

## 성별에 따른 임금근로자의 소득지표별 자가평가 건강수준 비교 - 제11차 한국노동패널조사를 중심으로 - 소득지표에 따른 성별 건강수준 비교 -

부산대학교 의학전문대학원 예방의학및산업의학교실, 양산부산대학교병원 산업의학과<sup>1)</sup>,  
양산부산대학교병원 의생명융합연구소<sup>2)</sup>, 고신대학교 의과대학 산업의학교실<sup>3)</sup>

김대호 · 강동묵<sup>1,2)</sup> · 김종은<sup>1)</sup> · 김영기<sup>1)</sup> · 설진곤<sup>1)</sup> · 최 순<sup>3)</sup>

— Abstract —

### Comparison of the Self-rated Health Status of Wage Workers in Korea according to Income Index by Gender

Dae-Ho Kim, Dong-Mug Kang<sup>1,2)</sup>, Jong-Eun Kim<sup>1)</sup>, Young-Ki Kim<sup>1)</sup>, Jin-Kon Sul<sup>1)</sup>, Soon Choy<sup>3)</sup>

*Department of Preventive and Occupational Medicine, School of Medicine, Pusan National University,  
Department of Occupational and Environmental Medicine, Pusan National University Yangsan Hospital<sup>1)</sup>,  
Pusan National University Yangsan Hospital Research Institute for Convergence of Biomedical Science and Technology<sup>2)</sup>,  
Department of Occupational and Environmental Medicine, Kosin University<sup>3)</sup>*

**Objectives:** This study aims to find differences that reflect the magnitude of health disparities in wage workers in Korea according to income index(personal income, household income, equivalized income) by gender.

**Methods:** Data was obtained from the 11th wave of Korean Labor and Income Panel Survey in 2008. This study analyzed 4,205 subjects(2,570 males and 1,635 females) aged 19-65 years. To compare the health effects of each income index by gender, unconditional multiple logistic regression, health-related behaviors, and working conditions were used. The unconditional multiple logistic regression was adjusted by socio-demographic characteristics. All statistics were estimated using SAS survey procedures.

**Results:** According to unconditional multiple logistic regression, significant differences in ORs between men and women were observed in this study for those wage workers who self-rated their health status to be poor. This was consistent between each income index. Men had an OR of 1.76 (95% CI, 1.28~2.43) by personal income, 1.70 (95%CI, 1.25~2.32) by household income and 1.69 (95% CI, 1.23~2.31) by equivalized income. Women had an 2.09 (95% CI, 1.47~2.97) by household income and OR of 1.95 (95% CI, 1.36~2.79) by equivalized income, but personal income did not have a significant effect on OR for women.

**Conclusions:** The study of occupational and environmental medicine should consider that each income index has different effects on the self-rated health status according to gender. Household income index and equivalized income index would represent a health status for women.

**Key words:** Socioeconomic factors, Income, Health status, Disparities

## 서 론

사회경제적 위치(socioeconomic position, SEP)란 사회구조 안에서 개인이나 집단이 차지하는 위치에 영향을 미치는 사회적·경제적 요인을 의미한다<sup>1)</sup>. 일반적으로 사회경제적 위치를 나타내는 지표로써 교육수준, 직업계층, 소득수준, 지역 등이 있는데 이런 지표들과 건강 및 질병, 건강관련 행태는 매우 밀접한 관련이 있다. 즉 사회경제적 위치가 높을수록 건강수준이 높다는 연구결과는 가장 견고한 역학 연구결과의 하나이다. 이러한 사회경제적 위치변수들은 역학 연구분야에서 중요한 보정변수로 많이 활용되었으며<sup>2)</sup>, 건강에 영향을 미치는 주요한 결정요인으로 중요성이 부각되어 왔다. 직업환경의학 연구분야에서도 사회경제적 위치변수가 근로자의 건강 결정요인으로 많이 사용되어 왔다. 특히 소득수준은 개인이 사용할 수 있는 물질적 자원을 직접 측정할 수 있는 지표로 건강에 직접적으로 영향을 미치는 광범위한 물질적 자원에 영향을 미치는데<sup>4,5)</sup>, 생애에 걸쳐 누적효과를 가지는 한편, 단기적으로도 변화할 수 있는 역동적인 지표이다<sup>6)</sup>. 소득의 지출을 통해서 건강을 향상시키는 물품과 서비스를 이용함으로써 건강에 이로운 효과를 발생시키기<sup>3)</sup> 때문에 국내 사업장 기반의 많은 단면연구에서는 연봉 또는 월급의 형태로 조사되어왔다<sup>7-22)</sup>.

소득수준과 건강과의 관계는 이미 많은 연구에서 밝혀져 있는데 소득이 낮은 계층일수록 건강이 좋지 않은 사람들의 비율은 증가하며, 소득수준에 따라 건강수준이 낮아지는 현상은 중산층에도 잘 적용된다<sup>23,24)</sup>. 또한 소득수준에 따른 건강수준의 차이는 이환, 장애, 자가평가 건강수준 등 모든 종류의 건강지표에 동일하게 적용된다<sup>25)</sup>. Buscaglia 등에 따르면 가구소득이 높을수록 입원환자의 사망률이 낮다고 보고하고 있으며<sup>26)</sup>, Baral 등은 동성애자들 사이에서의 인간면역결핍 바이러스(human immunodeficiency virus, HIV) 감염률은 소득이 낮은 국가에서 높다고 한다<sup>27)</sup>. Rao 등의 연구에서는 불안정형심증 환자들 중에서 자가 보고된 연간 가구소득이 낮은 사람일수록 생존률이 낮았다<sup>28)</sup>.

우리나라에서도 소득수준과 건강과의 관련성을 보고한 연구가 있다. Khang 등은 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study, KLIPS) 1차 조사(1998년도) 자료를 이용하여 가구원수 보정 월평균 가구소득이 낮은 사람들은 높은 사람들에 비해 사망위험이 62% 높은 것으로 나타났으며, 경제적 어려움을 호소하는 사람들에게서 그렇지 않은 사람들에 비해 4년 동안 사망할 위험이 1.83배 높았다고 보고하였다<sup>29)</sup>. 국민건강영양조사 자료에서도 4년 동안 사망여부를 추적한 결과 소득수준에 따른 사망률의 차이가 매우 큰 것으로 보고되었다

<sup>30)</sup>. 우리나라 청소년의 경우 가족의 월 평균 수입과 건강수준 관련 지표의 차이는 뚜렷하지 않았지만 청소년 본인이 인지한 집안 경제사정의 어려움에 대한 지표가 남녀 모두 모든 건강관련 지표와 통계적으로 유의한 관련성을 보였다<sup>31)</sup>. Chun 등에 따르면 소득 수준별 건강검진 수진율의 차이가 남녀모두 뚜렷하게 나타났으며, 최근 들어 그 격차가 줄어들었는데 그 이유로 저소득층 무료 암 검진 실시 등으로 기초생활수급 대상 저소득층의 의료 접근성을 강화하는 정책을 들고 있다<sup>32)</sup>.

국내 대규모 연구 중에서 국민건강영양조사와 KLIPS의 경우 월급여, 연봉뿐만 아니라 가구원 수와 가구소득이 조사되었기 때문에 연구의 목적에 따라 여러 가지 소득지표를 사용할 수가 있다. 개인소득은 개인의 물질적 조건을 파악하게 해주는 한편<sup>33)</sup>, 가구소득은 개인이 속한 가구의 소비 수준을 결정한다는 점에서 의미가 있다. 특히 KLIPS의 경우 가구의 총소득을 '전년도 한 해 동안의 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험소득, 이진소득 및 기타소득 등 모든 항목별 가구소득을 합한 액수'라고 정의하고 있기 때문에 건강을 향상시키는 물품과 서비스를 이용할 수 있는 자원을 더 잘 나타내리라 판단된다.

