

# 지역 간 건강수준 비교를 위한 표준화율 적용의 적절성 평가: 2008년 지역사회건강조사를 바탕으로

권근용<sup>1</sup>, 임도상<sup>2</sup>, 박은자<sup>3</sup>, 정지선<sup>1</sup>, 강기원<sup>1</sup>, 김윤아<sup>2</sup>, 김 호<sup>1</sup>, 조성일<sup>1</sup>  
<sup>1</sup>서울대학교 보건대학원; <sup>2</sup>질병관리본부; <sup>3</sup>한국보건사회연구원

## Assessment of Applicability of Standardized Rates for Health State Comparison Among Areas: 2008 Community Health Survey

Geun-Yong Kwon<sup>1</sup>, Do-Sang Lim<sup>2</sup>, Eun-Ja Park<sup>3</sup>, Ji-Sun Jung<sup>1</sup>,  
Ki-Won Kang<sup>1</sup>, Yun-A Kim<sup>2</sup>, Ho Kim<sup>1</sup>, Sung-Il Cho<sup>1</sup>

<sup>1</sup>School of Public Health, Seoul National University; <sup>2</sup>Korea Center for Disease Control and Prevention;  
<sup>3</sup>Korea Institute for Health and Social Affairs

**Objectives:** This study shows the issues that should be considered when applying standardized rates using Community Health Survey(CHS) data.

**Methods:** We analyzed 2008 CHS data. In order to obtain the reliability of standardized rates, we calculated z-score and rank correlation coefficients between direct standardized rate and indirect standardized rate for 31 major indices. Especially, we assessed the change of correlations according to population composition (age and sex), and characteristics of the index. We used Mantel-Haenszel chi-square to quantify the difference of population composition.

**Results:** Among 31 major indices, 29 indices' z-score and rank correlation coefficients were over 0.9. However, regions with larger differences in population composition showed lower reliability. Low reliability was also observed for the indices specific to subgroups with small denominator such as 'permanent lesion from stroke', and the index with large regional variations in age-related differences such as 'obtaining health examinations'.

**Conclusions:** Standardized rates may have low reliability, if comparison is made between areas with extremely large differences in population composition, or for indices with large regional variations in age-related differences. Therefore, the special features of standardized rates should be considered when health state are compared among areas.

**Key words:** Age distribution, Health surveys, Population characteristics, Standardization  
*J Prev Med Public Health 2010;43(2):174-184*

## 서론

1995년 보건소법이 지역보건법으로 전면 개정되면서 지방자치단체의 보건사업계획 수립이 의무화되었다 [1]. 그러나 비교적 최근까지도 보건사업계획을 수립하기 위해 필요한 지역별 대표통계가 없었으며 국가단위의 보건통계로는 지역보건사업계획을 수립하는 데에 한계가 있었다. 이러한 상황을 개선하기 위해 2008년부터 전국적으로 시행된 지역사회 건강조사는 지역보건현황을 파악하고 보건사업을 체계적으로 계획할 수 있는 기틀을 마련했다는 점에서 의미가 크다. 이 조사는 전국 253개 보건소가 표준화된 과정을

거쳐서 동시에 실시하는 단면조사로서 이를 통해 각 시군구는 지역대표보건통계를 생산할 수 있게 되었다.

지역보건통계는 타 지역과 비교 가능한 객관성을 가질 때 더욱 정확한 사업수립의 근거가 될 수 있다. 우리나라는 지역별 건강수준의 차이가 크다는 사실은 이미 잘 알려져 있다 [2]. 따라서 지역보건의료의 개선 및 발전을 위해 지방자치단체와 보건소가 지역의 특성과 요구에 맞게 지역보건 의료계획을 세우는 것은 국가적인 전략이라 할 수 있다 [3]. 이를 위해서 지역사회건강조사의 지역별 건강통계는 매우 유용하게 활용될 수 있으며 결과의 적절한 활용을 위해서는 각 지표의 신뢰성 있는 지역 간 비교가 필수적이다.

지역 간 보건통계에서 단순한 조율의 비교는 연령이라는 혼란변수로 인해 오류를 유발할 수 있다. 왜냐하면 연령은 보건학적 지표의 결과에 직접적인 영향을 미치는 요인이기 때문이다 [4]. 그러므로 각 지표마다 연령별 표준화를 거친 표준화율을 통한 지역 간 비교를 하는 것이 바람직하며 표본의 크기가 충분하다면 연령뿐만 아니라 성별의 표준화도 함께 고려해야 한다. 표준화율은 연령별 조율보다 전체를 쉽게 비교할 수 있는 하나의 종합된 지표이기 때문에 각 연령층에 속한 사람의 수가 많지 않아서 연령별 조율을 신뢰하기 힘든 경우라 할지라도 지역 간 비교를 할 때 유용하게 사용할 수 있다 [5]. 현재까지 표준화율의 산출을 위한 방법에는 10여 가지 이상의 방법이 있다고 알려져 있지만 [6] 연구자마다 사용하는 방법이 서로 일치하지 않는다. 결국 하나의 통일된 황금기준(gold standard)은 없다고 할 수 있으며 그 중 가장 타당하다고 알려진 방법은 직접표준화법과 간접표준화법으로서 실제로 현재 대부분의 연구에서 사용되어지고 있다 [7]. 일반적으로 직접표준화법은 연령별 조율의 실제차이를 간접표준화법보다 더 잘 반영하기 때문에 간접표준화법에 비해 더 적합한 방법으로 여겨지고 있지만 [8-10] 몇몇 연구자들은 소규모 지역 간 비교나 지리정보를 통한 역학적 분석에서는 간접표준화법을 더 선호하고 있다 [11,12]. 이렇듯 표준화법 선택에 있어서 하나로 통일된 지침이 없기 때문에 비교의 타당성을 높이고 표준화로 인한 오류를 줄이기 위해서는 두 가지 이상의 표준화율을 함께 비교해야 한다 [5]. 외국에서는 1950년대 이후로 공중보건 영역에서 율의 표준화에 대한 연구가 활발히 진행되었지만 [13] 국내에서는 이러한 연구가 드문 상황이며 특히 국내 인구구조를 바탕으로 하여 우리나라 보건통계에 적용할 수 있는 표준화율의 적절성을 분석한 연구는 거의 없었다. 외국에서도 80년대를 지나 90년대 중반 이후에는 추가적인 표준화 방법에 대한 연구는 거의 진행되지 않았는데 이는 어느 정도 완성된 연구 분야라 여겨져 왔기 때문인 것으로 보이며 다만 표준화율을 산출 할 때 어떤 표준인구를 사용 하여야 하는 지에 대한 연구가 있어왔다 [4,14].

2008년부터 지역사회 건강조사를 통해 우리나라에서도 전국적으로 지역별 보건통계가 생산됨에 따라 국내 인구구조에 맞는 표준화율 적용에 대한 연구의 필요성이 제기되었다. 따라서 본 연구의 목적은 국내 시·군·구 단위 단면 연구의 지역별 비교를 위한 표준화율 적용의 적절성을 평가함으로써 연구 및 정책수립을 위한 국가보건통계의 활용성을 높이는 데 있다.

