌지역에서도 상관관계수가 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하여 읍면동 수준의 소지역에서도 해당 지역의 결핍정도와 표준화사망비와의 관계를 보다 잘 반영하는 것으로 보인다 (Table 3, Figure 2).

Table 4는 표준화사망비와 각각의 결핍지수와의 상관관계 및 회귀계수를 나타낸 표이다. 분석결과 표준화사망비와 결핍지수와의 상관성(correlation)을 나타내는 상관관계수(correlation coefficient)는 통합결핍지수의 경우 대도시, 중소도시, 농촌지역 모두에서 표준화사망비와 상관성이 있는 것으로 나타난 반면, Townsend 지수와, Carstairs 지수는 대도시와 중소도시에서만 상관성이 있는 것으로 나타났다. 결핍지수의 단위 증가에 대한 표준화사망비의 크기변화를 나타내는 회귀계수(regression coefficient) 값을 보면 Townsend 지수는 Townsend 지수 1 증가시 표준화사망비는 대도시의 경우 2.44%, 중소도시의 경우 1.32% 증가하는 것으로 나타났으며, 두 지역 모두 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 반면 농촌지역의 표준화사망비는 오히려 0.47% 감소하였으며 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않는 등 일관된 경향을 보이지 않았다. Carstairs 지수 또한 Carstairs 지수 1 증가시 표준화사망비는 대도시의 경우 2.54%, 중소도시의 경우 1.61% 증가하였으며, 두 지역 모두 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 하지만 농촌지역의 표준화사망비는 0.32% 감

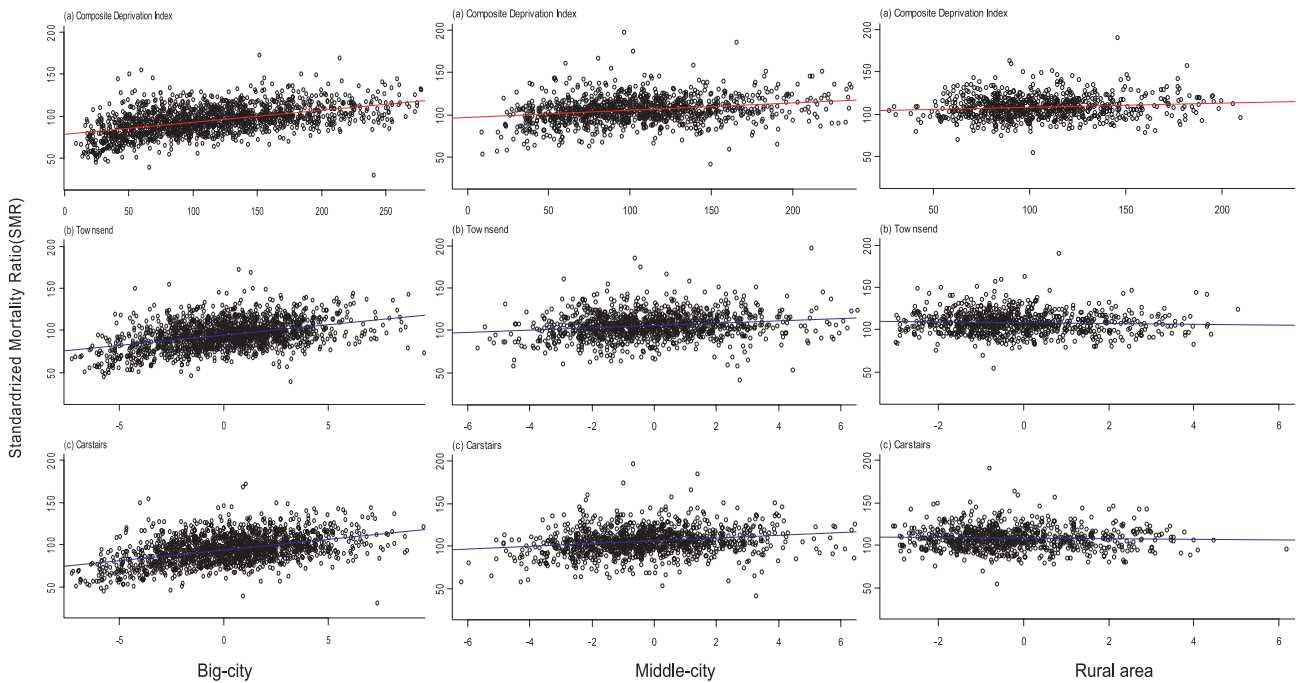


Figure 2. Relation between standardized mortality ratio, Composite Deprivation Index, Townsend Index and Carstairs Index in big-city, middle-city and rural areas.