이렇듯 국내에서도 소득수준과 건강과의 관련성을 관찰한 연구가 많이 있으나 소득수준의 지표를 월평균 개인소득, 가구소득, 균등화소득(equivalized income) 등 다양하게 사용하고 있으며, 이들 지표에 따른 건강불평등의 크기가 어떠한 양상으로 나타나는지 알아보는 연구는 없었다. 최근 5년간 대한직업환경의학회지에서 소득을 보정변수로 사용한 논문을 찾아보면 대부분 개인연봉이나 월급여 등의 개인소득을 보정변수로 사용하였고, 가구소득을 보정변수로 사용한 것은 2009년 1건<sup>34)</sup>, 2010년에 3건<sup>35-37)</sup>에 불과하였으며, 균등화소득을 보정변수로 사용한 연구는 2010년도에 단 2건<sup>34,35)</sup>에 불과하였다. 건강영향을 살펴보기 위해서는 가구원 수 보정 가구소득을 계산해야 한다는 해외의 보고가 있으나<sup>5,38,39)</sup>, 국내에서는 각각의 소득지표에 따른 건강수준이 어떻게 나타나는지 알아본 연구는 없었다.

여성의 건강불평등 연구에서 개인의 소득수준이 여성의 사회경제적 위치를 잘 나타낼 수 있을 것인지는 논란이 있다. 사회경제적 위치가 낮을수록 건강수준도 낮다는 것은 이미 알려진 바이기 때문에 여성의 사회경제적 위치를 잘 나타내는 지표일수록 건강불평등도 잘 나타낼 것이라고 생각한다. 여성의 경우 개인단위 분석에서 사회경제적 위치에 따른 유병율과 사망률의 사회적 변이는 흔히 남성에게 비해 적은 것으로 조사되는데 실제로 남성에 비해 건강불평등의 크기가 작은지에 대해서는 현재 동의가 이루어지지 않았다<sup>3)</sup>. 개인소득지표가 여성의 건강불평등을 잘

반영하지 못한다면 다른 대안적인 지표를 사용해야 할 것이다. Krieger 등은 여성의 사회경제적 위치에 따른 건강불평등에 관한 연구에서는 성에 관계없이 가족 중 가장 높은 계급지위를 가진 사람을 가장으로 규정한 성 중립적 방식(gender neutral approach)이 효과적인 측정지표이며, 만약 표본 수가 충분히 크다면 통합 분류 방식(joint classification approach)이 사용되어야 한다고 보고하고 있는데<sup>40)</sup> 이는 여성에서 개인소득보다는 가구소득에 의한 건강불평등의 크기가 더 클 것이라는 가설을 뒷받침하고 있다. 이러한 연구결과를 참고할 때 여러 형태의 소득지표가 나타내는 건강불평등의 크기는 남성과 여성이 다르게 나타날 것이라고 예상된다.

국내 연구에서 여러 가지 소득 변수에 따른 건강수준이 남녀별로 어떻게 다른지 비교한 연구가 없었기에 본 연구에서는 이를 알아보고자 하였다. 본 연구에서는 한국노동패널조사 자료를 이용해서 임금근로자들 중, 개인소득, 가구총소득, 균등화소득 지표를 사용하여 과연 남녀별로 사회경제적 위치를 잘 나타낼 수 있는 소득지표는 무엇인지 자가평가건강수준을 통해 알아보고자 하였다.

## 대상 및 방법

### 1. 연구 대상

본 연구에 활용한 자료는 KLIPS 11차 조사(2008년) 자료를 이용하였다. KLIPS는 1995년 인구주택 총조사의 10% 표본조사구(전국 21,675 조사구)를 모집단으로 하고 있는데 비농촌지역에 거주하는 한국의 가구와 가구를 대표하는 패널표본구성원(5,000 가구에 거주하는 가구원)을 대상으로 1년 1회 경제활동 및 노동시장이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적하는 종단면 조사(longitudinal survey)로 1988년 처음 시작된 이후 2008년에 11차 조사까지 진행되었다.

본 연구에서는 11차 조사대상자 총 11,734명 중에서 '일자리가 있다'고 답한 취업자 6,374명을 구분하였고, 이 중 타인 또는 회사에 고용된 임금근로자를 구분해내기 위해 종사상지위가 고용주 및 자영업자 1,640명(25.7%), 무급가족종사자 394명(6.2%)을 제외하고, 상용직, 임시직, 일용직이라고 답한 4,340명(68.1%)을 연구에 포함하였다. 청소년의 경우 해외 연구의 사례에서 사회경제적 위치에 따른 건강수준의 차이가 뚜렷하지 않은 것으로 여러 연구에서 보고되었고<sup>41-44)</sup>, 노인의 경우에 일반적으로 사회경제적 위치지표로 사용되는 교육, 직업, 소득을 노인계층에 대한 연구에 적용하는데 어려움이 있다고 보고되어<sup>45)</sup> 제외하였다. 그리하여 청소년과 노인을 제외하기

위해 연구대상자를 만 나이 19~65까지로 제한하였고, 본 연구의 결과변수인 주관적 건강상태에 대한 답변을 하지 않은 3명과 가중치의 결측이 있는 5명을 제외하여 최종적으로 남자 2,570명(61.1%), 여자 1,635명(38.9%), 총 4,205명에 대한 분석을 시행하였다(Fig. 1).

### 2. 연구 방법

#### 1) 소득수준 지표

본 연구에서는 소득수준을 나타내는 지표로 개인소득과 가구총소득 그리고 균등화소득을 구하였다. 개인소득은 개인자료에서 '지난해 세후 총 연간 근로소득'을 사용하였고, 가구총소득은 가구자료에서 '전년도 한 해 동안의 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험소득, 이전소득 및 기타소득 등 모든 항목별 가구소득을 합한 액수'를 사용하였다. 균등화소득의 경우 가구균등화지수(equivalence scale)를 적용해야 하는데 외국의 경우 가구소득을 가구원 수의 0.36승으로 나누어준다든지<sup>46)</sup> 가구의 구성(자녀 수)을 감안하기 위하여 가구 내 성인수와 자녀수의 1/2을 더한 값(성인수 + 자녀수 × 0.5)의 제곱근으로 가구소득을 나뉘주는 방식<sup>47)</sup> 등이 활용되고 있으나 국내에서는 아동과 청소년에 대한 교육 및 의료서비스 지출이 많다는 점을 감안하여 아동 및 청소년을 성인과 동등하게

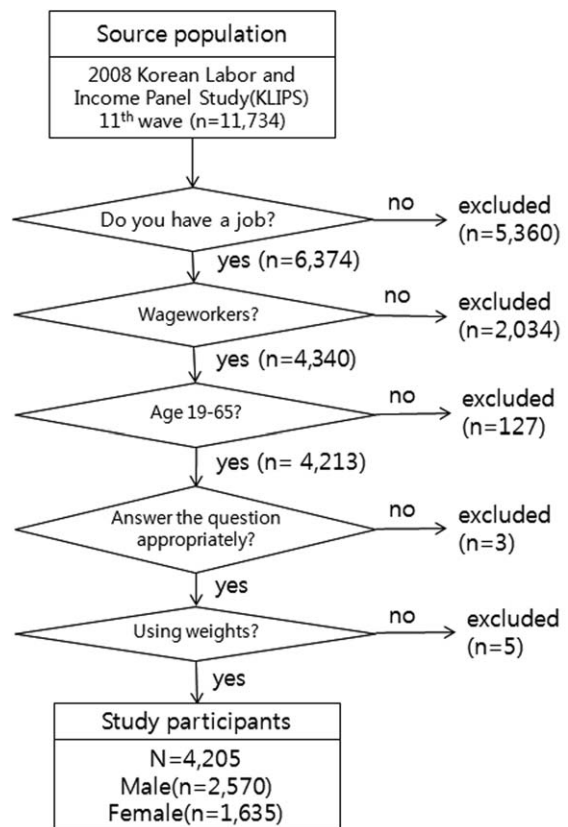


Fig. 1. Flow of study participants selection.

보고, 가구총소득을 가구원수의 제곱근으로 나누는 방식  $[(\text{가구 총소득})/(\text{가구원수})^{0.5}]$ 을 채택하였다. 이는 국내에서 Khang 등<sup>48)</sup>, Kim 등<sup>49)</sup>, Jeong 등<sup>50)</sup>이 사용한 방법과 동일하고, OECD에서 소득에 의한 사회경제적 위치를 측정하는 방법으로 많이 사용되는 방법이다<sup>45)</sup>.