## 대상 및 방법

### 1. 자료원

본 연구는 질병관리본부(KCDC) 주관으로 시행된 2008년 지역사회건강조사 자료를 활용하였다. 지역사회건강조사의 원자료(raw data)는 2011년부터 연구를 위해 공개될 예정이기 때문에 아직 사용할 수 없었으므로 이 연구에서는 이미 출판되어 지역별 보고서에 제시된 각 지표의 표준화율을 이용하였으며, 이러한 방법론적 연구에 대해서는 질병관리본부의 승인을 얻었다. 지역사회건강조사는 지방자치단체와 지역 보건소의 보건정책 수립 및 프로그램 개발, 평가에 기초가 되는 건강행태, 질병, 사고중독 등의 자료를 생산하기 위한 전국조사로, 2008년 9월부터 11월까지 3개월간 전국 253개 보건소의 각 지역에서 만 19세 이상 성인 800~1000명 표본을 대상으로 공통된 설문문항과 프로토콜을 토대로 면접설문을 실시하였다. 지역사회건강조사의 핵심조사지에 포함되어 있는 영역은 총 13개이며, 문항은 총 358개이다. 흡연, 음주, 비만 및 체중조절, 신체활동, 영양, 정신보건, 안전의식, 구강보건 등의 보건의식행태 뿐만 아니라 주요 만성질환에 대한 이환 조사, 질병관리행태 등을 조사하였으며 의료이용 및 사고중독, 삶의 질 및 활동제한 등 건강과 관련된 전반적인 내용에 대해서 조사를 수행하였다. 산출지표를 선정하는 기준으로는 지역보건의료계획 수립에 활용할 수 있는 지표, 지역보건사업 평가에 활용할 수 있는 지표, 국민건강증진종합계획에 포함되어 있는 지표, 국민건강영양조사 결과와 비교 가능한 지표, 지역에서 필요하나 대체 자료원이 없는 지표, 할당된 표본수로 유의한 통계를 산출할 수 있는 지표이어야 한다는 원칙에 따랐다 [15]. 이 중 보건학적으로 의미가 크다고 생각되는 주요 지표 48개를 선정하여 표준화율을 산출하였다. 단, 2005년 국민건강영양조사에 동일한 지표가 없거나 측정방법에 차이가 있는 17개 지표는 간접표준화율을 산출하지 못하였기 때문에 본 연구의 분석에서는 제외하였다. 모든 표준화는 성별 및 연령 10세별 총 12개 구간으로 나누어 표준화를 실시하였으며 직접표준화는 2005년 추계인구를 표준인구로 사용하였고 간접표준화는 2005년 국민건강영양조사의 조율을 표준율로 사용하였다. 지역사회건강조사의 표본추출은 각 지역의 주민등록인구에 기초하여 실시되었기 때문에 표본추출 시의 전국 주민등록인구를 표준인구로 사용하는 것이 보다 적절할 수 있겠지만 향후 매년 산출되는 결과의 연도별 비교를 위해 2005년 추계인구를 표준인구로 사용하였다.

## 2. 연구방법

### 1) 표준화의 개념 및 방법

서로 다른 지역 또는 같은 지역의 서로 다른 시점의 조율을 비교하는 것은 역학분야에서 가장 흔히 일어나는 문제 중의 하나라 할 수 있다 [5]. 조사된 조율의 지역 간 차이는 두 가지 개념의 합으로 이루어져 있는데, 첫째는 각 지역의 실제 연령별 조율의 차이이며 둘째는 조율에 영향을 미치는 요인(대체로 연령)의 분포 차이이다. 그러므로 조율의 정확한 비교를 위해서는 조사된 조율뿐만 아니라 조율에 영향을 미치는 요인이 인구집단 내에서 어떻게 분포되어 있는지를 밝혀야 한다 [14,16]. 따라서, 율의 표준화와 같은 의미 있는 비교를 위해 관련요인의 분포를 보정한 새로운 수치를 산출하는 것이라 할 수 있다.

표준화를 위한 대안으로는 적어도 12가지 정도의 방법이 있다고 알려져 있으나 본 연구에서는 비교적 타당성이 검증되어 일반적으로 흔히 사용되고 있는 직접표준화와 간접표준화를 이용하여 [6] 표준화율의 적용방안에 대해 분석하였다. 직접표준화와 간접표준화 방법은 다음의 식으로 정의된다 [17].

직접표준화(direct standardization) :

$$C_{\text{direct}} = C_s \times \text{Ratio}_{\text{direct}} = C_s \times \frac{\sum_{i=1}^I C_i P_{Si}}{\sum_{i=1}^I C_{Si} P_{Si}}$$

간접표준화(indirect standardization)

$$C_{\text{indirect}} = C_s \times \text{Ratio}_{\text{indirect}} = C_s \times \frac{\sum_{i=1}^I C_i P_i}{\sum_{i=1}^I C_{Si} P_i}$$

$C_s$ :표준인구의 전체 조율

(crude rate of the standard population)

$C_i$ :대상인구 i번째 그룹의 조율

(specific rate in stratum i of the study population)

$C_{Si}$ :표준인구 i번째 그룹의 조율

(specific rate in stratum i of the standard population)

$P_i$ :대상인구 i번째 그룹의 인구비율

(proportion of the population in stratum i of the study population)

$P_{Si}$ :표준인구 i번째 그룹의 인구비율

(proportion of the population in stratum i of the standard population)

직접표준화는 대상 집단의 연령별 조율이 신뢰할만하다고 인정될 때 주로 사용된다. 왜냐하면 직접표준화는 대상 집단의 연령별 조율을 표준인구집단의 인구구성비에 적용하는 방식이기 때문이다. 만일 대상 인구집단의 규모가 연령별 조율을 활용하기에는 너무 작거나 유병률 자체가 매우 낮은 지표일 경우에는 직접표준화율이 적합하지 않다 [5,16]. 그럼에도 불구하고 직접표준화는 사용되는 표준인구에 관계없이 대상 인구집단의 연령별 조율의 특성을 가장 잘 반영한다는 장점이 있기 때문에 많은 연구에서 가장 적합한 표준화방법이라 밝히고 있다 [18].

간접표준화는 대상 집단의 연령별 조율의 신뢰도가 떨어질 때 주로 사용된다. 간접표준화는 대상인구의 연령별 조율이 아니라 표준인구의 연령별 조율을 적용하여 값을 산출하기 때문이다. 그러므로 간접표준화는 소규모 집단 간의 비교나 유병수준이 낮은 지표의 비교에서 유용하게 쓰인다 [5,7,16]. 또한 간접표준화는 직접표준화에 비해 보다 쉽고 간결하게 표현될 수 있다고 여겨져 많은 연구자들에게서 활용되었다 [19,20]. 그러나 간접표준화의 타당성에 대한 지적은 꾸준히 제기되어 왔다 [7,9,21,22]. 간접표준화는 두 집단의 실제 조사된 연령별 조율의 특성을 제대로 반영하지 못할 뿐 아니라 대상 집단의 실제 조율보다 인구구조에 더욱 민감하게 반응한다는 한계를 지니고 있기 때문이다.

### 2) 분석방법

본 연구에서는 지역사회건강조사에서 지역 간 비교대상이 된 48개 주요지표를 분석하였는데 그 중 국민건강영양 조사와 비교할 수 없어 간접표준화율 산출이 불가능한 17개 지표는 제외하였다. 직접표준화와 간접표준화를 통해 분석대상이 된 31개 지표의 표준화율을 지역별로 산출하였다. 직접표준화율을 산출할 때, 조사대상자 전체가 분모인 지표는 2005년 추계인구를 그대로 적용하였지만 분모가 특정 대상자로 한정된 경우에는 2008년 지역사회건강조사 전국 자료를 통해 성, 연령별로 분모에 해당하는 특정 대상자의 비율을 산출한 뒤 이를 2005년 추계인구의 성, 연령별 인구에 곱하여 표준인구로 삼았다.

지표별로 표준화율의 크기가 다르기 때문에 율 자체의 차이보다는 율을 z-score로 환산하여 비교하였다. 또한 각 표준화율의 지역별 순위를 매겨 순위의 일치도를 알아보았다. 즉, 본 연구에서는 표준화율의 신뢰도를 z-score와 순위의 일치도로 평가하였다. z-score와 순위의 일치도는 상관 계수로 나타내었으며 순위의 변화정도를 보다 정확히 측정하기 위해 사분순위 변화지역 수를 계산하였다. 이것은 표준화율의 신뢰도를 평가한 기존 연구의 방법을 따른 것이다 [7,17,23].