Table 4. Correlation coefficient and regression coefficient for the relation between deprivation index and standardized mortality ratio (SMR) in big city, middle city, and rural areas

Indices	SMR							
	Big city (n=1,581)		Middle city (n=1,128)		Rural area (n=829)		Total (n=1,538)	
	r* (p-value)	β† (95% CI)	r (p-value)	β (95% CI)	r (p-value)	β (95% CI)	r (p-value)	β (95% CI)
Composit deprivation index	0.5052 (0.0000)	0.1421 (0.13-0.15)	0.2504 (0.0000)	0.0851 (0.07-0.10)	0.1095 (0.0016)	0.0467 (0.17-0.08)	0.3158 (0.0000)	0.1054 (0.09-0.12)
Townsend index	0.4047 (0.0000)	2.4396 (2.17-2.71)	0.1742 (0.0000)	1.3194 (0.88-1.75)	-0.0524 (0.1316)	-0.4719 (-1.10-0.16)	0.2361 (0.0000)	1.7159 (1.48-1.95)
Carstairs index	0.4374 (0.0000)	2.5367 (2.28-2.79)	0.2102 (0.0000)	1.6076 (1.17-2.05)	-0.0337 (0.3326)	-0.3246 (-0.96-0.31)	0.2479 (0.0000)	1.7488 (1.52-1.97)
CDI components								
Male unemployment rate	0.2118 (0.0000)	0.1720 (0.13-0.21)	0.0671 (0.0242)	0.0583 (0.01-0.11)	0.0357 (0.3051)	0.0503 (-0.05-0.15)	-0.0253 (0.1330)	-0.0215 (-0.05-0.01)
Recipients of national basic livelihood security act benefits	0.4320 (0.0000)	0.5215 (0.47-0.58)	0.2008 (0.0000)	0.1647 (0.12-0.21)	0.0992 (0.0042)	0.0734 (0.02-0.12)	0.3835 (0.0000)	0.3267 (0.30-0.35)
Households under the minimum housing standard	0.4292 (0.0000)	0.6002 (0.54-0.66)	0.2137 (0.0000)	0.1734 (0.13-0.22)	0.0261 (0.4529)	0.0172 (-0.03-0.06)	0.3513 (0.0000)	0.2992 (0.27-0.33)
Low social class	0.4031 (0.0000)	0.3246 (0.29-0.36)	0.0832 (0.0052)	0.06770 (0.02-0.12)	0.0389 (0.2633)	0.4060 (-0.03-0.11)	0.1200 (0.0000)	0.1021 (0.07-0.13)
Single-parent household	0.3018 (0.0000)	0.2473 (0.21-0.29)	0.0410 (0.1691)	0.0391 (-0.02-0.09)	0.0373 (0.2833)	0.0802 (-0.07-0.23)	-0.0257 (0.1269)	-0.0218 (-0.05-0.01)

CDI: composite deprivation index, CI: confidence interval.
* Correlation coefficient, † Regression coefficient.

소하였으며 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않아 Townsend 지수와 마찬가지로 농촌지역에서 결핍 정도와 표준화사망비와의 관계를 적절히 반영하지 못하는 것으로 나타났다. 이와 비교하여 통합결핍지수의 경우 통합결핍지수 10 증가시 표준화사망비는 대도시의 경우 1.42%, 중소도시의 경우 0.85%, 농촌의 경우 0.47% 증가하였으며 세 지역 모두 5% 유의수준에

서 통계적으로 유의하였다. 통합결핍지수의 표준화사망비와의 회귀계수는 다른 두 지수에 비해 상대적으로 작은 것처럼 보이는데 이는 Townsend 지수나 Carstairs 지수와 측정 단위가 다르기 때문이다.