### 2) 결과변수

조사당시 본인 스스로 평가한 현재의 건강상태를 결과 변수로 하였다. 응답은 ‘아주 건강함’, ‘건강한 편’, ‘보통’, ‘건강하지 않음’, ‘아주 건강하지 않음’의 5개 척도로 조사되었고, ‘아주 건강함’과 ‘건강한 편’을 자가평가 건강수준이 좋은 군(healthy group)으로 나머지를 자가평가 건강수준이 나쁜 군(unhealthy group)으로 정의하였다.

### 3) 기타

나머지 독립변수로 조사대상자의 사회인구학적 특성, 건강관련 행태, 노동조건 항목을 범주화하였다. 사회인구학적 특성으로는 성, 연령, 결혼상태를 선정하였는데 결혼상태는 ‘미혼이다’, ‘기혼이며 배우자가 있다’, 그리고 나머지군(‘별거하였다’, ‘이혼하였다’, ‘배우자가 먼저 사망하였다’)으로 범주화하였다.

건강관련 행태는 흡연유무, 음주유무를 사용하였다. 흡연은 ‘현재 피운다’고 응답한 경우 흡연자로 ‘과거에는 피웠으나 현재에는 피우지 않는다’와 ‘피워본 적이 없다’라고 대답한 대상자를 비흡연자로 분류하였다. 음주습관은 ‘마신다’를 음주군으로 ‘과거에는 마셨으나 현재는 마시지 않는다’와 ‘마셔본 적이 없다’를 비음주군으로 분류하였다.

노동조건은 근속년수, 근로시간, 직업계층, 고용형태, 교대근무여부를 사용하였는데 근속년수는 1년 미만, 1~3년, 3~5년, 6년 이상으로 범주화하였다. 근로시간의 경우 주당 평균근로시간을 사용하였는데 ‘현재 이 일 자리는 정규근로시간이 정해져 있습니까?’라는 질문에 ‘아니오’라고 답한 사람들은 주당 평균근로시간을, ‘예’라고 답한 사람들은 정규근로시간과 초과근로시간을 더한 값을 주당 평균근로시간으로 사용하였고, 주당 법정근로시간인 40시간과 장시간 노동이라고 판단되는 60시간을 기준으로 범주화하였다. 직업계층은 ‘입법공무원’, ‘고위 임직원 및 관리자’, ‘전문가’, ‘기술공 및 준전문가’, ‘사무종사자’를 비육체직으로 ‘서비스 종사자’ 및 ‘판매종사자’를 포함한 나머지를 육체직으로 분류하였다. 고용형태는 개인의 주관적인 판단 하에 자기 응답식으로 측정되었는데 정규직(non-precarious worker)과 비정규직(preca-rious worker)로 구분되었다. 교대근무여부를 묻는 문항에 ‘그렇다’고 답한 사람을 교대근무자로 분류하였다.

## 3. 분석 방법

### 1) 표본의 추출

KLIPS의 표본추출방법은 1단계에서 조사구를 선정하고, 2단계에서 가구를 선정하는 층화집락계통추출법을 사용하였다. 따라서 모집단의 특성을 추정하기 위해서는 가중치를 적용해야 하는데 KLIPS에서는 표본추출확률 계산, 무응답 조정, 사후층화의 과정을 통해 가중치를 부여하였다. KLIPS에서는 가구가중치와 개인가중치가 있고, 종단면가중치와 횡단면가중치가 있는데 본 연구에서는 2008년 11차 조사자료에서 개인적 특성에 대한 분석을 하였기 때문에 개인자료의 횡단면가중치를 적용하였다.

KLIPS에서는 지역을 기준으로 층(strata)을 구분하였는데 시부로 구성된 층을 포함하였다. 그러나 원자료에서 층화변수를 따로 제공하지 않았기 때문에 본 연구에서는 광역시도별 시군구 변수를 층화변수로 사용하였다. KLIPS에서 1차 추출단위(primary sampling unit, PSU)인 조사구를 선정하여 가구를 추출하는 방법을 택하였다고 하였으나 원자료에는 조사구를 나타내는 변수가 없었기 때문에 이는 분석에 고려하지 않았다.

### 2) 통계적 방법

우선 자가평가 건강수준이 건강한 군과 그렇지 않은 군을 성별로 나누어 사회인구학적 특성, 노동조건, 건강관련 행태와 비교하였다. SAS프로그램의 surveyfreq procedure는 표본조사로부터 얻어낸 자료로부터 모집단의 빈도를 추정하는데 이용된다. 가중치 변수로는 개인자료의 횡단면가중치를 적용하였으며, 층화변수(strata)로 시군구변수를 사용하였고, 조사구변수가 없어 cluster 옵션은 사용하지 않았다. 통계적 검정은 Rao-Scott Chi-square test를 이용하였다.

두 번째로 개인소득, 가구총소득, 균등화소득을 사분위수로 나누어, 자가평가 건강수준이 건강한 군과 그렇지 않은 군의 분포를 남녀별로 살펴보았다.

마지막으로 자가평가 건강수준이 건강한 군과 그렇지 않은 군을 나누어 결과변수로 두고, 개인소득, 가구총소득, 균등화소득 각각의 사분위수를 구해 원인변수로 하여 비조건부 로지스틱회귀분석을 시행하였다. SAS 프로그램의 surveylogistic procedure를 사용하였고, 개인자료의 횡단면가중치와 층화변수를 고려하였다. 성별을 구분하여 비조건부 로지스틱회귀모형을 통해 모집단내 보정비차비(population-based adjusted odds ratio)를 구하였다. 아래와 같이 4가지 모형을 제시하였는데, 교육수준은 소득수준과 같은 사회경제적 위치를 나타내는 변수로 소득수준과 관련성이 있었으며, 다른 보정변수들과도 관련성이 관찰되었기 때문에 다중공선성의 문제로 모든 변수들을

보정한 모형 4에서는 교육수준을 제외하여 분석하였다.

- (1) 모형 1: 보정하지 않은 비조건부 다변수 로지스틱 회귀모형
- (2) 모형 2: 연령을 보정한 비조건부 다변수 로지스틱 회귀모형
- (3) 모형 3: 연령, 결혼상태, 건강행태를 보정한 비조건부 다변수 로지스틱회귀모형
- (4) 모형 4: 모든 변수를 보정한 비조건부 다변수 회귀 모형

모든 분석은 SAS 9.2(SAS Institute Inc., Cary, NC, USA)로 분석하였으며, 통계적 유의수준은 0.05로 하였다.

결 과

자가평가 건강수준을 두 군으로 나누어 다른 독립변수들과 단변량 조사를 시행한 결과, 남녀 모두 연령이 증가할수록 불건강한 군의 비율이 증가하였는데 여성에서 그러한 경향이 두드러졌다. 결혼상태에서 남성과 여성 모두에서 이혼, 별거, 사별한 사람들에게서 불건강한 사람의 비율이 높았다. 여성에서는 기혼자의 불건강한 비율이 40.30%로 28.64%인 남성 기혼자의 불건강할 비율에 비해 높았다. 남녀 모두 근속년수에 따른 주관적 건강상태의 차이가 관찰되지 않았다. 주당 노동시간이 40시간 미만 근무하는 사람들이 남녀 모두 불건강할 비율이 가장