표준화율의 신뢰도를 첫째는 지표별, 둘째는 지역별로

**Table 1.** Correlation coefficient between two standardized rates

Index (%)	Z-score correlation coefficient (95% CI)	Rank correlation coefficient (95% CI)
Permanent lesion from stroke*	0.692 (0.620-0.750)	0.699 (0.629-0.756)
Obtaining a health examination (In two years)	0.885 (0.854-0.909)	0.867 (0.832-0.894)
Checkup of an eye complication of diabetes*	0.940 (0.924-0.935)	0.937 (0.920-0.951)
Lack of medical treatment due to the economical situation	0.944 (0.929-0.956)	0.946 (0.931-0.958)
Stroke diagnosed by a doctor in a lifetime	0.952 (0.939-0.963)	0.962 (0.951-0.970)
Asthma diagnosed by a doctor in a lifetime	0.959 (0.948-0.968)	0.962 (0.952-0.970)
Myocardial infarction diagnosed by a doctor in a lifetime	0.961 (0.950-0.969)	0.964 (0.954-0.972)
Diabetes diagnosed by a doctor in a lifetime	0.970 (0.961-0.976)	0.965 (0.955-0.973)
Angina pectoris diagnosed by a doctor in a lifetime	0.971 (0.963-0.977)	0.965 (0.955-0.973)
Checkup of a kidney complication of diabetes*	0.969 (0.960-0.975)	0.966 (0.957-0.973)
Influenza vaccination yearly	0.973 (0.965-0.979)	0.972 (0.964-0.978)
Completion of education for diabetes*	0.969 (0.961-0.976)	0.976 (0.970-0.981)
Smokers trying to quit smoking*	0.980 (0.975-0.985)	0.979 (0.973-0.984)
Good subjective recognition of a health state	0.982 (0.977-0.986)	0.979 (0.973-0.984)
Hypertension diagnosed by a doctor in a lifetime	0.980 (0.974-0.984)	0.980 (0.974-0.984)
Smokers who plan to quit smoking in a month*	0.978 (0.972-0.983)	0.981 (0.975-0.985)
Thinking of committing suicide	0.979 (0.973-0.983)	0.982 (0.977-0.986)
Experiencing depression	0.985 (0.980-0.988)	0.983 (0.979-0.987)
Osteoporosis diagnosed by a doctor in a lifetime	0.984 (0.979-0.987)	0.983 (0.978-0.987)
Subjective recognition of obesity	0.988 (0.984-0.990)	0.986 (0.983-0.989)
Hyperlipidemia diagnosed by a doctor in a lifetime	0.989 (0.986-0.991)	0.986 (0.982-0.989)
Experiencing a non-smoking campaign	0.989 (0.986-0.991)	0.987 (0.983-0.990)
Subjective recognition of stress	0.986 (0.983-0.989)	0.987 (0.984-0.990)
Completion of education for people with arthritis*	0.985 (0.981-0.988)	0.987 (0.983-0.990)
Lifetime smoking	0.991 (0.988-0.993)	0.988 (0.985-0.991)
Fastening seat belts in the seat next to the driver*	0.990 (0.987-0.992)	0.992 (0.990-0.994)
Arthritis diagnosed by a doctor in a lifetime	0.993 (0.991-0.994)	0.992 (0.990-0.994)
Trying to control weight	0.994 (0.992-0.995)	0.994 (0.992-0.995)
Lifetime drinking	0.995 (0.994-0.996)	0.995 (0.994-0.996)
Walking	0.996 (0.995-0.997)	0.997 (0.996-0.998)
Fastening seat belts during driving	0.998 (0.997-0.998)	0.997 (0.996-0.997)

CI: Confidence interval.

\* : Indices have denominator of special group.

비교하였다. 지표별 신뢰도 분석에서는 z-score와 순위의 상관관계수가 낮은 지표는 그 원인에 대해 살펴보고, 지역별 비교에서는 대상지역의 인구구조가 표준화율에 영향을 미치는 요인이기 때문에 각 지역의 성-연령별 인구구조를 살펴보고 그에 따른 표준화율 신뢰도의 변화를 살펴보고 있다. 특히 대상지역인구의 구조와 표준인구 구조의 차이가 중요한 요인이 될 것이라는 가설을 검증하기 위해 인구구조 차이를 Mantel-Haenszel Chi-square (MHC)값을 이용하여 수치화 하였다. MHC를 사용한 이유는 연령별 구간이 서열적인 범주이며 MHC값은 하나의 측정치로 비교할 수 있기 때문이다. MHC값이 클수록 그 지역인구의 구조가 표준인구의 구조와 크게 다르다는 것을 의미하며 값이 작을수록 비슷하다는 것을 의미한다. 이 때 인구구조는 성별, 연령별 12개 구간으로 층화하였고 자유도는 1이다. MHC값을 산출할 때는 조사한 표본의 인구구조가 아닌 대상지역 주민등록인구를 사용하였는데 이는 지역사회건강조사는 주민등록인구를 기반으로 하여 표본추출을 하였으며 지역별 조율을 계산할 때 각 표본에다가 주민등록인구를 기초로 한 지역 안에서의 가중치를 적용하여 계산하였기 때문이

다. 그러므로 각 표준화에 있어서도 지역 내 표본가중치가 표준화율에 반영되었다고 할 수 있다. 계산된 MHC값의 크기에 따라 251개 지역을 약 50지역씩 5개 구간으로 나누어 표준화율의 신뢰도를 비교하였다.

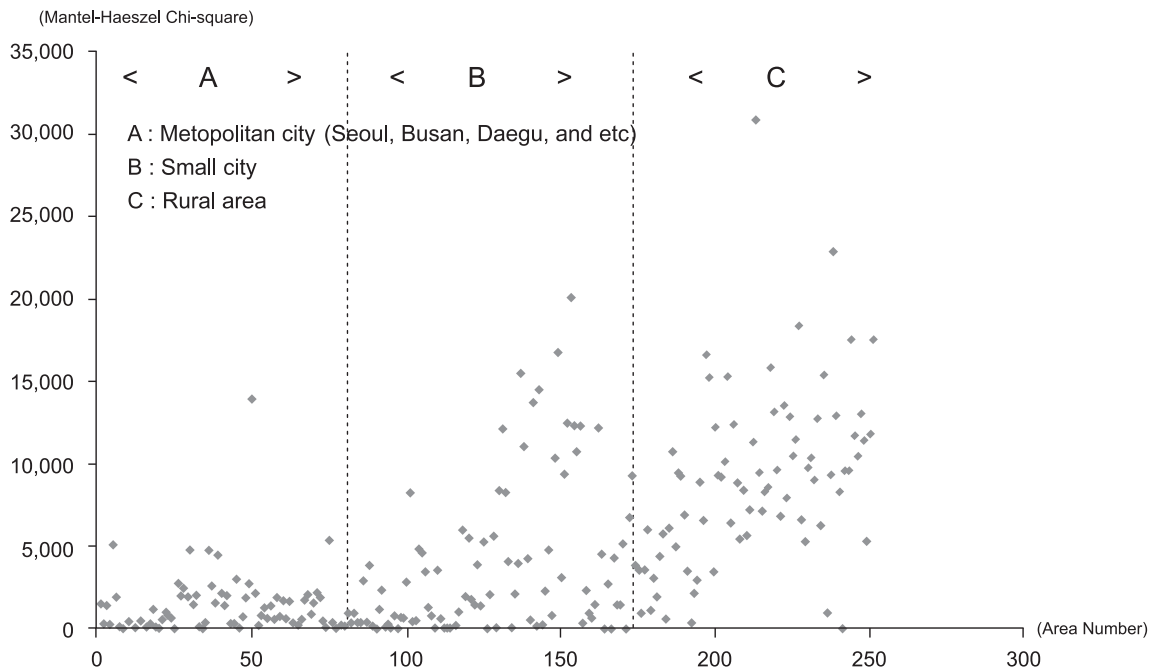
또한 표준화율에 기반한 z-score를 블랜드-알트만 도표로 분석하여 95%신뢰구간을 벗어나는 점들의 분포를 지역별로 살펴보았다. 블랜드-알트만 도표는 두 측정치의 일치도를 관찰하는 방법으로서 측정치의 차이 값과 각 측정치의 평균을 두 축으로 하며 일반적으로 95%신뢰구간 밖의 점들의 수를 통해 일치도를 평가한다 [24].