통합결핍지수의 각 영역별 지표와 표준화사망비의 상관관계 및 회귀계수의 유의성을 분석한 결과 빈곤 영역 지표만이 대도시, 중소도시, 농촌지역 모두에서 상관

성이 있는 것으로 나타났으며 회귀계수 또한 유의한 것으로 나타났다. 그러나 전체적인 영역별 지표의 상관관계와 회귀계수는 빈곤, 주거, 노동 영역 지표에서 통계적으로 유의하였다. 통합결핍지수에 포함된 영역 중 Townsend 지수나 Carstairs 지수에서 공통적으로 사용한 영역은 실업과 노동이다. 이 영역은 농촌지역에서 상관관계, 회귀계수 모두 통계적으로 유의하

지 않았다. 다만 전체적인 영역별 지표 값에서 노동만이 상관계수, 회귀계수 모두에서 통계적으로 유의하였다. 또한 Townsend 지수나 Carstairs 지수에 포함된 나머지 변수들은 표준화사망비와 음의 상관관계를 보여 이 모두를 고려하여 보면 본 연구에서 산출한 통합결핍지수가 기존의 물질적 결핍지수인 Townsend 지수와 Carstairs 지수보다 표준화사망비를 설명하는데 있어서 지역의 결핍정도를 보다 잘 대표하는 것으로 보인다.

고찰

Stafford와 Marmot [32]은 개인의 건강위험요소를 통제한 후에도 특정 지역의 사회경제적 특성이 거주 지역주민들의 건강에 영향을 미친다는 가정하고, 지역결핍에 의한 근린효과(neighbourhood effect)와 개인의 건강상태에 관계에 대하여 두가지 모형을 제안한 바 있다. 첫 번째 모형은 부유한 지역에 사는 개인이 그렇지 못한 지역에 사는 개인보다 물질 및 사회적 자원에 대한 접근(지역의 기회, 사회적 지지구조, 지역사회 서비스 등)이 용이하기 때문에 건강상태가 좋을 것이라고 가정하는 추가용자원모형(collective resource model)이다. 두 번째 모형은 개인의 사회경제적 위치와 그들이 거주하는 지역사회의 사회경제적 수준 차이가 개인의 건강에 영향을 미친다고 가정하는 국소적사회불평등 모형(local social inequality model)이다. 즉, 부유한 지역에 사는 가난한 사람은 가난한 지역에 사는 가난한 사람보다 건강상태가 좋지 않을 것이라고 가정하는 모형이다. 본 연구는 Stafford와 Marmot의 개념에 따르면 추가용자원모형에 근거를 두고 있다. 지역사회의 추가용자원량을 통합결핍지수로 측정하고 지표가 좋을수록 지역사회의 건강상태(표준화 사망비)도 좋을 것이라는 가정에 근거하고 있는 것이다.

분석결과 통합결핍지수는 기존의 물질결핍지수인 Townsend 지수나 Carstairs 지수보다 표준화사망비를 설명하는데 있어 지역의 물질적 결핍정도를 잘 설명해 주는 것으로 나타났다. 농촌지역과 같은 소지역

에서도 지역의 결핍정도를 잘 설명해 주는 것으로 판단된다. 우리나라에서는 Son [7]과 Lee [10] 그리고 Sim [11]이 Carstairs 지수를, Jeong 등 [8]은 Townsend 지수를 변형하여 사용한 바 있지만 기존의 물질결핍지수가 농촌지역의 건강 불평등 수준을 잘 반영해주지 못하고 있다는 지적이 있다. 기존의 연구들은 물질결핍지수들이 지역의 건강수준과 높은 상관관계를 보이는 것으로 보고하였고 [15,33] 시골에 비하여 도시 지역에서 여성에 비해 남성에서 결핍지수와 지역의 사망률간의 상관관계가 강한 것으로 보고하였다 [2,34].