**Table 1.** General and occupational characteristics of the study participants by self-rated health status N(%)

|                                | Male          |                 | p-value* | Female        |                 | p-value* |
|--------------------------------|---------------|-----------------|----------|---------------|-----------------|----------|
|                                | Healthy group | Unhealthy group |          | Healthy group | Unhealthy group |          |
| <b>General characteristics</b> |               |                 |          |               |                 |          |
| Age(year)                      |               |                 |          |               |                 |          |
| 19-35                          | 742(78.11)    | 208(21.89)      | <0.001   | 546(75.94)    | 173(24.06)      | <0.001   |
| 36-45                          | 597(75.86)    | 190(24.14)      |          | 259(59.40)    | 177(40.60)      |          |
| 46-55                          | 370(65.37)    | 196(34.63)      |          | 174(50.29)    | 172(49.71)      |          |
| 56-65                          | 135(50.56)    | 132(49.44)      |          | 41(30.60)     | 93(69.40)       |          |
| Marital status                 |               |                 |          |               |                 |          |
| Never married                  | 483(78.16)    | 135(21.84)      | <0.001   | 365(75.88)    | 116(24.12)      | <0.001   |
| Married                        | 1,303(71.36)  | 523(28.64)      |          | 591(59.70)    | 399(40.30)      |          |
| Others                         | 58(46.03)     | 68(53.97)       |          | 64(39.02)     | 100(60.98)      |          |
| <b>Working condition</b>       |               |                 |          |               |                 |          |
| Tenure(year)                   |               |                 |          |               |                 |          |
| < 1                            | 850(71.97)    | 331(28.03)      | 0.616    | 399(60.92)    | 256(39.08)      | 0.195    |
| 1-3                            | 414(70.89)    | 170(29.11)      |          | 321(64.59)    | 176(35.41)      |          |
| 3-5                            | 536(71.66)    | 212(28.34)      |          | 288(61.67)    | 179(38.33)      |          |
| > 5                            | 44(77.19)     | 13(22.81)       |          | 12(75.00)     | 4(25.00)        |          |
| Working time(/week)            |               |                 |          |               |                 |          |
| < 40                           | 78(49.37)     | 80(50.63)       | <0.001   | 107(52.97)    | 95(47.03)       | 0.001    |
| 40-60                          | 1,332(74.41)  | 458(25.59)      |          | 767(65.67)    | 401(34.33)      |          |
| > 60                           | 434(69.77)    | 188(30.23)      |          | 146(55.09)    | 119(44.91)      |          |
| Occupational class             |               |                 |          |               |                 |          |
| Non-manual                     | 890(77.39)    | 260(22.61)      | <0.001   | 626(73.13)    | 230(26.87)      | <0.001   |
| Manual                         | 954(67.18)    | 466(32.82)      |          | 394(50.58)    | 385(49.42)      |          |
| Types of employment            |               |                 |          |               |                 |          |
| Non-precarious worker          | 1,467(75.08)  | 487(24.92)      | <0.001   | 686(68.12)    | 321(31.88)      | <0.001   |
| Precarious worker              | 377(61.20)    | 239(38.80)      |          | 334(53.18)    | 294(46.82)      |          |
| Shift work                     |               |                 |          |               |                 |          |
| Yes                            | 221(70.16)    | 94(29.84)       | 0.983    | 67(59.29)     | 46(40.71)       | 0.959    |
| No                             | 1623(71.97)   | 632(28.03)      |          | 953(62.61)    | 569(37.39)      |          |
| <b>Health behavior</b>         |               |                 |          |               |                 |          |
| Smoking                        |               |                 |          |               |                 |          |
| Smoker                         | 1,047(70.55)  | 437(29.45)      | 0.039    | 11(47.83)     | 12(52.17)       | 0.185    |
| Non-smoker                     | 797(73.39)    | 289(26.61)      |          | 1,009(62.59)  | 603(37.41)      |          |
| Alcohol                        |               |                 |          |               |                 |          |
| Yes                            | 1,573(72.52)  | 596(27.48)      | 0.107    | 559(65.84)    | 290(34.16)      | 0.002    |
| No                             | 271(67.58)    | 130(32.42)      |          | 461(58.65)    | 325(41.35)      |          |

\*Rao-Scott chi-square test.

높았으며, 그 다음으로 60시간 이상 장시간 노동하는 사람이 불건강할 비율이 높았으며, 40~60시간 사이로 노동하는 사람들이 불건강할 비율이 가장 낮은 것으로 나타났다. 남녀 모두 사무직에 비해 육체직이 불건강할 비율이 높았는데 여성의 경우 육체직의 49.42%가 불건강하다고 답변하여 남성 육체직의 불건강하다고 답변한 비율인 32.82%에 비해 매우 높았다. 남녀 모두 정규직에 비해 비정규직이 불건강하다고 답변한 비율이 높았는데 여성 비정규직의 46.82%가 불건강하다고 답변하였으며, 남성 비정규직은 38.80%가 불건강하다고 답변하였다. 교대근무 유무에 따른 주관적 건강수준의 차이가 관찰되지 않았다. 흡연유무에서 남성의 흡연율은 57.74%이었으며, 여성은 1.41%에 불과하였다. 흡연유무에 따른 건강수준의 차이는 남자에서만 관찰되었다. 음주유무는 여성에서만 차이가 관찰되었는데 건강한 군에서 음주를 한다고 답한 사람의 비율이 높았다(Table 1).

남녀별 소득수준에 따른 분포를 살펴보았는데 남녀모두 모든 소득지표에서 소득수준이 낮을수록 불건강한 군의 비율이 높았다(Table 2). 모든 소득지표에서 대체로 남성보다 여성에서 소득이 낮은 사람들의 비율이 높았다. 남성의 경우 소득수준이 가장 낮은 사분위수의 불건강군 비율이 개인소득에서는 36.90%, 가구총소득에서는 35.50%, 균등화소득에서는 36.01%로 나타나 비슷한 분포를 나타내었다. 여성의 경우 소득수준이 가장 낮은 사분위수의 불건강군 비율이 개인소득에서는 44.98%, 가구총소득에서는 51.84%, 균등화소득에서는 49.52%로 가구총소득 지표에서 주관적 건강상태의 차이가 가장 크

게 나타났으며, 그 다음으로 균등화소득이었다. 모든 지표에서 남성보다 여성에서 소득별 자가평가 건강상태의 차이가 크게 나타나는 경향이 관찰되었다.

자가평가 건강수준이 좋지 않을 비차비(odds ratio)를 각 소득지표별로 비교하였는데 각 소득지표를 사분위수로 나누어 소득이 가장 높은 군을 기준(reference)으로 하여 소득이 낮은 군에서 자가평가 건강수준이 좋지 않을 비차비를 구하였다. 각 소득지표의 총 효과를 살펴보기 위해 연령만 보정한 모형 2에서는 남성의 경우 소득이 가장 낮은 사람들의 비차비는 개인소득에서 2.01(95%CI, 1.52~2.65), 가구총소득에서 2.07(95%CI, 1.54~2.77), 균등화소득에서 2.08(95%CI, 1.55~2.78)로 큰 차이를 보이지 않았으나 여성의 경우 개인소득에서 1.68(95%CI, 1.20~2.33), 가구총소득에서 2.41(95%CI, 1.72~3.37), 균등화소득에서 2.27(95%CI, 1.61~3.18)로 나타나 가구단위 소득지표에서 비차비가 높게 나타났다. 연령, 결혼상태, 건강행태를 보정한 모형 3에서 남성의 경우 개인소득에서 소득이 가장 낮은 사람들의 비차비가 2.08(95%CI, 1.56~2.78), 가구총소득에서는 1.98(95%CI, 1.48~2.66), 균등화소득에서는 1.97(95%CI, 1.46~2.78)로 나타나 모형 2와 큰 차이가 없었다. 여성의 경우 가구총소득에서 소득이 가장 낮은 사람들의 비차비가 2.32(95%CI, 1.65~3.25), 균등화소득에서는 2.20(95%CI, 1.57~3.09)로 개인소득(1.74(95%CI, 1.25~2.43))에 비해 높게 나타났다. 모든 변수를 보정한 모형 4에서 남성은 개인소득, 가구총소득, 균등화소득에서 소득이 가장 낮은 사람들의 비차비가 각각