## 결 과

지표별 표준화율의 신뢰도를 알아보기 위해 두 표준화율에 기반한 z-score와 순위의 상관계수를 비교하였다 (Table 1).

분석 결과 z-score와 순위 간 상관관계는 매우 높게 나타났다. z-score의 상관계수와 순위의 상관계수는 매우 비





**Figure 1.** Mantel-Haenszel Chi-square of area populations corresponding with standard population.

**Table 2.** Mean of the Mantel-Haenszel Chi-square (df=1) by wide area

Area	Seoul	Busan	Daegu	Incheon	Kwangju	Daejeon	Ulsan	Gyeonggi
Mean of Chi-square	689.24	2180.17	1390.01	2347.47	915.75	1084.51	1237.19	1511.67
Area	Gangwon	Chungbuk	Chungnam	Chunbuk	Chunnam	Gyeongbuk	Gyeongnam	Cheju
Mean of Chi-square	3268.42	4852.18	7908.13	8466.36	10194.88	9361.81	7306.71	3330.81

숫하게 나타났다. 31개 지표 중 29개 지표에서 상관계수가 0.9이상으로 나타났는데, 뇌졸중 후유증 이환율의 순위상 상관계수는 0.699로서 가장 낮았으며 다음으로는 건강검진 수신율(2년 이내)이 0.867이었다. 다른 지표는 모두 0.9이상의 상관계수를 나타냈는데 이 중 0.99이상의 매우 높은 상관계수를 보인 지표는 평생 음주율, 걷기운동 실천율, 체중조절 시도율, 운전 시 안전벨트 착용률, 동승차량 앞좌석 안전벨트 착용률, 골관절염 평생 의사진단 유병률이었다.

두 표준화율 간의 z-score 및 순위 차이를 가져오는 요인을 알아보기 위해 표준인구구조와 대상지역 인구구조의 차이를 알아보았다. 각 지역의 성-연령별 인구구조를 MHC값을 통해 살펴본 결과, 251개 지역 중 238개 지역의 인구구조가 표준인구의 구조와 통계적으로 유의하게 달랐다. 즉, 대부분 지역의 성-연령별 인구구조가 표준인구와 다르다는 것을 말한다. 그 중 표준인구와 유의한 차이를 보이지 않은 지역은 서울시 금천구, 영등포구, 중랑구, 부산시 사상구, 경기도 이천시, 경기도 성남시 분당구, 경기도 의왕시, 경기도 평택시(읍,면 지역), 충청북도 청주시 상당구, 충청남도 아산시, 경상북도 칠곡군, 경상남도 양산시, 제주특별자치

도 제주시 이상 13개 지역이었다. 그 중 MHC값이 가장 낮은 지역은 경북 칠곡군으로서 이 지역의 성별-연령별 인구구조가 표준인구인 전국인구와 가장 유사하다고 할 수 있다. 반면 MHC값이 가장 높은 지역은 전남 고흥군으로서 30881.09였다. 이 지역은 10세별 연령층으로 나누어 보았을 때 30대 인구가 6974명으로 가장 낮은 비율을 차지하고 있으며 70대 이상 인구가 15885명으로 가장 높은 비율을 차지한다. 대체로 인구고령화 현상이 뚜렷한 지역에서 높은 MHC값을 보였다.

전국 251개 지역을 서울특별시부터 시작하여 광역시 지역, 이어 시부, 군부의 순서로 번호를 부여하고 각 지역의 번호에 따른 MHC값의 산점도를 작성하였다 (Figure 1). 그 결과, 특이할 만한 사항이 발견되었는데 서울과 기타 광역시 지역과 일반 시부, 군부에 따라 인구구조가 뚜렷이 구분되어 나타난다는 것이다. 서울과 기타 광역시 지역은 표준인구와의 인구구조 차이가 대부분의 지역에서 매우 작게 나타나는 반면, 시부, 군부 쪽으로 갈수록 MHC값의 평균과 분산이 모두 증가하는 것을 볼 수 있다.

또한 권역별 평균 MHC값을 제시하였다 (Table 2).

**Table 3.** Number of areas with quartile rank change

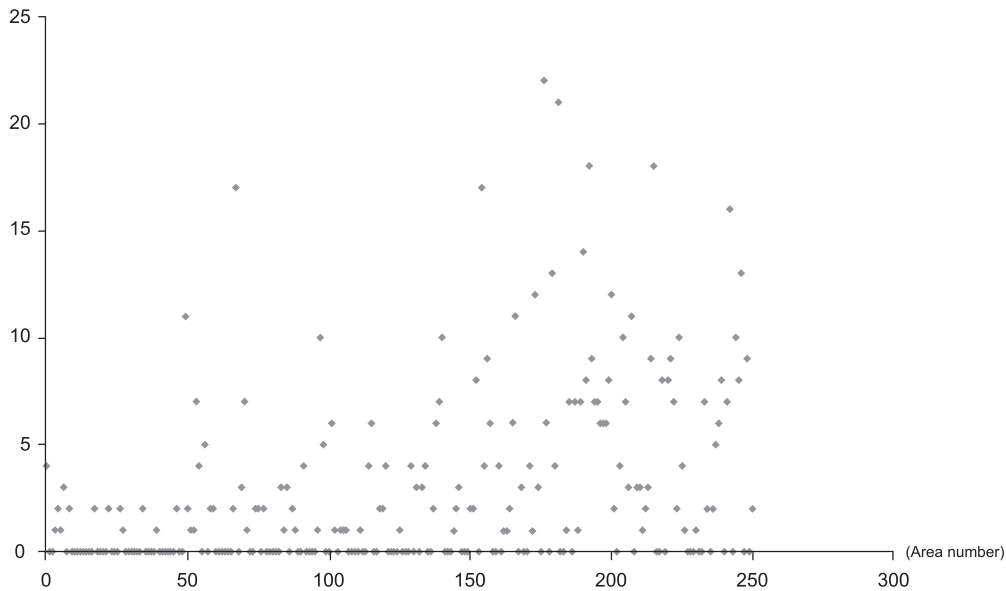
Index (%)	Mantel-Haenszel Chi-square					Sum of area
	0-353 (n=50)	353-1423 (n=50)	1423-3946 (n=51)	3946-9324 (n=50)	9324-30881 (n=50)	
Permanent lesion from stroke	22	24	27	25	21	119
Obtaining a health examination (In two years)	16	20	20	19	24	99
Checkup of an eye complication of diabetes	15	15	15	16	7	68
Checkup of a kidney complication of diabetes	11	10	10	13	8	52
Myocardial infarction diagnosed by a doctor in a lifetime	3	9	9	14	15	50
Angina pectoris diagnosed by a doctor in a lifetime	8	4	4	17	17	50
Lack of medical treatment due to the economical situation	8	8	8	12	13	49
Smokers trying to quit smoking	8	10	10	5	11	44
Smokers who plan to quit smoking in a month	7	7	7	6	15	42
Influenza vaccination yearly	4	4	9	13	12	42
Diabetes diagnosed by a doctor in a lifetime	5	5	5	12	14	41
Stroke diagnosed by a doctor in a lifetime	6	6	6	6	16	40
Osteoporosis diagnosed by a doctor in a lifetime	4	5	5	9	14	37
Asthma diagnosed by a doctor in a lifetime	3	5	5	10	14	37
Subjective recognition of obesity	2	7	7	7	7	30
Experiencing depression	3	3	3	8	13	30
Good subjective recognition of a health state	1	6	6	9	8	30
Completion of education for diabetes	12	3	3	5	5	28
Subjective recognition of stress	2	5	5	7	7	26
Thinking of committing suicide	3	2	2	8	11	26
Experiencing a non-smoking campaign	6	2	2	8	7	25
Hypertension diagnosed by a doctor in a lifetime	2	4	5	1	13	25
Lifetime drinking	1	3	3	10	6	23
Hyperlipidemia diagnosed by a doctor in a lifetime	4	2	2	5	7	20
Completion of education for people with arthritis	5	3	3	7	2	20
Lifetime smoking	1	3	3	2	9	18
Fastening seat belts during driving	1	4	4	6	3	18
Fastening seat belts in the seat next to the driver	2	4	4	4	4	18
Trying to control weight	1	3	3	3	5	15
Arthritis diagnosed by a doctor in a lifetime	2	1	1	4	5	13
Walking	2	1	1	1	4	9
Sum of area	170	188	197	272	317	