지표를 개발하기 위해 고려되어야 할 사항은 지표 개발에 근거가 되는 기본원칙이 있는지 여부와 가용자료의 한계이다. 지역사회 결핍정도를 측정하기 위한 지수 개발에서 연구자들마다 다른 변수와 산출 방식을 적용하여 왔다. 즉, 지표개발에 있어서 실용적이고 자의적인 변수 선택은 [34] 논쟁거리를 제공하나 지역특성을 반영할 수 있는 변수를 포괄하지 못한다면 지표의 의미는 퇴색될 수 있다. 따라서 가용자료의 범위를 고려하여 지표 개발의 기본 원칙하에 지표를 개발하는 것이 중요하다. 본 연구는 가용자료의 한계를 고려하고 사회적 배제라는 이론적 근거에 기반하면서 사회적 배제의 주요 영역과 물질결핍지수의 공통점을 참고하여 5개 지표인 실업(실업률), 빈곤(기초생활수급자 비율), 주거(최저기준 미달가구 비율), 노동(낮은 사회계층 비율), 사회적 관계(편부모가구 비율)로 구성된 지역사회 통합결핍지수를 개발하였다.

지표개발과 관련하여 교육영역이 지표에서 누락된 것에 대해 논쟁이 있을 수 있다. 일반적으로 교육은 사회적 배제의 주요 영역이기 때문이다. 유럽연합의 빈곤 및 사회적 배제 공통지표 중 교육부문 지표는 학업중퇴자율이며 [16] 캐나다 물질결핍지수의 교육영역은 19세 이상 인구 중에서 고등학교 졸업 미만의 학력을 소지한 사람의 비율이다. 또한 영국 IMD 교육영역은 학생들의 학업성취도와 아동 및 청소년 집단에서 일정수준 이하의 학력 소지자 비율을 중심으로 교육영역의 결핍

정도를 측정하였다. 이에 본 연구 또한 교육수준을 주요 결핍지수 지표로 사용하려 했으나 우리나라에서는 아직 교육이 지역의 결핍정도를 충분히 설명하지 못하여 지표 구성항목에서 제외하였다. 실제로 사회경제적 지표인 교육수준은 연구에 따라 건강불평등에 영향을 미치는 정도가 다르며 연령에 따라서도 그 영향이 다른 것으로 보고된 바 있다 [7,35] Son [7]은 직업, 교육수준 그리고 물질적 결핍이 사망률에 미치는 영향을 분석한 연구에서 개인적인 변수들인 직업계층 및 교육수준과 지역에 기반한 물질적 결핍변수와의 상호연관성이 없는 것으로 보고하고 있다. Lee [23]는 빈곤가구 가구주의 평균 학력이 8.4년으로 빈곤가구 가구주의 평균학력인 7.0년과 거의 차이가 없기 때문에 학력은 농어촌 빈곤여부에 거의 영향을 미치지 않는다고 보고하고 있다. 또한 Min과 Choi [36]는 농촌지역 가구주의 대부분이 무학을 포함한 국졸이하이기 때문에 학력이 농촌 빈곤여부에 거의 영향을 미치지 않는 것으로 보고하고 있는 등 농촌 및 빈곤층에 있어서의 학력은 영향력이 없거나 적은 것으로 판단된다.

다음으로 지역분석단위의 선택에 관한 문제를 언급할 필요가 있다. 지역분석단위 선택이 지역간 비교에 영향을 미쳐 분석지역 단위의 차이에 따라 결과에서의 변위가 나타나는 가변적 공간단위 문제(modifiable area unit problem)가 발생할 수 있다. 분석단위의 크기가 작을수록 분석단위에 포함된 개체수가 적어 분석결과의 신뢰성이 문제가 될 수 있으나 큰 단위로 묶을 경우 지역의 차이를 반영하지 못하는 결함을 가지게 된다 [37]. Armhein [38]은 회귀분석계수와 평균, 분산이 분석단위의 차이에 따라 어떤 영향을 받는지 조사하였는데, 회귀계수는 분석단위가 클수록 상관관계가 높아지고 평균 및 분산도 더 안정적으로 된다고 하였다. 분석지역 단위의 크기나 동질성과 관련하여 다수의 연구 [39]에서 작은 지역 분석단위 사용이 더 설득력있는 연구결과를 도출함을 보고하였다. 그러나 Reijneveld 등 [40]은 지역 분석단위의 크기에 따라 지역 결핍지수와

건강상태의 상관관계가 다르게 나타나는지를 조사하였는데 지역의 크기 차이가 건강상태의 집적화에 영향을 미치는지 하지만 지역에 따른 건강상태의 변화에 어떤 영향을 미칠 정도는 아니라고 보고하였다. 연구결과에서 제시하지는 않았지만 시군구단위로 분석한 결과와 읍면동을 분석단위로 산출한 통합결핍지수와 표준화 사망비간의 상관관계에서 차이가 발견되었다. 시군구 단위분석에서 도시지역일수록 상관관계가 크고 결핍지수의 단위변화당 표준화사망비의 변화 역시 큰 것으로 나타났으나 농촌지역의 경우 Townsend 지수나 Carstairs 지수 모두 통계적으로 유의하지 않은 음의 값을 가졌고, 본 연구에서 산출한 통합결핍지수는 10% 유의수준에서만 통계적 유의하였다.

