보건행정학회지: 제 19 권 제 2호
Korean J. of Health Policy & Administration
Vol. 19, No.2, June 2009 ; 85-110

▧ 원 저 ▧

임금근로자의 고용형태와 소득수준에 따른 건강차이

우혜경†, 문옥륜*, 박종혁
국립암센터, 인제대학원대학교 보건경영학과*

〈 Abstracts 〉

The Difference of Health According to employment Status and Income Level of Wage-Earners

Hye Kyung Woo†, Ok Ryun Moon*, Jong Hyock Park
National Cancer Center,
*Department of Health Services Administration, Inje Institute of Advanced Studies**

The aim of this study was to examine whether health status is different according to employment status and income level in wage-earners.

We analyzed wage-earners of 2199 men and 1194 women aged 30-64 years, using data from the 2006 Korean Labor and Income Panel Study(KLIPS). The difference of health status according to employment status and income level was compared with the multiple logistic regression and the standardized concentration index of ill-health.

The risk of ill-health was high when waged-earners had low income. The same is true for poor employment status when their employment status was unstable as in manual laborers, irregular workers, temporary, daily workers or part-time workers. furthermore, the wage-earners with lower income and a relatively disadvantageous employment status showed the lowest health status compared to other groups. Ill-health was relatively more concentrated in lower income group and poor employment status. This study identified the existence of health

* 접수: 2009년 3월 17일, 수정: 2009년 6월 17일. 심사완료 : 2009년 6월 25일
† 교신저자:우혜경, 국립암센터(031-920-2943, whk@ncc.re.kr)

inequality among various employment status of wage-earners.

It is suggested that policies that deal with the inequality in social class may have an important impact on the health of the population.

Key Word : health inequality, wage-earner, income, employment status

Ⅰ. 서 론

최근 한국의 빈곤과 관련되어 활발하게 연구되는 주제 중 하나는 근로빈곤층(working poor)에 관한 것이다. 1997년 경제위기 이후 노동시장의 유연화(labor flexibility)에 따른 고용불안정성의 증가로 일을 하고 있음에도 불구하고 빈곤한 사람들이 점차 증가하고 있다(이병희 외, 2008). 최근의 글로벌 금융위기로 시작된 경제 불안이 실물 경제로 확산되면서 경제위기가 본격화 되고 있는 가운데, 위기의 고통은 일차적으로 노동시장 약자에게 집중될 것이며, 노동시장의 양극화 과정과 이들의 불평등은 더욱 심화될 것으로 전망된다. 정부는 2004년 하반기 이후 '일을 통한 빈곤탈출 지원정책', '사회적 일자리 창출사업', 근로소득 보전제도' 등을 연이어 발표함으로써 근로빈곤층 문제에 깊은 관심을 보이고 있다. 하지만, 노동시장에서 기인하는 차별적 요소가 적극적으로 고려되지 않은 노동시장의 유인은 근로빈곤층의 문제를 근본적으로 해결하기 어렵다. 위기탈출을 위한 한시적 일자리는 또다시 실업으로의 이행이 될 가능성이 크기 때문이다. 따라서 이러한 정책이 제대로 수립되기 위해서는 근로빈곤층에 대한 개념정립, 규모, 실태 등에 대한 체계적이고 다각적인 연구가 전제 되어야 한다. 이는 자활사업과 기초생활보장제도 등을 비롯한 사회보장체계의 개편을 통한 효과있는 정책의 중요한 근거로서 필요한 부분이다. 여기에 근로빈곤층 및 취약노동계층에 대한 국가의 보건 및 복지관련 정책도 예외가 될 수 없다. 일찍이 Adam Smith가 노동자의 건강상태에 대해서도 관심을 가졌던 것과 같이 노동자의 건강은 경제학의 고유한 주제이며(이승렬, 2007), 건강은 교육과 더불어 대표적인 인적자본(human capital)으로 간주되기 때문이다(Becker GS, 1993; 이덕희 외, 2003).