**Table 2.** Distribution of each income index by self-rated health status

|                                     | Male (n=2,570) |                 | p-value* | Female (n=1,635) |                 | p-value* |
|-------------------------------------|----------------|-----------------|----------|------------------|-----------------|----------|
|                                     | Healthy group  | Unhealthy group |          | Healthy group    | Unhealthy group |          |
| <b>Personal income(quartile)</b>    |                |                 |          |                  |                 |          |
| 1(lowest)                           | 448(63.10)     | 262(36.90)      | <0.001   | 274(55.02)       | 224(44.98)      | <0.001   |
| 2                                   | 340(69.39)     | 150(30.61)      |          | 204(55.43)       | 164(44.57)      |          |
| 3                                   | 568(76.76)     | 172(23.24)      |          | 259(67.27)       | 126(32.73)      |          |
| 4(highest)                          | 488(77.46)     | 142(22.54)      |          | 283(73.70)       | 101(26.30)      |          |
| <b>Household income(quartile)</b>   |                |                 |          |                  |                 |          |
| 1(lowest)                           | 416(64.50)     | 229(35.50)      | <0.001   | 196(48.16)       | 211(51.84)      | <0.001   |
| 2                                   | 446(69.58)     | 195(30.42)      |          | 240(58.11)       | 173(41.89)      |          |
| 3                                   | 473(74.37)     | 163(25.63)      |          | 285(69.85)       | 123(30.15)      |          |
| 4(highest)                          | 509(78.55)     | 139(21.45)      |          | 299(73.46)       | 108(26.54)      |          |
| <b>Equivalized income(quartile)</b> |                |                 |          |                  |                 |          |
| 1(lowest)                           | 414(63.99)     | 233(36.01)      | <0.001   | 209(50.48)       | 205(49.52)      | <0.001   |
| 2                                   | 440(68.64)     | 201(31.36)      |          | 228(56.02)       | 179(43.98)      |          |
| 3                                   | 476(74.26)     | 165(25.74)      |          | 278(68.30)       | 129(31.70)      |          |
| 4(highest)                          | 514(80.19)     | 127(19.81)      |          | 305(74.94)       | 102(25.06)      |          |

\*Rao-Scott chi-square test.

1.76(95%CI, 1.28-2.43), 1.70(95%CI, 1.25~2.32), 1.69(95%CI, 1.23~2.31)로 소득지표별로 큰 차이를 보이지 않았다. 여성의 경우 개인소득지표에서는 의미있는 비차비가 관찰되지 않았으며, 가구총소득과 균등화소득에서 소득이 가장 낮은 사람들의 비차비가 각각 2.09(95%CI, 1.47~2.97), 1.95(95%CI, 1.36~2.79)로 나타났다(Table 3). 본 연구에서 모든 로지스틱회귀모형의 적합도(Hosmer and Lemeshow Goodness-of-Fit Test) 평가를 시행하였는데 SAS 프로그램의 logistic procedure로 시행하였고, 카이제곱검정에서 적합한 것으

로 진단되었다(p>0.05).

### 고 찰

본 연구의 다변수 로지스틱회귀분석 결과 최종모형(모형 4)에서 소득지표별 주관적 건강수준에서 성별 차이가 관찰되었다. 남성의 경우 모든 소득지표에서 주관적 건강수준의 차이가 관찰되었으나 여성의 경우 개인소득지표에서는 주관적 건강수준의 차이가 관찰되지 않았다. 여성의 경우 개인보다는 가구구성원을 포함시키는 사회경제적 지

**Table 3.** Odds ratio of self-rated health status according to each income index by multiple logistic regression model

|                                | Model 1*<br>(male, n=2,570)<br>(female, n=1,635) |           | Model 2†<br>(male, n=2,570)<br>(female, n=1,635) |           | Model 3‡<br>(male, n=2,570)<br>(female, n=1,635) |           | Model 4§<br>(male, n=2,570)<br>(female, n=1,635) |           |
|--------------------------------|--|-----------|--|-----------|--|-----------|--|-----------|
|                                | OR   | 95%CI     | OR   | 95%CI     | OR   | 95%CI     | OR   | 95%CI     |
| Personal income(quarter)       |  |           |  |           |  |           |  |           |
| Male                           |  |           |  |           |  |           |  |           |
| 1(lowest)                      | 1.81   | 1.38-2.36 | 2.01   | 1.52-2.65 | 2.08   | 1.56-2.78 | 1.76   | 1.28-2.43 |
| 2                              | 1.46   | 1.08-1.96 | 1.64   | 1.21-2.23 | 1.66   | 1.22-2.26 | 1.48   | 1.07-2.05 |
| 3                              | 1.07   | 0.81-1.42 | 1.25   | 0.93-1.66 | 1.22   | 0.91-1.63 | 1.13   | 0.84-1.52 |
| 4(highest)                     | 1  |           | 1  |           | 1  |           | 1  |           |
| Female                         |  |           |  |           |  |           |  |           |
| 1(lowest)                      | 2.09   | 1.52-2.87 | 1.68   | 1.20-2.33 | 1.74   | 1.25-2.43 | 1.41   | 0.95-2.09 |
| 2                              | 2.05   | 1.47-2.88 | 1.63   | 1.15-2.31 | 1.66   | 1.17-2.36 | 1.40   | 0.96-2.05 |
| 3                              | 1.28   | 0.91-1.81 | 1.13   | 0.79-1.63 | 1.16   | 0.81-1.67 | 1.05   | 0.72-1.53 |
| 4(highest)                     | 1  |           | 1  |           | 1  |           | 1  |           |
| Household income(quarter)      |  |           |  |           |  |           |  |           |
| Male                           |  |           |  |           |  |           |  |           |
| 1(lowest)                      | 1.82   | 1.38-2.40 | 2.07   | 1.54-2.77 | 1.98   | 1.48-2.66 | 1.70   | 1.25-2.32 |
| 2                              | 1.62   | 1.23-2.14 | 1.83   | 1.37-2.43 | 1.76   | 1.32-2.35 | 1.58   | 1.18-2.12 |
| 3                              | 1.26   | 0.95-1.67 | 1.35   | 1.01-1.81 | 1.31   | 0.98-1.76 | 1.22   | 0.91-1.65 |
| 4(highest)                     | 1  |           | 1  |           | 1  |           | 1  |           |
| Female                         |  |           |  |           |  |           |  |           |
| 1(lowest)                      | 2.65   | 1.92-3.67 | 2.41   | 1.72-3.37 | 2.32   | 1.65-3.25 | 2.09   | 1.47-2.97 |
| 2                              | 1.81   | 1.31-2.51 | 1.69   | 1.20-2.39 | 1.71   | 1.21-2.40 | 1.57   | 1.10-2.25 |
| 3                              | 1.18   | 0.84-1.66 | 1.16   | 0.81-1.65 | 1.16   | 0.81-1.65 | 1.10   | 0.77-1.57 |
| 4(highest)                     | 1  |           | 1  |           | 1  |           | 1  |           |
| Equivalentized income(quarter) |  |           |  |           |  |           |  |           |
| Male                           |  |           |  |           |  |           |  |           |
| 1(lowest)                      | 2.00   | 1.51-2.65 | 2.08   | 1.55-2.78 | 1.97   | 1.46-2.65 | 1.69   | 1.23-2.31 |
| 2                              | 1.81   | 1.36-2.39 | 1.87   | 1.40-2.49 | 1.80   | 1.35-2.40 | 1.63   | 1.21-2.21 |
| 3                              | 1.23   | 0.92-1.65 | 1.26   | 0.94-1.70 | 1.23   | 0.91-1.66 | 1.18   | 0.87-1.59 |
| 4(highest)                     | 1  |           | 1  |           | 1  |           | 1  |           |
| Female                         |  |           |  |           |  |           |  |           |
| 1(lowest)                      | 2.70   | 1.95-3.75 | 2.27   | 1.61-3.18 | 2.20   | 1.57-3.09 | 1.95   | 1.36-2.79 |
| 2                              | 2.02   | 1.45-2.80 | 1.91   | 1.35-2.70 | 1.90   | 1.34-2.69 | 1.76   | 1.23-2.52 |
| 3                              | 1.31   | 0.93-1.84 | 1.28   | 0.90-1.83 | 1.30   | 0.91-1.85 | 1.23   | 0.85-1.76 |
| 4(highest)                     | 1  |           | 1  |           | 1  |           | 1  |           |

\*odds ratio(95% CI) not adjusted. †odds ratio(95% CI) adjusted for age.

‡odds ratio(95% CI) adjusted for age, marital status, alcohol, (smoking for males).