가장 낮은 MHC값을 보인 권역은 689.24를 나타낸 서울특별시였으며 가장 높은 값을 보인 권역은 10 194.88을 나타낸 전라남도였다. 특이할만한 점은 서울 및 광역시 권역의 분포와 기타 도 지역의 분포가 상당히 다른 결과를 보여주고 있다는 것이다. 이것은 그림1.에서 시각적으로 쉽게 인지할 수 있는데, 서울, 경기 및 광역시 권역은 대부분이 표준인구구조와 큰 차이를 보이지 않는 반면 다른 도 권역은 표준인구구조와의 차이가 지역별로 매우 다양하다는 것을 알 수 있다. 각 권역의 MHC값의 평균을 보더라도 서울, 경기 및 광역시 권역은 대체로 1000~2000정도의 수준을 보이지만 일반 도 권역은 3000~10 000정도의 수준을 나타낸다. 인천광역시의 경우 MHC값의 평균이 2347.47이지만 섬 지역인 강화군을 제외한 나머지 지역의 평균은 1060.75로 매우 낮게 나타났다. 이러한 결과가 표준화율의 적용 및 해석에 어떠한 영향을 미치는 가를 알아보기 위해 인구구조 차이와 표준화율 신뢰도 간의 관계를 살펴보았다. 신뢰도의 측정을 위해 표준화방법에 따라 사분순위가 변하는 지

역 수를 계산하였다 (Table 3).

예를 들어, A지역 평생흡연율의 직접표준화율 순위가 전체 지역 중 1사분위수에 속하지만 간접표준화율 순위는 1사분위수가 아닌 그 아래의 사분위수에 속한다면 A지역 평생흡연율의 표준화율은 신뢰도가 낮다고 판단하는 것이다. 인구구조 차이는 5단계로 나누었으며 각 단계에 약 50개 지역이 포함될 수 있도록 MHC의 기준을 정하였다. 결과는 대체로 인구구조의 차이가 클수록 표준화율의 신뢰도는 낮아지는 것으로 나타났다. MHC값이 가장 작은 50개 지역에서는 사분순위 변화지역의 지표별 합이 170이었으며 다음으로 작은 50개 지역에서는 188, 다음 51개 지역에서는 197, 다음 50개 지역에서는 272, 가장 인구구조 차이가 큰 나머지 50개 지역에서는 317이었다. 즉, 표준인구구조와의 인구구조 차이가 커질수록 전체 사분순위 변화지역은 지속적으로 많아지는 경향을 보였다.

지표별로 살펴보면 뇌졸중 후유증 이환율은 가장 많은 사분순위 변화가 나타나는 지표로서 사분순위 변화지역이



**Figure 2.** Number of outliers in Bland-Altman plots.

251개 지역 중 119개에 달했다. 즉, 거의 반 정도 지역의 사분순위가 표준화방법에 따라 변한다는 것을 말한다. 뇌졸중 후유증 이환율은 분모가 뇌졸중에 이환된 적이 있는 사람인데, 이는 매우 작은 분모로 인해 율의 변동 폭이 크기 때문에 표준화율의 신뢰도가 낮은 것으로 보인다. 그 예로 경기도 부천시 소사구의 경우, 직접표준화율은 전체 192위(40.6%)인 반면 간접표준화율은 전체 1위(111.7%)로 나타났다. 이 지역에서 뇌졸중에 이환된 적이 있는 사람의 수는 2명이며 그 중 후유증을 앓은 사람 또한 2명으로 조사되어 조율은 100%이다. 이때 직접표준화율은 사건 수가 0인 구간이 많아 매우 낮게 계산이 된 반면 간접표준화는 조율에 간접표준화비를 곱하게 되어 있어서 100%가 넘는 수치가 산출되었다.

두 번째로 신뢰도가 낮게 측정된 지표는 건강검진 수진율(2년 이내)로서 사분순위 변화지역이 99개이다. 이외에 신뢰도가 비교적 낮게 측정된 지표는 당뇨병 안질환 합병증검사 수진율, 당뇨병 신장질환 합병증검사 수진율, 심근경색증 평생 의사진단 유병률, 협심증의 평생 의사진단 유병률 등이다. 이 지표들은 모두 분모가 특정 대상자로 정의되어 있거나 대체로 조율의 수준이 낮아서 율의 변동 폭이 크다는 공통점을 가지고 있다. 하지만 예외적으로 건강검진 수진율(2년 이내)은 분자의 정의가 모든 조사 대상자이며 조율의 수준 또한 낮지 않음에도 불구하고(평균 52.9%) 표준화율의 신뢰도는 낮게 측정되었다.

신뢰도가 비교적 높게 측정된 지표는 걷기운동 실천율, 골관절염 평생 의사진단 유병률, 체중조절 시도율, 동승차량 앞좌석 안전벨트 착용률, 운전 시 안전벨트 착용률, 평생

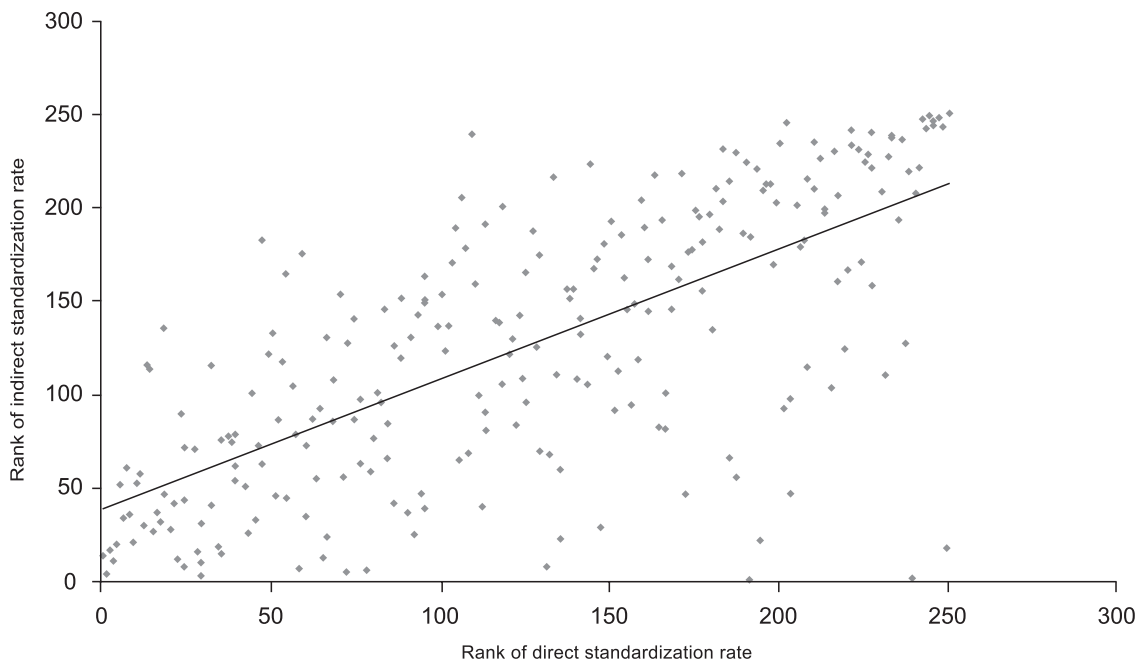
흡연을 등이었다. 이 지표들은 사분순위 변화지역의 수는 20미만이었다. 이 지표들은 골관절염 평생 의사진단 유병률을 제외하고는 모두 평균 조율이 30%이상으로서 비교적 높은 수준을 보이며 분모가 조사대상자 전체로 정의된 지표들이다.