노동시장에서 노동환경과 형태는 개별 노동자들의 경험과 성과에 영향을 미치며, 이것은 궁극적으로 건강에 영향을 미친다. 이와 관련하여 여러 국가에서 지속적인 실증과 논의가 이루어지고 있으며(Rogot E et al, 1992; Virtanen M et al, 1995; Stronks K et al, 1997; Geyer S et al, 2000), 한국에서도 노동시장에서의 건강연구는 최근 약진(躍進)하고 있다. 사회계급 분류의 활용으로 직업과 건강(사망률)과의 관련성을 보여준 연구(손미아,

2002; 강영호 외, 2004; 강영호 외,2006)와 고용형태별로 노동시장에서 차별성과 관련하여 건강의 차이를 살펴본 연구(김일호 외, 2005; Kim IH et al, 2006; 박진욱 외, 2007; Kim IH et al, 2008; Kim MH et al, 2008)를 축으로 건강불평등을 밝히고 있다. 이러한 선행연구들은 사회경제적 수준에 따른 건강불평등의 분포실태를 파악하고, 노동시장에서의 차별적 요소와 불건강과의 연관성을 객관적으로 증명했다는데 큰 의의를 가지고 있다. 하지만, 이들의 연구가 근로빈곤층 문제를 해결하기 위한 최근의 정부 정책의 명확한 근거가 되기는 어렵다. 정책결정과정에서 차용되는 근로빈곤층의 개념이 한국의 선행연구에서 분석된 차별적 성격의 근로형태의 단일개념이기보다는 확장된 의미이기 때문이다. 근로빈곤층(working poor)의 개념[1]은 "가구소득이 빈곤선 이하인 가구의 구성원 중 근로능력이 있거나 취업상태에 있는 구성원"을 지칭한다(노대명 외, 2004). 즉, 근로빈곤층은 저임금노동자로 단순히 이해되기 쉽지만, 빈곤여부를 판단하는 가구단위 기준소득(빈곤선)의 적용을 받는다는 점에서 가구단위 기준과 개인단위 기준이 함께 적용되는 집단이다. 또한 일부 연구에서는 건강과 소득과의 관계가 교육수준 또는 직업계층과의 관계보다 더 강력하며, 특히 낮은 직업계층보다 낮은 가구소득이 오히려 노동자의 불건강에 더 큰 영향을 미친다고 보고한다(Stronks K et al, 1997; Geyer S et al, 2000). 따라서 국가적 차원에서 근로빈곤층 등을 비롯한 노동취약계층의 사회안전망 확충을 위한 보건 및 복지정책의 근거를 마련하기 위해서는 고용형태에 따른 건강의 수준과 분포를 파악하는 것뿐만 아니라, 이를 가구단위 소득과 접목하여 살펴보는 것이 필요하다. 이에 본 연구의 목적은 다음과 같다. 첫째, 고용형태로 비교적 직업적 계층화가 용이한 임금근로자를 대상으로 고용형태에 따른 건강차이를 분석해 보고, 여기에 가구단위의 소득이 어떤 영향을 끼치는지 확인해 볼 것이다. 둘째, 노동시장에서 임금근로자의 고용형태에 따른 건강차이를 가구소득수준과 함께 접목하여, 국가의 정책적 개입에서 주로 차용되는 '근로빈곤층'의 본질적 개념에 입각한 계층별 건강수준의 차이를 재분석해 보고자 한다.

Ⅱ. 연구 방법

1. 연구자료 및 대상자

본 연구는 <한국노동연구원>의 2006년(9차 조사자료)에 구축된 『한국노동패널조사

1) 연구자 사이에서 근로빈곤층은 다양한 방식으로 정의되고 있다. 연구자에 따라 근로빈곤층은 때로는 취업빈곤층(빈곤가구의 취업자)을, 때로는 경활빈곤층(빈곤가구의 취업자와 실업자)을, 때로는 근로능력을 가진 빈곤층을 지칭하는 것으로 정의된다(노대명 외, 2004).

(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS)』 자료를 바탕으로 설계하였다. KLIPS자료는 제주도를 제외한 전국에서 추출한 한국의 대표 가구표본(5,000가구)과 15세 이상 가구원을 개인표본으로 구성된 자료이다.

본 연구에서 사용된 표본은 30-64세 연령의 남녀 대상자 총 7,402명 중에 임금근로자[2] 4,152명(전체의 56.1%)을 추출 하였고, 추가적으로 주요변수별 결측치와 이상치를 제거한 표본 총 3,368명(남성 2,199명, 여성 1,169명)을 최종 연구대상자로 선정하였다. 보통 생산연령의 범주를 15세부터 64세까지로 보고 있지만, 본 연구에서 30세 미만 대상자를 포함시키지 않은 이유는 최근 청년층에서 노동시장에 진입하는 연령(교육부, 2000년 기준 한국 27.2세, OECD 평균 22.0세)이 점차 늦어짐에 따라 불안정한 취업연령을 제외하여 대상자의 보다 명확한 사회경제적 위치를 파악하기 위함이다.