§odds ratio(95% CI) adjusted for age, marital status, alcohol, (smoking for males), type of employment, working time(/week), occupational class.

위가 건강수준을 결정한다는 Krieger 등<sup>40)</sup>의 연구와 일치하였다. 본 연구 결과는 국내 임금근로자들에 있어서 소득수준에 따른 건강영향을 볼 때 각각의 지표에 따라 결과가 다르게 나타난다는 것을 보여주고 있으며, 특히 여성에서 개인의 사회경제적 위치를 나타내는 개인소득 지표보다 여성이 속한 가구의 사회경제적 위치를 나타내는 가구단위의 소득지표가 여성의 실제적인 사회경제적 위치를 잘 반영한다는 것을 이 연구는 보여주고 있다. Kennedy 등은 가구소득, 교육수준, 흡연 등을 보정한 후의 지니계수(Gini coefficient)로 측정된 소득분포의 불평등은 자가평가 건강수준이 낮다고 인식하는 것과 연관된다고 보고하였으며, 가구소득과 인식된 건강의 강한 연관성을 관찰하였다<sup>51)</sup>. 그러나 남성과 여성을 따로 구분하지 않고 분석하고 있어서 젠더적 차이를 알 수가 없었다. 본 연구결과 남성과 여성을 구분하게 되면 개인소득만 측정하는 것으로 소득과 건강수준과의 관계를 살펴보는 것은 제한된 결과만을 보여줄 수 있다는 것을 제시하고 있다.

본 연구결과를 토대로 직업환경의학 연구에서 소득지표를 사용할 때에는 어떤 소득지표를 사용하느냐에 따라 그 효과가 다르게 나며, 성별로 그 효과가 다르게 나타난다는 것을 감안할 필요가 있다. 즉, 건강수준과 관련성이 있는 소득지표는 남성과 여성에서 다르게 나타나므로 향후 소득과 건강수준의 관련성을 연구하기 위해서는 남녀를 따로 구분해서 분석해야 함을 본 연구는 시사하고 있다.

기존 연구에서 사용되었던 개인단위의 소득지표들이 여성의 건강불평등을 제대로 반영할 수 있을 것인가에 대한 문제가 꾸준히 제기되어 왔다. 여성의 사회경제적 건강불평등의 크기는 사회경제적 위치의 측정방식에 민감한 것으로 알려져 있다<sup>52)</sup>. 따라서 여성이 계급구조에서 차지하는 위치와 구성이 남성과 다른 점과 노동력 재생산 영역에서 담당하는 역할을 고려하여 사회경제적 위치를 새로 구성하려는 시도가 이루어지고 있다<sup>3)</sup>. 본 연구에서도 여성의 경우 가구단위의 소득지표를 사용할 때 소득수준별 건강수준의 차이가 나타난다는 것을 관찰할 수 있었다. 통계청 경제활동인구조사에 따르면 우리나라 여성경제활동인구는 꾸준히 증가하고 있고, 향후 여성의 사회적 역할의 중요성은 더욱 증대되고 있는 시점에서 건강불평등을 제대로 반영할 수 있는 여성의 사회경제적 위치지표를 알아보는 연구가 더욱 중요할 것이라고 생각된다.

노동조건에서는 근무시간이 길고, 비정규직이며, 육체적일수록 건강하지 않다고 답변한 비율이 높았는데 이는 한국노동패널조사 자료를 이용한 Kim 등<sup>36)</sup>의 연구와 일치하였다. 본 연구에서 근속년수와 교대근무 유무에 따른 자가평가 건강수준은 차이가 없었는데 Noh 등은 남성 임금근로자를 대상으로 한 연구에서 근속년수가 11년 이상인 사람들 중에서 교대근무 유무에 따른 자가평가 건강

수준이 경계적인 차이를 보인다고 보고하였다[OR 1.79(95%CI, 0.91~3.50)]<sup>35)</sup>. 여성 임금근로자를 포함시킨 본 연구의 대상자에서 근속년수가 6년 이상인 총 369명을 대상으로 성과 연령을 보정한 후 분석해보면, 비교대근무자에 대한 교대근무자의 불건강할 비차비가 1.87(95%CI, 0.90~3.87)로 관찰되어 Noh 등<sup>35)</sup>의 연구와 일치하였다. 건강관련 행태에서 여성의 경우 음주를 한다고 답한 사람이 오히려 더 건강하다고 답한 사람의 비율이 높았는데 KLIPS의 조사에서는 '고위험 음주'나 '과도한 음주' 등과 같은 세부적인 조사가 되어 있지 않기 때문에 해석하는데 한계가 있으며, 주의를 요한다.

본 연구에서 결과변수를 현재의 자가평가 건강수준으로 하였는데 객관적인 측정이 아닌 한계가 존재한다. 그러나 해외의 많은 종단면 연구(longitudinal study)에서 사망률을 예측하는 지표로 이용되어 왔으며<sup>53)</sup>, 그 연구들에 있어서 일정한 결과들을 보여주었고, 국내 연구에서도 많이 활용되고<sup>36, 37, 54, 55)</sup> 있기 때문에 본 연구에서 건강수준의 결과지표로 사용하기에 문제가 없을 것이라고 판단된다.

소득에 대한 정보는 개인의 사생활에서 매우 민감한 사항이기 때문에 실사과정에서 면접원들이 조사하는데 어려움을 겪는다<sup>56)</sup>. 실제로 통계청에서 조사한 가계동향조사에서 2인 이상 도시지역에 거주하는 근로자가구의 경상소득과 비경상소득을 합한 2008년도 연간 가구소득은 약 4,300만원으로 나타났는데 본 연구의 대상자의 가구총소득은 3,932만원으로 약 330만원 정도 차이를 보였다. 물론 통계청의 가계동향조사자료의 대상자가 KLIPS 대상자와 다른 측면이 있으며, 조사항목 또한 다르기 때문에 이러한 차이가 있을 것이다. KLIPS의 가구소득 조사에서는 가구원이라고 해서 아무나 응답할 수 있는 것이 아니라 가구의 전체적인 소득흐름을 알 수 있는 사람인 가구주 또는 가구주의 배우자가 아니면 응답하지 못하도록 되어 있기 때문에 보다 정확한 조사가 이루어졌을 것이라 판단된다.

소득과 건강을 조사한 연구들이 갖는 가장 큰 제한점은 조사시점에서만 소득을 측정했다는 점이다. 소득수준이 계속 낮은 사람과 갑자기 저소득층으로 전락한 경우는 다른 건강결과가 있을 것이라고 판단된다. 미국의 경우 45~65세 인구의 26-39%가 11년 동안 50% 이상의 소득감소를 최소한 한 번 이상 경험한 것으로 나타났는데<sup>57)</sup> 이러한 소득의 등락은 최하위 소득수준의 사람들에서 가장 심한데, 이는 그들이 안정된 일자리를 얻을 가능성이 낮기 때문이라고 한다<sup>58)</sup>. KLIPS 자료는 종단면 연구를 한 자료이기 때문에 여러 시점에서 여러 가지 경우를 고려할 수 있을 것이다. 본 연구에서 종단면 자료를 이용하여 각 소득지표에 따른 건강불평등의 크기가 시간에 따라 어떻게 변화하는지 알아보지 못한 것이 한계이다. 향후 이러한



상황을 고려할 수 있는 역학적 방법들이 고려된 연구가 시도되어야 할 것이다.

본 연구에서는 가구단위의 소득과 개인의 주관적인 건강 수준과의 관련성을 살펴보았다. 가구의 소득과 개인의 건강은 그 수준이 다르기 때문에 정확한 비교가 어렵다. 말하자면 한 가구에는 건강수준이 여러 가지인 개인이 존재하기 때문이다. 따라서 좀 더 정확한 결과를 얻고자 한다면 가구수준(household level)과 개인수준(individual level)의 변수들을 각각 통제해서 분석하는 다수준분석(multilevel analysis)이 보다 정확할 수 있다. 그러나 본 연구는 개인의 건강영향에 초점이 맞추어져 있었으며, 개인의 소득수준에 의한 개인의 건강영향과 가구단위의 소득수준에 의한 개인의 건강영향을 비교하고자 하였기 때문에 다수준분석을 사용하지 않았다.