또한 표준화율에 기반한 z-score를 블랜드-알트만 도표로 분석하여 95%신뢰구간을 벗어나는 점들을 살펴보았는데, 지표별로는 한 지표에서 신뢰구간을 벗어나는 점이 251개(총 분석지역 수) 중 10~20개 사이 범위에 모두 있었고, 지역별로는 한 지역에서 31개(총 분석지표 수) 중 0~20 사이의 범위에 모두 있었다. 지표별로 신뢰구간을 벗어나는 점은 대개 모든 지표가 비슷한 수준을 보였으나 지역별로는 비교적 큰 편차를 보였다. 지역별 분포를 산점도로 나타내었다 (Figure 2). 서울 및 광역시 지역, 일반 시부, 군부로 갈 수록 증가하는 경향을 보이는데, 이는 앞서 보았던 MHC값의 산점도와 매우 비슷한 양상이다. 이것을 통해 지역인구가 표준인구구조와의 차이가 클수록 표준화율 간 차이 또한 커지는 경향이 있음을 알 수 있다.

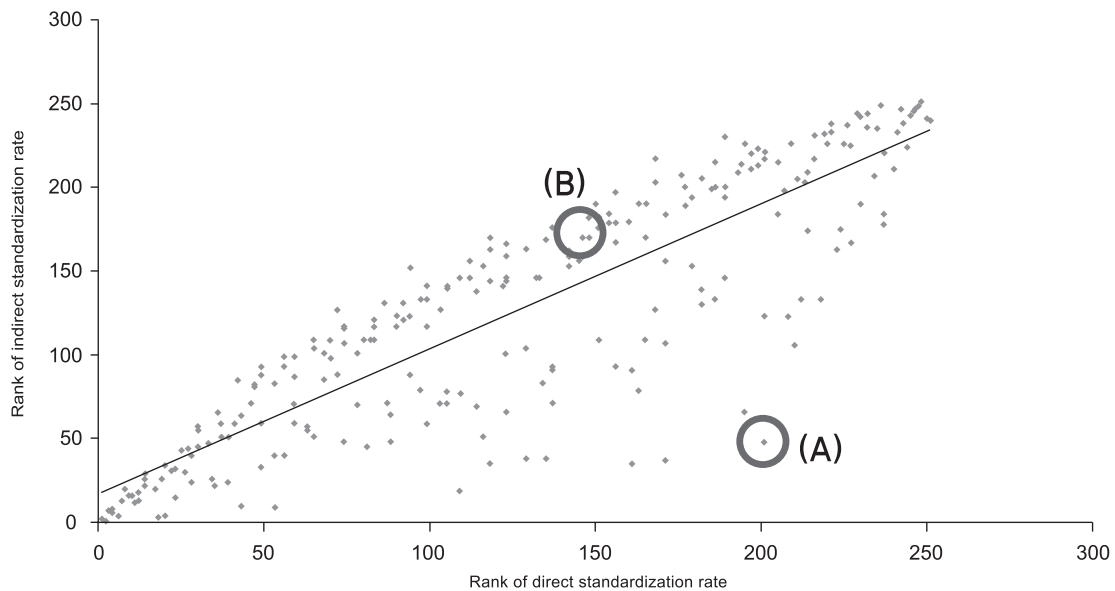
31개 지표 중 신뢰도가 가장 낮은 두 지표의 원인을 알아보기 위해 표준화율 순위의 산점도를 살펴보았다 (Figure 3,4).

뇌졸중 후유증 이환율의 표준화율 순위 산점도는 특정한 패턴이 없이 중심선에서 불규칙하게 좌우로 넓게 펼쳐진 결과를 보인다.

건강검진수진율의 표준화율 순위 산점도를 보면 뇌졸중 후유증 이환율과는 달리 특이한 패턴을 보인다. 대체로 선형으로 회귀하는 지역들과 그렇지 않고 반대로 펼쳐진 지



**Figure 3.** Rank correlation of permanent lesion from stroke.



**Figure 4.** Rank correlation of obtaining a health examination (in two years).

역으로 나누어진다. 이것은 다른 지표에서는 나타나지 않는 특이한 현상이다. 따라서 이 현상은 각 대상지역의 인구 구조로 인한 결과가 아니라 건강검진수진율의 지표자체의 영향일 가능성이 높다. 이러한 결과의 원인을 알아보기 위해 각 지역의 연령별 조율을 살펴보았다 (Table 4).

건강검진수진율의 표준화율 순위 간 차이가 가장 많이 나는 지역인 A지역을 보면 직접표준화율은 46.4% (201위)이며 간접표준화율은 55.6% (48위)이다. 연령별 조율을 보면 20대 6.8%, 30대 38.9%, 40대 58.4%, 50대 64.2%, 60대

79.8%, 70대 이상 75.6%인 것으로 보아 연령별 조율의 편차가 매우 크다는 것을 알 수 있다. 20대의 조율과 60대의 조율이 10배 이상의 차이를 보인다. 반면 전형적으로 선형 회귀를 하는 지역인 B지역을 보면 직접표준화율은 49.0% (148위)이며 간접표준화율은 49.5% (170위)이고 20대 27.7%, 30대 45.2%, 40대 59.7%, 50대 67.5%, 60대 59.1%, 70대 이상 45.4%이다. 이와 같이 비교적 연령별로 고른 분포를 보인다. 두 지역 외에 비슷한 각각의 특징을 보이는 다른 지역의 연령별 조율 또한 비슷한 양상을 보였으며 연령



**Table 4.** Age-specific rate of "obtaining a health examination" in A, B region

Area	A	B
Rank of direct standardization rate	201	148
Rank of indirect standardization rate	48	170
Age specific rate (%)		
19 - 29	6.8	27.7
30 - 39	38.9	45.2
40 - 49	58.4	59.7
50 - 59	64.2	67.5
60 - 69	79.8	59.1
70 -	75.6	45.4

별 조율의 차이가 큰 지역은 대체로 20대의 검진수진율이 매우 낮은 대신 5,60대의 검진수진율이 매우 높았다.

## 고 찰

분석결과 표준화율의 신뢰도에 영향을 미치는 요인으로 크게 인구구조, 지표의 정의, 지표결과의 특징으로 나누어졌다. 인구구조의 문제는 우리나라 인구분포의 특징에 있었다. 서울 및 광역시 지역은 국민전체 인구구조와 비교적 비슷한 양상을 보이지만 일반 시부, 군부는 그렇지 않았으며 이는 표준화율의 신뢰도 감소로 이어졌다. 이것은 지역간의 인구구성이 비슷하고 표준인구가 비교되는 지역의 인구와 밀접하게 연관된 인구집단일수록 직접표준화율과 간접표준화율의 차이는 감소한다는 기존의 이론과 일치한다.