2. 변수의 구성

임금근로자의 소득수준과 고용형태에 따른 건강의 차이를 분석하기 위하여 소득변수, 네 가지 변수로 상세화한 고용형태변수, 그리고 주관적 건강상태 변수를 주요 변수로 구성하였고, 이들의 관계에 영향을 미칠 수 있는 혼란변수로서 성별, 연령, 혼인상태, 교육수준 및 건강행태(흡연 및 음주여부)변수를 보정변수로 추가 구성하였다(Figure 1).

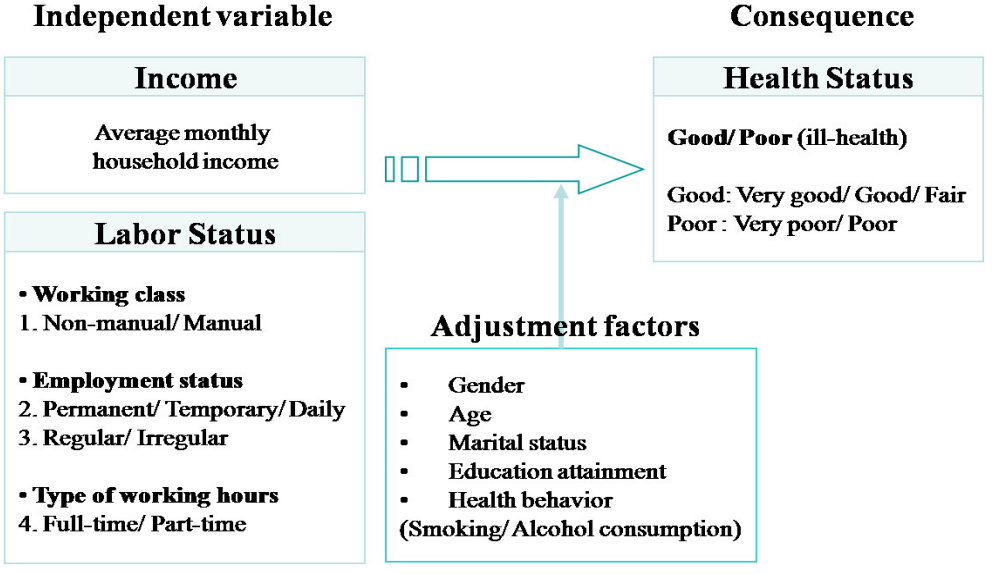

Figure 1. Study variables and their definitions.

2) 임금근로자는 타인 또는 회사에 고용되어 보수(돈)를 받고 일하는 경우로서 노동패널자료에서 범주화된 임금근로자는 직장 및 아르바이트 등이 모두 포함된다.

1) 소득수준

KLIPS자료는 개인의 월별 근로소득과 가구소득을 나누어 두 가지를 모두 조사하고 있지만, 본 연구에서 소득변수로서 가구소득을 선택하였는데, 그 이유는 보통 빈곤여부의 정책적 판단이 가구단위 기준소득(빈곤선)의 적용을 받기 때문이다. 통념적으로 근로빈곤층은 저임금노동자를 지칭하는 것으로 이해되기 쉽지만, 본질적인 측면에서 근로빈곤층과 저임금노동자는 중첩도가 크지만 다른 층위의 집단을 지칭하는 다른 개념이다. 개인근로소득이 저임금이지만 다른 가구원의 소득을 합칠 경우 가구소득이 빈곤선을 초과하는 가구가 존재하고, 다른 한편에서는 빈곤가구 구성원이지만 개인 근로소득이 저임금이 아닌 경우가 존재하기 때문이다(노대명 외, 2004). 따라서 본 연구에서 사용되는 '소득수준'이라는 개념은 근로자의 임금(혹은 월급)으로서의 소득이 아니라, 가구원 수를 보정한 가구의 총 소득을 의미한다. 소득은 KLIPS자료에서 가구소득 항목으로 지난 한 해동안의 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험 수혜금, 이전소득 및 기타소득이 모두 조사되기 때문에 6가지 항목별 소득을 모두 12개월로 나눠 합산하였다. 이러한 가구소득에 대하여 가구원 수의 효과를 보정한 등가소득(equivalent income)을 산출하기 위하여 가구균등화지수(등가탄력성, equivalence scale)을 적용하였다. 연구에서는 OECD 국가 간 비교에서 사용하는 0.5를 가구균등화지수로 삼아, 가구소득을 가구원 수의 0.5승으로 나눴다. 한국의 다른 연구에서도 가구균등화지수를 0.5로 삼고 있다(박찬용 등, 1999; 정진호 등, 2002; 강영호, 2004에서 재인용). 이 연구에서 가구원 수 보정 월 가구소득은 다음과 같이 계산된다.