KLIPS에서는 표본추출단계에서 조사구를 선정하는 방법을 사용하였다. 그러나 1차 추출단위를 나타내는 변수를 제공하지 않았기 때문에 본 연구에서 이를 적용하지 못하였다. SAS survey procedure에서는 1차 추출단위를 cluster 옵션을 통해 지정하도록 되어 있는데 만약 cluster를 지정하지 않으면 각각의 관찰값을 1차 추출단위로 취급하게 된다. 이에 대한 영향을 살펴보기 위해 국민건강영양조사 제 4차 조사의 조사구수와 동일한 200개의 조사구를 임의로 생성하여 모든 조사대상자(4,210명)에 임의로 할당하여 최종모형을 만들어보았다. 할당하는 방식은 KLIPS에서 조사구를 추출하는 방식과 비슷한 방식을 취하기 위해서 자료의 지역분포를 살펴본 뒤 조사대상자가 많은 지역에 많은 조사구를 할당하는 방식을 채택하였다. cluster 옵션에 1차 추출단위를 지정한 모형과 본 연구의 최종모형인 다변수 로지스틱회귀모형(모형 3)의 비차비를 비교했는데 결과의 차이가 없었다. SAS surveylogistic procedure에서 cluster를 지정하지 않으면, 각각의 관찰치를 하나의 1차 추출단위로 취급하게 되는데 본 연구에서는 층별 건강수준의 차이를 관찰하는 것이 아니라 개인수준의 건강지표를 살펴보는 것이기 때문에 cluster 옵션을 지정하지 않아도 무방할 것이라고 판단된다.

본 연구는 대표성이 있는 한국노동패널조사 자료를 이용하였다는 점과 제시한 모형의 적합도가 적절하였다는 것이 장점이라 하겠다. 또한 본 연구는 향후 직업환경의학 연구에서 소득 변수의 사용에 있어서의 소득지표별 주관적 건강수준의 젠더적 차이에 대해 실증적으로 밝힌 국내 최초 연구라는 점에서 의의가 있다.

요 약

목적: 국내 임금근로자에 있어서 개인소득과 가구총소득, 균등화소득 지표에 따른 건강수준의 차이가 남녀별로

어떻게 다른지 알아보려고 하였다.

방법: 한국노동패널조사의 2008년도 11차 조사의 자료에서 19~65세 사이의 임금근로자 중에서 종사상 지위가 상용직, 임시직, 일용직인 4,205명(남자 2,570명(61.1%), 여자 1,635명(38.9%))을 대상으로 조사하였다. 표본추출확률, 무응답, 사후층화의 과정을 고려한 가중치를 적용하였으며, 두 군으로 나눈 자가평가 건강수준을 결과변수로 하는 비조건부 로지스틱 회귀분석을 통해 각각의 소득지표별 자가평가 건강수준 반영정도를 분석하였다.

결과: 비조건부 다변수 로지스틱회귀분석의 결과 남자의 경우 최종모형에서 개인소득, 가구총소득, 균등화소득에서 소득이 가장 낮은 계층이 가장 높은 계층에 비해 불건강할 비차비가 각각 1.76(95%CI, 1.28~2.43), 1.70(95%CI, 1.25~2.32), 1.69(95%CI, 1.23~2.31)로 나타났고, 여자의 경우 가구총소득과 균등화소득에서 소득이 가장 낮은 계층이 가장 높은 계층에 비해 불건강할 비차비가 각각 2.09(95%CI, 1.47~2.97), 1.95(95%CI, 1.36~2.79)로 나타났으나, 개인소득지표에서는 의미있는 비차비가 관찰되지 않았다.

결론: 여성의 경우 개인소득 지표에서는 소득이 높은 사람과 낮은 사람간의 의미있는 건강수준의 차이가 관찰되지 않았고, 가구단위의 소득지표에서 소득수준간 의미있는 건강수준의 차이가 잘 관찰되었다. 따라서 향후 직업환경의학 연구에서 어떤 소득지표를 사용하느냐에 따라 남녀별로 건강수준의 차이가 다르게 나타날 수 있다는 것을 염두해 두어야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 1) Lynch JW, Kaplan GA. Socioeconomic Position. In: Berkman LF, Kawachi I(eds) Social Epidemiology. Oxford University Press. New York. 2000. pp 13-35.
- 2) Braveman PA, Cubbin C, Egerter S, Chideya S, Marchi KS, Metzler M, Posner S. Socioeconomic status in health research: one size does not fit all. JAMA 2005; 294(22):2879-88.
- 3) The Korean Society for Equity in Health. Methods in Health Inequalities Measurement(translated by Kim DH). Hanul Publishing Group. Seoul. 2007. pp 69-120. (Korean)
- 4) Galobardes B, Shaw M, Lawlor DA, Lynch JW, Davey SG. Indicators of socioeconomic position (part 1). J Epidemiol Community Health 2006;60(1):7-12.
- 5) Liberatos P, Link BG, Kelsey JL. The measurement of social class in epidemiology. Epidemiol Rev 1988;10: 87-121.
- 6) Daly MC, Duncan GJ, McDonough P, Williams DR. Optimal indicators of socioeconomic status for health research. Am J Public Health 2002;92(7):1151-7.