외국의 경우 결핍지수와 건강수준과의 상관관계가 도시와 농촌에서 그 영향이 다르게 보고되고 있다. 즉, Townsend 지수와 같은 전통적인 결핍지수는 도시지역과는 달리 농촌지역의 건강수준과 상관관계가 적은 것으로 보고한 연구가 있는가 하면, 도시와 유사한 영향을 농촌지역에서도 나타낸다는 상반된 연구보고도 있다 [14]. 이런 차이가 나타나는 주된 이유는 사회취약계층이 농촌지역의 경우 넓은 지역에 흩어져 있어 결핍지수 측정단위의 지역수준에서 측정되기가 어렵고 [15], 특히 자동차소유 여부는 이동거리가 크고 공공교통수단이 발달하지 못한 농촌지역에서 물질적 결핍을 측정하기에는 부적합하며, 인구센서스를 기반으로 한 결핍지수의 경우 센서스 자료가 농촌지역의 특징을 반영할 수 있는 변수를 포괄하고 있지 못한 한계점 등 다양한 이유에서 비롯된 것으로 보고되고 있다 [15].

앞에서도 언급했듯이 지표개발과 관련하여 다음과 같은 이유에서 기존의 결핍지수에서 사용한 주택 및 자동차의 소유 여부를 채택하지 않았다. 농어촌 지역의 주거상태를 분석한 결과 94.1%가 자택 소유이고, 도시와는 달리 일반 승용차가 아니라 농사에 필요한 트랙이나 승합차를 가지고 있는 경우가 대부분이어서 자동차는 재산이 아니라 농사에 필요한 생활 필

수품으로 자리잡고 있는 것으로 보인다 [22]. 농가경제통계를 이용한 Lee [23]는 빈곤층과 비빈곤층에서 주거비 차이가 거의 없는 이유로 대부분이 자기집을 소유하고 있어 주거비를 지출하는 경우가 많지 않기 때문인 것으로 추정하였다. 농촌 빈곤에 영향을 미치는 가장 큰 변수는 농지면적, 농업용 고정자산의 크기 등 [23,36]으로 보고되었다.

그리고 단일지표 산출시 각 지표의 표준화작업의 필요성이 언급되어야 할 것이다. 인구센서스를 기반으로 한 지역사회 결핍지수는 복합지수(composite) 형태를 띠는 경우가 대부분이기 때문에 복합지수를 구성하는 변수들의 분포가 비대칭적일 경우 표준편차가 과장되며, 이 경우 변수를 표준화하지 않으면 다른 변수와 비교시 왜곡된 결과를 야기할 수 있다 [11]. 그러므로 단일지표 산출시 표준화의 작업은 필수적이다. Townsend 지수나 Carstairs 지수의 경우 Z변환을 수행하여 이런 문제점들을 극복하려 하였다. 본 연구는 영국 IMD 지표 산출방식을 원용하여 통합결핍지수 산정에 포함된 모든 변수의 지역 백분위를 계산하여 합산하는 방식을 사용하였다. 이와 함께 각 변수를 통합하는데 있어서 가중치 사용문제와 가중치 값 산출 방식 또한 결핍지수와 관련된 주 논의점인데 본 연구는 가중치를 고려하지 않았다. 물론 주성분분석 기법을 이용하여 주요 변수를 선정하고 통합결핍지수를 산출한 연구 [6,5,13] 도 있다. 그러나 통합결핍지수를 구성하는 변수들간의 가중치 산정이 또 다른 논쟁을 가져올 수 있고 아직 뚜렷한 기준이 설정되어 있지 않기 때문에 본 연구는 가중치를 고려하지 않았다.