$$\text{가구원 수 보정 월 가구소득} = (\text{월 가구소득}) \div (\text{가구원수})^{0.5}$$

월 가구소득은 총 4계층의 소득수준으로 분류하였다. 우선 정부가 빈곤여부 판단을 위해 가구단위 기준으로 사용하는 최저생계비(절대빈곤선)를 기준[3]으로 가구원 수별 최저생계비 이하의 가구소득에 포함되는 근로자는 근로빈곤층(Working Poor; Ⅳ, 가장 낮은 소득수준집단)으로 구분하였고, 최저생계비를 초과하는 가구소득에 포함되는 근로자는 별도로 3분위하여 가구원수 보정 월 가구소득수준을 3계층(Ⅰ,가장 높은 소득수준집단; Ⅲ, 낮은 소득수준집단)으로 분류하였다. 최저생계비 기준은 본 연구에서 사용된 조사 자료가 2006년(9차 조사)에 구축된 점을 감안하여 정부의 2006년도 최저생계비 기준(보건복지부, 2005)[4]을 적용하였다.

3) 빈곤을 측정하는 가장 대표적인 지표로는 절대빈곤선과 상대빈곤선이 사용된다. 빈곤선을 산출하는 기준은 연구자에 따라서 다르겠지만, 가장 보편적인 것이 절대빈곤선과 상대빈곤선의 개념이다. 절대빈곤선은 보건복지부에서 매년 발표하는 가구원 수별 최저생계비를 기준으로 그 이하의 소득을 얻고 있는 가구를 빈곤선 이하의 가구로 정하여 계산되고, 상대빈곤선은 가구총소득이 중위소득의 50% 이하에 속하는 계층으로 계산된다(남재량 외, 2008).

4) 국민기초생활 보장법 제 6조 제 2항에 의거한 2006년도 최정생계비 개정 공표(안) 적용, (4인 가구 기준 월 최저생계비: 1,170,422원)

2) 고용형태

일자리 형태 중 임금근로자만을 추출한 자료에서 다시 고용형태[5]를 4가지 기준에 의해서 상세 분류였다. 우선 통계청의 『한국표준직업분류』 지침에 의해서 직업별 분류에 따라 [대분류 1–3]를 비육체직(Non–manual)으로, [대분류 4–9]를 육체직(Manual)으로 나누어 노동계층변수를 생성하였다. 한국표준직업분류의 대분류를 육체직과 비육체직으로 분류하여 사회경제적 위치 지표로 사용할 경우, 서비스직/판매직[대분류 4–5]을 무엇으로 분류할지는 많은 이견이 있다. 최용준 등(2007)의 연구에 의하면, 전통적으로 이들 직종은 비육체직으로 구분되었지만, 최근 노동시장 변화를 고려할 때 이들은 육체직으로 구분하는 것이 바람직하며, 특히 전체 여성노동자 중 이들 직종에 종사하는 여성의 비중이 높기 때문에 이러한 분류 원칙은 특히 여성에게 중요하다고 설명하고 있다. 종사상 지위에 따라 상용직(Permanent), 임시직(Temporary), 그리고 일용직(Daily)노동자를 구분하기 위한 변수를 생성하였다. 또한 정규직(Regular) 및 비정규직(Irregular)노동자를 구분한 변수와 전일제(Full–time) 및 시간제(Part–time)로 구분한 근로시간형태 변수를 추가로 구성하였다. KLIPS에서 조사대상자에게 질문되는 고용형태의 분류기준과 용어에 대한 설명은 다음과 같다(남재량 외 2008).