- 7) Lee SW, Kim KS, Kim TG, Ryu HW, Lee MY, Won YL, Song YH. The relationship between job stress and depressive symptoms in migrant workers in Kyung-gi province in Korea. *Korean J Occup Environ Med* 2009; 21(1):76-86. (Korean)
- 8) Kim JJ, Roh JH, Won JU, Lee SY, Chang SJ. The relationship between occupational stress and burnout among occupational therapists. *Korean J Occup Environ Med* 2010;22(3):173-82. (Korean)
- 9) Jeon ES, Lee KS, Lee SY, Yu JH, Hong AR. The relationship between job stress and quality of life for hospital workers by type of employment. *Korean J Occup Environ Med* 2009;21(1):28-37. (Korean)
- 10) Jo MH, Kim KS, Lee SW, Kim TG, Ryu HW, Lee MY, Won YL. The relationship between job stress and musculoskeletal symptoms in migrant workers. *Korean J Occup Environ Med* 2009;21(4):378-87. (Korean)
- 11) Ryou H, Kong JO, Lee HG, Lee SJ, Chu S, Jung Y, Song J. The comparison of job stress factors, psychosocial stress and their association between research and manufacturing workers in an automobile research and developing company. *Korean J Occup Environ Med* 2009;21(4):337-45. (Korean)
- 12) Myong JP, Lee HK, Kim HR, Jung HS, Jeong EH, Nam W, Koo JW. Musculo-skeletal symptoms of municipal sanitation workers and ergonomic evaluation on upperlimb. *Korean J Occup Environ Med* 2008; 20(2):93-103. (Korean)
- 13) Park KC, Lee KJ, Park JB, Min KB, Lee KW. Association between occupational stress and depression, anxiety, and stress symptoms among white-collar male workers in an automotive company. *Korean J Occup Environ Med* 2008;20(3):215-24. (Korean)
- 14) Kim EK, Kim BG, Park JT, Kim HR, Koo JW. Factors affecting the health promotion activities of workers. *Korean J Occup Environ Med* 2007;19(1):56-64. (Korean)
- 15) Jung MH, Lee YM, Arakida M. Stress and presenteeism in workers of small and medium enterprises. *Korean J Occup Environ Med* 2007;19(1):47-55. (Korean)
- 16) Hwang CK, Koh SB, Chang SJ, Park CY, Cha BS, Hyun SJ, Park JH, Lee KM, Cha KT, Park WJ, Jhun HJ. Occupational stress in relation to cerebrovascular and cardiovascular disease: longitudinal analysis from the NSDSOS Project. *Korean J Occup Environ Med* 2007;19(2):105-14. (Korean)
- 17) Oh SW, Jung KT, Park JY. The association of health risks with absenteeism and presenteeism. *Korean J Occup Environ Med* 2007;19(4):304-14. (Korean)
- 18) Yoon J, Yi K, Kim S, Oh J, Lee J. The relationship between occupational stress and musculoskeletal symptoms in call center employees. *Korean J Occup Environ Med* 2007;19(4):293-303. (Korean)
- 19) Choi ES. The metabolic syndrome and associated risk factors among male workers in an electronics manufacturing company. *Korean J Occup Environ Med* 2005; 18(1):35-45. (Korean)
- 20) Kim KH, Kim JW, Kim SH. Influences of job stressors on psychosocial well-being, fatigue and sleep sufficiency among firefighters. *Korean J Occup Environ Med* 2006; 18(3):232-45. (Korean)
- 21) Kang HT, Im HJ, Kim YK, Ju YS, Lee HP, Kim JM, Kwon YJ. Predictors of return to work and job retention after work-related injury or illness. *Korean J Occup Environ Med* 2006;18(3):221-31. (Korean)
- 22) Youn KW, Lee SY, Yim SH. Human factors involved in traffic accidents and unsafe driving behaviors of taxi drivers. *Korean J Occup Environ Med* 2006;18(4):307-17. (Korean)
- 23) Adler NE, Boyce T, Chesney MA, Cohen S, Folkman S, Kahn RL, Syme SL. Socioeconomic status and health. The challenge of the gradient. *Am Psychol* 1994; 49(1):15-24.
- 24) Pappas G, Queen S, Hadden W, Fisher G. The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986. *N Engl J Med* 1993;329(2):103-9.
- 25) Kawachi I. Income Inequality and Health. In: Berkman LF, Kawachi I(eds) *Social Epidemiology*. Oxford University Press. New York. 2000. pp 76-94.
- 26) Buscaglia JM, Kapoor S, Jagannath SB, Krishnamurty DM, Shin EJ, Okolo PI. Disparities in demographics among patients with pancreatitis-related mortality. *JOP* 2009;10(2):174-80.
- 27) Baral S, Sifakis F, Cleghorn F, Beyrer C. Elevated risk for HIV infection among men who have sex with men in low- and middle-income countries 2000-2006: a systematic review. *PLoS Med* 2007;4(12):e339.
- 28) Rao SV, Kaul P, Newby LK, Lincoff AM, Hochman J, Harrington RA, Mark DB, Peterson ED. Poverty, process of care, and outcome in acute coronary syndromes. *J Am Coll Cardiol* 2003;41(11):1948-54.
- 29) Khang YH, Lee SI, Lee MS, Jo MW. Socioeconomic mortality inequalities in Korea labor & income panel study. *Korean J Health Pol Admin* 2004;14(4):1-20. (Korean)
- 30) Khang YH, Kim HR. Relationship of education, occupation, and income with mortality in a representative longitudinal study of South Korea. *Eur J Epidemiol* 2005;20(3):217-20.
- 31) Khang YH, Cho SI, Yang S, Lee MS. Socioeconomic differentials in health and health related behaviors: Findings from the Korea Youth Panel Survey. *J Prev Med Public Health* 2005;38(4):391-400. (Korean)
- 32) Chun EJ, Jang SN, Cho SI, Cho Y, Moon OR. Disparities in participation in health examination by socioeconomic position among adult seoul residents. *J Prev Med Public Health* 2007;40(5):345-50. (Korean)
- 33) Choi YJ, Jeong BG, Cho SI, Jung-Choi K, Jang SN, Kang MN, Khang YH. A review on socioeconomic position indicators in health inequality research. *J Prev Med Public Health* 2007;40(6):475-86. (Korean)
- 34) Choi MC, Song YH, Rhee SY, Woo JT. Framingham

- risk scores by occupational group: Based on the 3rd Korean National Health and Nutrition Examination Survey. *Korean J Occup Environ Med* 2009;21(1):63-75. (Korean)
- 35) Noh D, Wang JH, Choi H, Lim S, Kim K, Won CW, Jung-Choi K. The effect of shift work on the level of self-rated health. *Korean J Occup Environ Med* 2010; 22(3):200-9. (Korean)
- 36) Kim K, Chung HJ, Chang S, Kim H, Jung-Choi K. Self-rated health level comparisons by the criteria of precarious employment status: The Korean Labor and Income Survey. *Korean J Occup Environ Med* 2010; 22(3):240-50. (Korean)
- 37) Chung TH, Kim MC, Lee JH, Choi CH, Kim CS. The impact of weight changes on metabolic syndrome over a time period of 8 years in Korean male workers. *Korean J Occup Environ Med* 2010;22(1):20-8. (Korean)
- 38) Ecob R, Davey Smith G. Income and health: What is the nature of the relationship? *Soc Sci Med* 1999;48(5): 693-705.
- 39) McClements LD. Equivalence scales for children. *J Public Econ* 1977;8(2):191-210.
- 40) Krieger N, Chen JT, Selby JV. Comparing individual-based and household-based measures of social class to assess class inequalities in women's health: a methodological study of 684 US women. *J Epidemiol Community Health* 1999;53(10):612-23.
- 41) West P, Macintyre S, Annandale E, Hunt K. Social class and health in youth: findings from the west of Scotland twenty-07 study. *Soc Sci Med* 1990;30(6): 665-73.
- 42) West P. Inequalities? social class differentials in health in British youth. *Soc Sci Med* 1988;27(4):291-6.
- 43) Glendinning A, Love JG, Hendry LB, Shucksmith J. Adolescence and health inequalities: extensions to Macintyre and West. *Soc Sci Med* 1992;35(5):679-87.
- 44) Williams JM, Currie CE, Wright P, Elton RA, Beattie TF. Socioeconomic status and adolescent injuries. *Soc Sci Med* 1997;44(12):1881-91.
- 45) Grundy E, Holt G. The socioeconomic status of older adults: how should we measure it in studies of health inequalities? *J Epidemiol Community Health* 2001; 55(12):895-904.
- 46) Mackenbach JP, Kunst AE, Cavelaars AE, Groenhouf F, Geurts JJ. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. The EU Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. *Lancet* 1997; 349(9066):1655-9.
- 47) Gravelle H, Sutton M. Income related inequalities in self assessed health in Britain: 1979-1995. *J Epidemiol Community Health* 2003;57(2):125-9.
- 48) Khang YH, Kim HR. Socioeconomic mortality inequality in Korea : Mortality follow-up of the 1998 National Health and Nutrition Examination Survey (NHANES) data. *J Prev Med Public Health* 2006; 39(2):115-22. (Korean)
- 49) Kim IH, Peak DM, Cho SI. Does non-standard work affect health? *J Prev Med Public Health* 2005;38(3): 337-44. (Korean)
- 50) Jeong JH, Choi KS. Decomposition of income inequality in Korea. *Korean Econ Rev* 2001;49(3):39-64. (Korean)
- 51) Kennedy BP, Kawachi I, Glass R, Prothrow-Stith D. Income distribution, socioeconomic status, and self rated health in the United States: multilevel analysis. *BMJ*. 1998;317(7163):917-21.
- 52) Sacker A, Firth D, Fitzpatrick R, Lynch K, Bartley M. Comparing health inequality in men and women: prospective study of mortality 1986-96. *BMJ*. 2000; 320(7245):1303-7.
- 53) Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav* 1997;38(1):21-37.
- 54) Jee SH, Ohrr HC, Kim IS. Self rated health and mortality in elderly-Kangwha cohort, 8-year follow up. *Korean J Epidemiol* 1994;16(2):172-80. (Korean)
- 55) Kweon SS, Kim SY, Im JS, Sohn SJ, Choi JS. Self-rating perceived health : the influence on health care utilization and death risk. *Korean J Prev Med* 1999;32(3): 355-60. (Korean)
- 56) Turrell G. Income non-reporting: implications for health inequalities research. *J Epidemiol Community Health* 2000;54(3):207-14.
- 57) Duncan GJ. Income dynamics and health. *Int J Health Serv* 1996;26(3):419-44.
- 58) McDonough P, Duncan GJ, Williams D, House J. Income dynamics and adult mortality in the United States, 1972 through 1989. *Am J Public Health* 1997;87(9):1476-83.