통합결핍지수의 각 영역별 변수와 표준화사망비의 상관계수 및 회귀계수의 유의성을 분석한 결과 빈곤 영역 지표만이 대도시, 중소도시, 농촌지역 모두에서 상관성이 있고 회귀계수 또한 유의한 것으로 나타났다. 비록 모든 변수가 지역별 연관성에서 통계적으로 유의미한 결과를 보여주지 못하였지만 이들을 종합한 결과는 통계적으로 유의한 관계를 보여주었다. 이는 사회적 배제의 다차원 영역이 상호

적절히 결합한 결과일 수 있다. 왜냐하면 Townsend 지수나 Carstairs 지수를 구성하는 영역 중 주택소유여부, 자동차소유, 주택혼잡도는 나머지 변수들과 음의 상관관계를 보여 이들을 종합한 결과에서도 통계적으로 유의한 결과를 보여주기 못하였기 때문이다(결과 생략). 그럼에도 불구하고 각 영역별 변수가 지역구분에 따라 상관성 정도의 차이를 보이는 것은 각 영역을 대표하는 변수의 조작적 정의에서 개선의 소지가 있음을 나타내주는 것으로 해석될 수도 있다.

통합결핍지수를 구성하는 변수의 선정 방법으로 본 연구는 통합결핍지수를 구성하는 5가지 변수와 표준화사망비의 통계적 유의성 보다는 사회적 배제 개념들과 자료의 가용성에 바탕을 두었다. 표준화 사망비와 결핍지수를 구성하는 각 요소들의 통계적 유의성만으로 지표 구성을 하기에는 논리적 또는 실제적 어려움이 있기 때문이다. 주성분요소분석을 수행한 Kim 등 [13]의 연구는 주택소유와 실업을 결핍지수 산정시 제외하였는데 결과지표와의 통계적 유의성 보다는 이들 변수가 지표를 구성하는 나머지 변수와 분산구조가 달랐기 때문이었다. 저자들은 이들 변수가 농촌의 특성을 잘 반영하지 못할 것이라는 결론에서 이들을 제외하였다. 본 연구는 통합결핍지수의 각 변수를 사회적 배제의 고유한 영역을 대표하는 변수로 사용하였기 때문에 이들을 통합하기 위한 주성분요소분석은 의미가 적은 것으로 간주하였다.

연구의 제한점은 다음과 같다.

본 연구에서 사용한 자료의 한계로 인한 분석 결과의 오류가 있을 수 있다. 통합결핍지수를 구성하는 5가지 변수 중 최소거주기준과 기초생활수급자 수를 제외한 나머지 남성실업률, 노동(낮은 사회계층 비율), 사회적 관계(편부모가구 비율)은 2005년 인구주택총조사 10% 자료를 사용하였다. 우리나라 전체인구의 10%를 이용한 방대한 규모의 자료이지만 여전히 전수조사 아닌 표본조사가 가지는 한계가 있을 수 있으며 기초생활수급자 수의 경우 2005년 인구주택총조사와 시기적으로 불

일치로 인한 문제가 있다. 또한 본 연구는 인구집단의 건강결과지표 중 표준화사망비에만 주목하였다. 따라서 다른 건강결과와 지역사회 결핍지수와와의 상관성에서 본 연구에서 산출한 지표가 여전히 유효할 것인가는 미지수이며 이는 전적으로 다음 연구의 몫이다.

본 연구는 국내연구에서 많이 인용되는 Townsend 지수나 Carstairs 지수의 한계를 극복하는 우리나라 실정에 부합하는 통합결핍지수를 개발하고자 하였다. 표준화사망비에 영향을 미치는 포괄적 요소에 대한 분석이 아니라 지역사회 결핍지수 개발 및 적용이 본 연구의 주 관심사이기 때문에 지역구분에 따른 통합결핍지수의 상관관계와 그 크기를 중심으로 살펴보았다.