종사상 지위 I	상용직	근로계약기간이 1년 이상인 근로자이거나, 정해진 계약기간 없이 본인이 원하면 계속 일할 수 있는 경우
	임시직	근로계약기간이 1개월 이상 1년 미만인 근로자이거나, 근로계약기간이 없더라도 1년 이내에 이 일이 끝날 것이라고 생각되는 경우
	일용직	근로계약기간이 1개월 미만인 근로자이거나, 매일매일 고용되어 일당제 급여를 받고 일하거나, 일정한 장소 없이 돌아다니면서 일한 대가를 받는 경우
종사상 지위 II	정규직	타인 또는 회상에 고용되어 보수(돈)을 받고 일하는 경우
	비정규직	단기간 계약직이나 임시직, 일용직 근로자로서 타인 또는 회사에 고용되어 보수(돈)를 받고 일하는 경우
근로시간형태	전일제	시간제 근로가 아닌 일반적인 경우
	시간제	파트타임, 아르바이트로 일하거나 같은 업무에 종사하는 사람들보다 적은 시간 동안 일하는 경우, 또는 임금이 시간 단위로 지급되는 경우

5) 연구자마다 임금근로자의 고용조건을 분류 성격에 따라 노동지위, 노동조건, 노동형태 및 고용지위 등으로 다르게 정의할 수 있겠으나, 본 연구에서는 노동계층(비육체/육체노동), 종사상 지위(상용직/임시직/일용직), 고용형태(정규직/비정규직), 그리고 근로시간형태(전일제/시간제)의 4가지 상세 분류기준을 모두 포괄하여 ‘고용형태’로서 조작적 정의를 하고자 한다.

3) 건강수준

건강수준을 측정하는 지표는 비교적 다양하지만, 본 연구에서는 KLIPS자료에서 유일하게 건강 관련변수로 포함한 주관적 건강상태(Self-Assessment Health, 이하 SAH)지표를 건강수준 측정지표로 사용하였다. 자기보고(self-reported)에 의한 SAH지표는 역학적 연구에서 인구집단의 건강수준을 측정하기 위한 도구로 광범위하게 활용되어온 건강결과변수이다(건강형평성학회, 2007). SAH는 사망률의 예측지표로서 널리 이용되고 있는데(Mossey JM et al., 1982; Idler et al., 1997; Mackenbach JP et al., 2002), 한국의 연구에서도 이 지표는 사망률을 예측하는 건강수준 측정지표로서 타당성이 있는 것으로 나타났다(지선하 외, 1994; 권순석 외, 1999; 우혜경 외, 2008). KLIPS자료에 포함된 SAH지표는 "아주 건강하다(1)" ~ "건강이 아주 안 좋다(5)" 의 5점 척도로 이루어져 있는데, 본 연구에서는 건강 수준 중 "건강하지 않은 편이다(4)" 와 "건강이 아주 안 좋다(5)"를 불 건강(ill-health)으로 정의하였다. 보통 5점 척도로 이루어진 주관적 건강상태에 따른 사망위험의 차이가 "건강하지 않은 편이다" 와 "건강이 아주 안 좋다"는 응답자에게서 크게 높아지는 양상을 보인다(지선하 외, 1994; 우혜경 외, 2008). 이러한 일정한 문턱효과(threshold effect)에 근거한 양상을 살펴볼 때, 5점 척도의 주관적 건강상태를 이분형 척도로 재분류하는 경우에는 주관적 건강상태가 "건강하지 않은 편이다"와 "건강이 아주 안 좋다"를 불 건강으로 정의하는 것이 바람직 한 것으로 보인다.

3. 분석방법

고용형태에 따른 불건강 수준을 살펴보기 위해 다변량 로지스틱 회귀모형(Multiple Logistic Regression model)으로 분석하였고, 각 수준별 불건강 교차비(Odds Ratio)와 95% 신뢰구간을 산출하였다. 소득효과를 확인하기 위해 Model을 나누어 분석하였는데, Model Ⅰ은 변수를 보정하지 않은 것이고, Model Ⅱ는 연령, 결혼상태, 교육수준, 흡연 및 음주상태를 보정하여 분석된 것이다. 그리고 Model Ⅲ은 여기에 소득을 추가하여 보정하였다. 고용형태와 소득수준에 의한 건강차이를 확인하기 위하여 4가지 분류기준에 의해 생성된 고용형태 변수를 3분위로 구분된 소득계층으로 층화(stratification)하여 다시 같은 분석을 시행하였다. 이와 같은 분석은 SAS 9.1 version을 이용하였다.