표준화율의 신뢰도가 낮은 또 다른 원인은 지표의 정의에 있는 것으로 나타났다. 뇌졸중후유증 이환율의 경우 매우 작은 수의 특정집단이 분모로 정의되었기 때문에 조율은 물론 표준화율의 변이가 매우 커져서 결국 신뢰도가 떨어진다. 국민건강영양조사에서 나타난 우리나라의 뇌졸중 유병률을 살펴보면, 1998년 의사진단 유병률이 인구 1000명당 남자 5.95명, 여자 6.54명이었으며, 2001년에는 남자 8.88, 여자 6.86이었다. 즉, 우리나라의 뇌졸중 의사진단 유병률은 1000명당 10명이 채 되지 않는다. 2008년 지역사회건강조사에서도 각 지역의 뇌졸중 의사진단 유병률이 1000명당 1.4~24.2명 범위에 있었다. 이와 같이 유병률 수준이 매우 낮음에도 불구하고 그 질병의 이환자 수를 분모로 정의하는 지표는 조율의 편차가 매우 크기 때문에 시군구 단위의 결과에서 표준화율을 제시하는 것은 적절하지 않다고 생각된다. 뇌졸중은 심뇌혈관질환의 대표적인 질환으로서 치명률이 높고 장애발생률이 높아 보건학적으로 의미가 크다 할지라도 800명 정도의 표본으로는 조율 자체의 의미가 매우 작아서 비교대상 지표로는 적절하지 않기 때문이다. 이 결과는 연령별 조율의 신뢰도가 떨어질 때는 주로 간접표준

화법을 사용하는 것이 적절하다는 기존의 이론과 다르지 않다. 따라서 꼭 비교를 해야만 하는 경우라면 이 경우에는 간접표준화를 고려할 수 있다. 그리고 이러한 지표는 조사과정에서 조사원의 조사방식에 따라서도 결과가 크게 달라질 수 있다. 그러므로 이와 같은 경우에는 향후 조사 및 연구에서 결과의 타당성에 대한 보다 많은 검토가 필요하다.

또한 정의가 아닌 결과의 특징으로 인하여서도 표준화율 신뢰도가 감소하는 지표가 있었다. 건강검진수진율의 경우, 연령별 조율의 편차가 지역별로 매우 다양한 결과를 보였는데 이로 인해 결과적으로 표준화율 간 순위차이가 매우 크게 나타난 것을 알 수 있다. 연령별 편차의 지역차이는 직접표준화율에 직접적으로 영향을 미치고 이로 인해 두 표준화율 간의 신뢰도는 낮아질 수 있기 때문이다. 이러한 결과의 원인은 지표의 특성 또는 연령별 표본추출율의 차이 때문인 것으로 생각된다. 건강검진수진율은 다른 건강지표보다 지역보건사업에 의해 연령별 조율이 크게 달라질 가능성이 있다. 그림 4의 A지역은 자영업(농민, self-employed)에 종사하는 사람이 많을 수 있는데 이 경우 직장검진이 없어서 젊은 사람은 개인의 비용부담 때문에 건강검진을 잘 받지 않는 반면 노인들은 건강보험공단에서 무료로 실시하는 건강검진을 받음으로서 연령별 편차가 클 수 있다. 그러나 B지역은 직장인(employed person)이 많기 때문에 2년에 한번 씩 건강검진을 할 가능성이 높다. 즉, 직업적 분포의 차이가 연령별 조율의 차이를 가져올 수 있을 것이다. 이 문제는 향후 전국자료가 공개되면 각 지역의 건강검진수진의 세부항목인 검진종류에 관한 문항을 분석하면 확인해볼 수 있을 것이다. 또한 지역사회 건강조사의 질 관리를 위해 실제 인구와 조사된 인구를 비교해본 결과, 표준화율 순위 차이가 많이 나는 지역에서는 젊은 층의 조사 참여율이 노년층보다 현저히 낮게 나타나는 경향이 있었다. 특정 연령 인구의 조사 참여율이 낮다면 이를 보정하기 위해 가중치를 부여하게 되는데, 이러한 가중치로는 정확한 값을 추정하는데 한계가 있다는 것을 의미한다. 그러므로 연령별 조사 참여율이 연령별 조율의 편차를 과장되게 하는 요인이 될 수 있다. 이러한 연령별 조율 편차가 지역별로 차이를 보일 때 이것이 표준화율의 신뢰도를 떨어뜨린다는 결과는 기존의 연구에서는 주로 논의되지 않은 사실이다.

본 연구에서의 분석한 표준화율의 신뢰도는 전체적으로는 높게 측정되었다고 할 수 있다. 분석대상이 된 31개 지표 중 29개 지표에서 순위상관계수가 0.9 이상을 보였기 때문이다. 하지만 지표 당 평균적으로 30~40개 지역이 표준화방법에 따라 사분순위가 달라진다는 사실은 표준화율 적용에 있어서 유의할 점이 있음을 시사한다.

따라서 본 연구를 통해, 국내의 지역별 역학연구 결과를 비교할 때 고려해야 할 몇 가지 사항을 알 수 있다. 기존 연구에서 보편적으로 일치된 견해는 직접표준화가 연령 등 혼란변수를 보정하기 위한 타당한 방법이며, 자료의 한계로 인해 직접표준화로 적절한 비교가 불가능할 경우, 대리 지표로서 간접표준화를 사용해야 한다는 것이었다. 본 연구는 이러한 전제를 그대로 받아들이되, 두 가지 표준화 방법의 일치도가 떨어지는 경우를 탐색하여 표준화율의 신뢰도가 낮아지는 이유를 고찰하고자 하였다. 먼저 국민전체 인구를 표준인구로 활용할 때에 도시지역(서울 및 광역시, 일부 시부)의 두 표준화율은 비교적 신뢰도가 높지만 비도시지역(일부 시부, 군부)의 두 표준화율은 신뢰도가 낮을 수 있다. 왜냐하면 직접표준화의 표준인구를 국민전체인구로 정했기 때문이다. 우리나라의 인구 분포는 도시지역의 인구수가 비도시지역보다 많다. 따라서 전체 인구에는 도시지역의 인구특성이 비도시지역에 비해 보다 많이 반영되어 있다. 대상지역의 인구구조가 표준인구와 비슷할수록 두 표준화율 간 신뢰도가 높기 때문에 도시지역의 신뢰도가 상대적으로 높게 나타나는 것이다. 그러므로 도시지역과 비도시지역의 표준화율을 비교할 때에는 어느 정도 큰 차이가 나지 않는다면 직접적인 해석에 주의해야 하며 도시지역끼리 또는 인구구조가 비슷한 비도시지역끼리 표준화율을 비교하는 것이 보다 적절하다. 또 주의할 점은 2005년 추계인구를 표준인구로 했기 때문에 다른 연구에서 지역사회의 건강조사와 비교를 할 시에는 같은 2005년 추계인구를 표준인구로 사용하는 것이 적절하다. 앞선 연구에서는 표준화를 위한 표준인구는 가능한 한 최근에 조사된 인구를 활용하는 것이 적절하며 비교되는 지역을 모두 포함할 수 있는 하나로 통일된 표준인구를 사용해야 한다고 알려져 있다 [14]. 왜냐하면 표준인구가 조사된 인구구조와 가장 유사하고 연구에 따라 변하지 않아야 시계열적인 분석에서 오류가 줄어들 뿐만 아니라 정보를 이용하는 사람들의 혼란도 줄일 수 있기 때문이다.

그리고 정의된 분모가 소수의 특징집단인 지표는 표준화율을 통한 지역 간 비교가 적절하지 않을 수 있으며 꼭 비교가 필요할 시에는 간접표준화를 고려해 볼 수 있다. 이 문제에 대해서는 이미 많은 선행연구에서 밝혀진 사실이며 대략적인 지침으로는 각 연령별 조율의 분자가 25 이상이 되어야 직접표준화율이 타당성을 가진다고 알려져 있다 [16].

또한, 지표의 특성 상 연령별 조율 편차가 지역별로 큰 차이를 보이는 지표는 표준화율의 지역 간 비교 시 적절성이 떨어진다. 즉, 연령별 조율의 편차가 지역별로 비슷한 수준을 보일 때 표준화율은 보다 안정적으로 산출된다고 할 수 있으며 이를 위해서는 표준화를 하기에 앞서서 결과의 특

성을 자세히 살펴보는 작업이 중요하다.

한편 표준화율을 산출하는 것이 집단 간 비교를 위한 완벽한 방법은 아니다. 특히 주의해야 할 점은 조율 보다 표준화율 만이 의미가 있는 통계 값이라고 여겨져서는 안 된다. 지역특이적인 보건통계 값을 서로 비교하기 위해서는 표준화율을 활용하는 것이 좋지만 사업의 우선순위를 정하거나 예산을 배정할 때에는 조율을 통해 결정하는 것이 적절하다. 예를 들어 고혈압 관리 사업에 예산을 배정할 경우 노인인구가 많은지 적은지에 상관없이 환자가 많은 지역에 예산을 더 많이 책정해야 할 것이다. 따라서 조율은 조율 대로, 표준화율은 표준화율 대로 적절한 용도가 있다고 할 수 있다.