기존 연구에서 주로 사용하는 지역구분에 따라 표준화사망비 차이를 통합결핍지수와 Townsend 지수, Carstairs 지수를 비교하였는데 본 연구에서 개발한 통합결핍지수가 기존의 두 지수보다 표준화사망비와 지역결핍지수와와의 관계를 보다 잘 표현하는 것으로 보인다. 대도시지역일수록 결핍지수와 표준화사망비의 상관관계가 크고 결핍지수의 단위크기에 대한 표준화사망비의 변화율도 큰 것으로 나타났다. 또한 비교 결핍지수 중 통합결핍지수만이 농촌지역에서 유일하게 통계적으로 유의한 양의 상관관계를 보였다. 표준화사망비에 영향을 미치는 원인요소의 규명에서 개인과 지역차원의 사회경제적 요소를 함께 보정하여 분석하지 않을 경우 상당한 정도의 잔여 교란요소가 생길 수밖에 없다. 왜냐하면 개인수준의 특성요소만으로 표준화사망비에 영향을 미치는 요소를 온전히 파악할 수 없고 지역사회의 독자적인 특성이 소지역의 표준화 사망비에 영향을 미치기 때문이다. 이런 점에서 표준화사망비 등 건강수준에 미치는 영향요소를 규명하기 위한 지역사회 사회경제적 위치를 측정하려는 시도는 여전히 중요한 의미를 지닌다.

참고문헌

1. Jarman B. Underprivileged areas: Validation and distribution of scores. *Br Med J (Clin Res*

Ed) 1984; 289(6458): 1587-1592.

2. Townsend P, Phillimore P, Beattie A. *Health and Deprivation: Inequalities and the North*. New South Wales: Croom Helm; 1988.

3. Carstairs V, Morris R. *Deprivation and Health in Scotland*. Scotland: Aberdeen University Press; 1991.

4. Office of the Deputy Prime Minister. *The English Indices of Deprivation 2004*. West Yorkshire: Office of the Deputy Prime Minister; 2004. p. 1-180.

5. Salmund C, Crampton P. *NZDep2001 Index of Deprivation*. Wellington: Department of Public Health Wellington School of Medicine and Health Science; 2002. p. 1-60.

6. Pampalon R, Raymond G. A deprivation index for health and welfare planning in Quebec. *Chronic Dis Can* 2000; 21(3): 104-118.

7. Son M. The relationships of occupational class, educational level and deprivation with mortality in Korea. *Korean J Prev Med* 2002; 35(1): 76-82. (Korean)

8. Jeong BG, Jung KY, Kim JY, Moon OR, Lee YH, Hong YS, et al. The relationship between regional material deprivation and the standardized mortality ratio of the community residents aged 15-64 in Korea. *J Prev Med Public Health* 2006; 39(1): 46-52. (Korean)

9. Kim MH. *A Multilevel Analysis on the Association between Socioeconomic Factors and the Metabolic Syndrome* [dissertation]. Seoul: Hanyang University; 2002. (Korean)

10. Lee SG. *Social Contextual Effects on Regional Mortality and Self-rated Health Status* [dissertation]. Seoul: Yonsei University; 2002. (Korean)

11. Sim JH. *The Relationship of Socioeconomic Status and Area based Deprivation on Cerebrovascular Mortality in Korea* [dissertation]. Chuncheon: Kangwon National University; 2007. (Korean)

12. Chu JM, Park JI, Cho MR, Choi SJ, Im JH, Shin HS, et al. *Environmental Policy for Low-income Population in Urban Area*. Seoul: Korea Environment Institute; 2007. p. 106-109. (Korean)

13. Kim MH, Subramanian SV, Kawachi I, Kim CY. Association between childhood fatal injuries and socioeconomic position at individual and area levels: A multilevel study. *J Epidemiol Community Health* 2007; 61(2): 135-140.

14. Haynes R, Gale S. Deprivation and poor health in rural areas: Inequalities hidden by averages. *Health Place* 2000; 6(4): 275-285.

15. Jordan H, Roderick P, Martin D. The index of multiple deprivation 2000 and accessibility effects on health. *J Epidemiol Community*

Health 2004; 58(3): 250-257.

16. Moon JY. A comparative analysis of poverty regimes. *Korean J Soc Welf* 2005; 57(1): 245-269. (Korean)

17. Kim AN, No DM, Kim MS, Shin HS, Kim TW, Kang MH, et al. *A Study of Support for the Socially Excluded toward Social Integration: The Dynamics and Multiple Dimensions of Social Exclusion*. Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs; 2008. (Korean)

18. Robinson P, Oppenheim C. *Social Exclusion Indicators: A Submission to the Social Exclusion Unit*. London: Institute for Public Policy Research; 1998.