또한 고용형태별로 나누어 소득격차에 따른 건강수준을 살펴보기 위해 소득수준의 10분위 인구 누적점유율을 구하고, 불건강 집중지수(ill-health concentration index; CI)를 산출하였다. 집중지수는 집중곡선과 대각선 사이의 면적을 두 배로 곱한 값이며, 건강수준이나 의료이용의 불평등 정도를 소득수준과 체계적으로 연관시켜 측정하는 지수(Index)이다. Figure 2는 저소득계층에게 불건강이 더 집중되는 양상의 집중곡선(concentration curve)

을 설명한다. 만일 건강상태가 소득 집단별로 균등하게 분포되어 있으면 건강집중곡선은 대각선(평등곡선)과 일치하여 집중지수는 "0"의 값을 가진다. 그리고 집중곡선이 대각선 위에 위치하여 집중지수가 음수의 값(negative value)을 가지게 되면, 저소득층 사이에서 불건강(ill health)이 집중된 상태로서 소득계층별 건강 불평등이 존재한다는 의미이다(O' 'Donnell O. 외, 2008)(Figure 2). 집중지수는 아래의 계산식으로 spreadsheet program에서 쉽게 계산할 수 있다. 본 연구에서는 SAS 9.1과 Excel program을 병용하여 집중지수를 산출하였다.

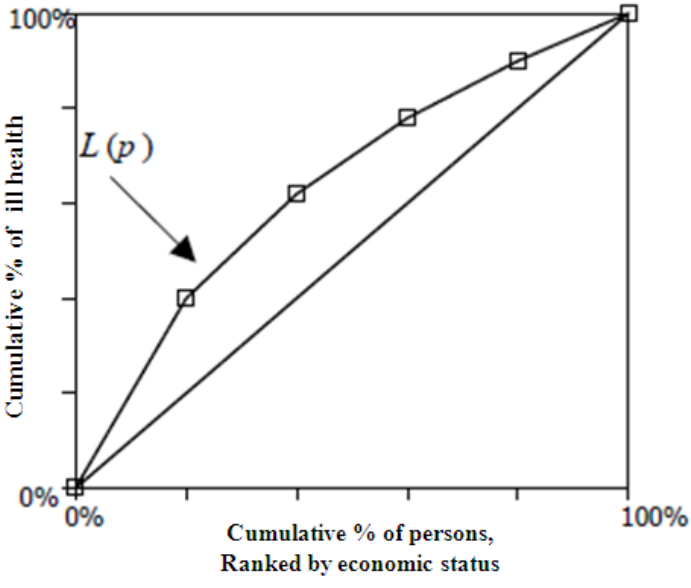

Figure 2. Ill-health concentration curve.
(source: O''Donnell O. et al., 2008)

$$C = (p_1 L_2 - p_2 L_1) + (p_2 L_3 - p_3 L_2) + \ldots\ldots + (p_{T-1} L_T - p_T L_{T-1})$$

C = 불건강 집중지수(ill-health concentration index)

Pi = 소득계층의 누적 백분율

L(p)= 소득계층에 대응하는 집중곡선의 세로축(Y)좌표 불 건강 누적 백분율

T= 소득계층 수

Ⅲ. 연구결과

1. 연구 대상자의 일반적인 특성

Table 1은 연구대상자의 일반적 특성에 따른 분포양상이며, 전체 연구대상자는 3,368명으로, 남자 2,199명, 여자 1,169명이었다. 연령별로 살펴보면, 30대에서 남, 여 모두 가장 높은 비율을 나타냈고, 연령이 증가할수록 분포가 적어지는 양상을 보였다. 혼인상태는 남, 여 모두 기혼자의 비율이 가장 많았고. 그 외 독신인 경우는 10% 내외 수준이었다. 교육수준별 분포를 보면, 남성의 경우 전문대 졸업 이상의 비율이 43.2%로 가장 높았고, 여성은 고등학교 졸업자가 37.6%로 높은 비율이었다. 한편, 대상자의 건강행태를 살펴보기 위해 현재 흡연상태와 음주소비상태를 분석한 결과, 남성의 경우 57.8%가 현재 흡연자였고, 여성은 흡연경험이 없는 비흡연자의 비율이 96.2%였다. 음주소비에서 남성은 84.7%의 대상자 대부분이 음주를 하는 것으로 나타났고, 여성도 53.1%가 현재 음주자인 것으로 분석되었다. 두 개의 범주로 구분한 연구대상자의 건강상태에서 남성의 경우 6.2%의 대상자가 불건강했고, 여성의 경우 11.6%의 대상자가 불건강한 것으로 나타났다. 빈곤선(최저생계비)이하의 근로빈곤층의 비율은 남성의 경우 8.5%였고, 여성은 12.2%로 나타났다. 가구원 수를 보정한 월 가구소득을 제외하면, 모든 변수들의 분포는 성별 유의한 차이가 있었다($p < .0001$)(Table 1).