본 연구에는 몇 가지 제한점이 있다.

첫째, 한 해의 조사를 바탕으로 한 연구 결과를 모든 지표의 표준화율 해석에 적용하는데 한계가 있었다. 따라서 앞으로 지역사회 건강조사는 매년 실시되기 때문에 여러 해의 결과가 추가적으로 산출된다면 더욱 정확한 적용점을 찾을 수 있을 것이다. 둘째, 조율을 통해서 표준화율을 산출할 때에는 신뢰구간이 함께 산출되며 이는 표준화율의 적절성 평가에 없어서는 안 될 중요한 정보임에도 불구하고 본 연구에는 다루지 못하였다. 왜냐하면 본 연구의 자료는 출판된 보고서에 명기된 정보로 제한되어 있기 때문이다. 향후 표준화율의 적절한 해석 및 활용을 위해서는 지역사회건강조사 보고서에 적어도 주요 지표에 대해서는 표준화율의 신뢰구간 또는 표준오차(standard error)를 부록에서 추가로 명기하는 것이 바람직할 것이다. 셋째, 본 연구는 두 표준화율 간의 순위가 일치하지 않으면 표준화율의 신뢰도가 낮다는 가정 하에 이루어졌다는 것이다. 비록 이전 연구에서 사용된 방법이기도 하나 [7,17,23] 순위의 일치율이 신뢰도를 정확히 반영한다고는 보기에 한계가 있다. 이 문제 역시 향후 매년 연구가 진행되어 자료가 축적된다면 보다 적절한 평가가 가능할 것이다. 본 연구의 마지막 제한점은 어떠한 상황에서 어떤 표준화방법을 써야하는지에 대한 구체적인 지침을 제시할 수는 없었다는 것이다. 다만 상황에 따른 표준화율의 경향을 파악하여 적용 시 고려되어야 할 점들을 알아보았다. 이것은 표준화율 자체의 제한점에 따른 것이라 할 수 있다. z-score 및 순위의 상관계수가 두 지표를 제외하고는 0.9를 넘어 직접표준화와 간접표준화 간에 일치도가 매우 높은 것으로 보이지만 사분순위가 바뀌는 지역이 상당수 있다는 것은 표준화율이 지역 간 비교의 완전한 방법은 아니라는 것을 의미한다. 표준화율은 존재하는 숫자가 아닌 가상의 숫자이기 때문에 충분한 고려 없이 성급히 표준화율을 통해 지역 간 순위를 매긴다면 의미가 매우 낮은 결과를 얻을 수 있다. 그러므로 향후 지역

사회건강조사를 이용한 연구에서는 순위가 아닌 범주화되고 대략적인 비교를 하는 수준에서 표준화율을 적용해야 할 것이다.

본 연구는 몇 가지 제한점에도 불구하고 기존에 국내에서 생산되지 않았던 시군구 단위 전국 건강통계의 지역 간 비교에 있어서의 적절한 활용방안에 대해 분석하였다. 이러한 인구구조를 통한 표준화율 적용의 적절성 평가에 있어서 외국 연구 사례 적용은 이론적인 바탕에는 도움이 될 수 있으나 실제적인 적용에서는 한계가 있다. 따라서 국내 인구구조를 바탕으로 한 주요지표의 표준화율 적절성의 고찰은 필요하다. 이러한 연구결과는 향후 지역사회를 기반으로 하는 역학 연구에서 보다 정확히 표준화율을 해석하는데 도움을 줄 것이다. 역학 연구에서는 정보의 생산에 못 지않게 정보의 활용과 해석이 중요하다. 향후 자료의 누적과 표준화를 통한 다양한 비교방법 연구가 이어진다면 보다 정확한 역학연구를 통해 국가 보건통계의 활용을 증대시킬 수 있을 것이다.

## 감사의 글

본 연구는 질병관리본부의 '2008년도 지역사회건강조사' 방법론 연구의 일환으로 수행되었다.

## 참고문헌

1. Lee KS. Health promotion strategies under regional health planning. *Korean J Health Policy Adm* 1997; 7(1): 1-31. (Korean)
2. 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)
3. Lee SI, Kim CW, Moon OR. The possibility of regional health insurance data in blueprinting the local community health plan. *Korean J Prev Med* 1997; 30(4): 870-883. (Korean)
4. Carson CA, Taylor HR, McCARTY DJ, Zimmet P. Age-standardization in epidemiological data. *Int J Epidemiol* 1994; 23(3): 643-644.
5. Fleiss JL. *Statistical Methods for Rates and Proportions*, 3rd ed. New Jersey: John Wiley & Sons Inc.; 2003. pp. 627-647.
6. Inskip H, Beral V, Fraser P, Haskey J. Methods for age-adjustment of rates. *Stat Med* 1983; 2(4): 455-466.
7. Julious SA, Nicholl J, George S. Why do we continue to use standardized mortality ratios for small area comparisons? *J Public Health Med* 2001; 23(1): 40-46.
8. Kitagawa EM. Standardized comparisons in population research. *Demography* 1964; 1(1): 296-315.
9. Breslow NE, Day NE. Indirect standardization and multiplicative models for rates, with reference to the age adjustment of cancer incidence and relative frequency data. *J Chronic Dis* 1975; 28(5-6): 289-303.
10. Gail M. The analysis of heterogeneity for indirect standardized mortality ratios. *J R Stat Soc Ser A* 1978; 141(2): 224-234.
11. John WT, Lyle VJ, David RB. *The Collected Works of John W. Tukey: Graphics*, 5th ed. New Jersey: Bell Telephone Laboratories Inc.; 1988. p. 109-122.
12. Cressie NA. *Statistics for Spatial Data*, New York: John Wiley & Sons Inc.; 1991. p. 803-872.
13. Curtin LR. A short history of standardization for vital events. *Vital Health Stat* 1992; 4(29): 11-16.
14. Anderson R, Rosenberg H. Age standardization of death rates: Implementation of the year 2000 standard. *Natl Vital Stat Rep* 1998; 47(3): 1-16, 20.
15. Korea Center for Disease Control and Prevention. *Operating System of Community Health Survey: Center for Chronic Disease*. Seoul: Korea Center for Disease Control and Prevention; 2008. (Korean)
16. Curtin, LR. Klein RJ. Direct standardization (age-adjusted death rates). *Healthy People 2000 Stat Notes* 1995; (6): 1-10.
17. Pickle LW, White AA. Effects of the choice of age-adjustment method on maps of death rates. *Stat Med* 1995; 14(5-7): 615-627.
18. Spiegelman M, Marks HH. I. Empirical testing of standards for the age adjustment of death rates by the direct method. *Hum Biol* 1966; 38(3): 280-292.
19. Walter SD, Birnie SE. Mapping mortality and morbidity patterns: An international comparison. *Int J Epidemiol* 1991; 20(3): 678-689.
20. 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)
21. Yule GU. On some points relating to vital statistics, more especially statistics of occupational mortality. *J R Stat Soc* 1934; 97(1): 1-84.
22. Kilpatrick SJ. Mortality comparisons in socio-economic groups. *J R Stat Soc, Ser C (Appl Stat)* 1963; 12(2): 65-86.
23. Rezaeian M, Dunn G, Leger SS, Appleby L. Do hot spots of deprivation predict the rates of suicide within London boroughs? *Health Place* 2007; 13(4): 886-893.
24. Kang YH, Hwang IA, Yun SC, Lee MS, Lee SI, Jo MW, et al. Census population vs. registration population: Which population denominator should be used to calculate geographical mortality. *J Prev Med Public Health* 2005; 38(2): 147-153. (Korean)