19. Burchardt T, Le Grand J, Piachaud D. Social Exclusion in Britain 1991~1995. *Soc Policy Admin* 1999; 33(3): 227-244.

20. Bradshaw J. The relationship between poverty and social exclusion in Britain. [cited 2009 March 5] Available from: http://www.bris.ac.uk/poverty/pse/conf_pap/pol00_jrb.pdf

21. Atkinson T, Cantillon B, Marlier E, Nolan B. *Social Indicators: The EU and Social Inclusion*. Oxford: Oxford University Press; 2002.

22. Hur MH, Sung YM. Contribution system of national health insurance: An empirical study on equity in a rural village. *Korean Policy Stud Rev* 2003; 12(1): 175-200. (Korean)

23. Lee EW. Determinants and characteristics of rural poverty. *Rural Econ Rev* 2007; 30(4): 87-103. (Korean)

24. Kim KS, Kim TH. Policy implication of minimum housing standard and the estimation of household sizes. *Hum Settl* 2008; 320: 96-107. (Korean)

25. Kim AN, No DM, Kim MS, Shin HS, Kim TW, Kang MH, et al. *A Study of Support for the Socially Excluded toward Social Integration, the Dynamics and Multiple Dimensions of Social Exclusion*. Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs; 2008. (Korean)

26. Townsend P, David N. *Inequalities in Health: The Black Report*. London: Pelican Books; 1982.

27. Kim KH, Lee KH, Lee SM, Lee SY, Lee YS, Lim KR, et al. The proportional mortality ratios of specific-cause mortality by occupation and education among men aged 20-64 in Korea (1993-2004). *J Prev Med Public Health* 2007; 40(1): 7-15. (Korean)

28. Kim HJ. A comparative study on the poverty trend and driving factors in welfare states. *Korean J Soc Welf* 2005; 57(1): 271-297. (Korean)

29. Chung YS. Poverty type and status in single

- parents' household. [cited 2009 March 3]; Available from: <http://www.riss4u.net/link?id=A76417545>.
30. Kim MS, Won YH. The impact of self-control on the low-income single parents' psychological well-being. *Korean Academy of Social Welfare Fall Conference Proceedings*. 2003; 359-376. (Korean)
 31. Kim JH, Yoon TH. Comparisons of health inequalities in small areas with using the standardized mortality ratios in Korea. *J Prev Med Public Health* 2008; 41(5): 300-306. (Korean)
 32. Stafford M, Marmot M. Neighbourhood deprivation and health: Does it affect us all equally? *Int J Epidemiol* 2003; 32(3): 357-366.
 33. Smith GD, Hart C, Watt G, Hole D, Hawthorne V. Individual social class, area-based deprivation, cardiovascular disease risk factors, and mortality: The Renfrew and Paisley study. *J Epidemiol Community Health* 1998; 52(6): 399-405.
 34. Morris R, Carstairs V. Which deprivation? A comparison of selected deprivation indexes. *J Public Health Med* 1991; 13(4): 318-326.
 35. Khang YH, Lynch JW, Kaplan GA. Health inequalities in Korea: Age- and sex-specific educational differences in the 10 leading causes of death. *Int J Epidemiol* 2004; 33(2): 299-308.
 36. Min SG, Choi GH. Socioeconomic status of small scale farms and policy directions. *J Rural Soc* 1991; 1: 181-210. (Korean)
 37. Nakaya T. An information statistical approach to the modifiable areal unit problem in incidence rate maps. *Environ Planning A* 2000; 32(1): 91-109.
 38. Armhein C. Searching for the elusive aggregation effect: Evidence from statistical simulations. *Environ Planning A* 1995; 27(1): 105-119.
 39. Talbot RJ. Underprivileged areas and health care planning: Implications of use of Jarman indicators of urban deprivation. *BMJ* 1991; 302(6773): 383-386.
 40. Reijneveld SA, Verheij RA, de Bakker DH. The impact of area deprivation on differences in health: Does the choice of the geographical classification matter? *J Epidemiol Community Health* 2000; 54(4): 306-313.