4가지 상세 분류기준에 의해 구분된 고용형태별 임금근로자의 분포는 Table 2에서 설명하고 있다. 우선 노동계층(working class)의 분류에서 남성의 경우 비육체직과 육체직은 각각 42.4%, 57.6%였고, 여성의 경우 비육체직과 육체직은 각각 전체의 40.6%, 59.4%로 남, 녀 모두 육체직의 비율이 비육체직에 비해 약간 많은 것으로 분석되었다. 종사상 지위(employment status (1)) 분류기준에 의해 상용직/임시직/일용직이 분류되었는데, 남성과 여성 모두 상용직의 비율이 높았다. 고용상태(employment status (2)) 분류에서는 남성의 경우 정규직이 전체의 73.0%로 높은 비율이었고, 여성은 전체의 57.4%로 남성에 비하여 낮은 수준이었다. 또한 노동시간형태(type of work hours)에 대해서는 남성과 여성 모두 전일제 근로자의 비율이 높은 수준이었다. 고용형태에 따른 분포는 모두 성별 유의한 차이가 있었다($p < .0001$)(Table 2).

2. 고용형태와 소득수준에 따른 건강차이

임금근로자의 고용형태에 따른 불 건강(ill-health) 수준을 살펴보고, 여기에 소득효과를 추가적으로 살펴보기 위해 분석모형을 세 가지로 나누어 다변량 로지스틱 회귀분석(Multiple Logistic Regression)으로 분석한 결과는 Table 3과 같다. 연령, 결혼상태, 교

Table 1. General characteristics of study subject

General Characteristics	Men		Women		Total	
	No.	(%)	No.	(%)	No.	(%)
Total	2,199	(100.0)	1,169	(100.0)	3,368	(100.0)
Age *						
30-39	977	(44.4)	441	(37.7)	1,418	(42.1)
40-49	641	(29.2)	431	(36.9)	1,072	(31.8)
50-64	581	(26.4)	297	(25.4)	878	(26.1)
Marital status *						
married	1,708	(77.7)	867	(74.2)	2,575	(76.5)
Separated/ Divorced	136	(6.2)	92	(7.9)	228	(6.8)
Widowed	10	(0.5)	99	(8.5)	109	(3.2)
Never married	345	(15.7)	111	(9.5)	456	(13.5)
Education attainment (year of education) *						
College education or beyond (14+)	950	(43.2)	354	(30.3)	1,304	(38.7)
High school graduates (12-13)	844	(38.4)	440	(37.6)	1,284	(38.1)
Middle school graduates (9-11)	263	(12.0)	198	(16.9)	461	(13.7)
Elementary school graduates (6-8)	124	(5.6)	138	(11.8)	262	(7.8)
Less than elementary school graduates(<6)	18	(0.8)	39	(3.3)	57	(1.7)
Equivalent household income †						
Ⅰ(highest)	683	(31.1)	342	(29.3)	1,025	(30.4)
Ⅱ	667	(30.3)	345	(29.5)	1,012	(30.1)
Ⅲ	662	(30.1)	340	(29.1)	1,002	(29.8)
Ⅳ(lowest, working poor)	187	(8.5)	142	(12.2)	329	(9.8)
Smoking status *						
Non-smoker	369	(16.8)	1,124	(96.2)	1,493	(44.3)
Ex-smoker	560	(25.5)	23	(2.0)	583	(17.3)
Current smoker	1,270	(57.8)	22	(1.9)	1,292	(38.4)
Alcohol consumption *						
Non-drinker	165	(7.5)	453	(38.8)	618	(18.3)
Ex-drinker	171	(7.8)	95	(8.1)	266	(7.9)
Current drinker	1,863	(84.7)	621	(53.1)	2,484	(73.8)
Health status *						
Good	2,063	(93.8)	1,034	(88.5)	3,097	(92.0)
Poor (Ill-health)	136	(6.2)	135	(11.6)	271	(8.1)

* p <.0001, Statistical analysis was performed using the χ^2-test.

† Household income adjusted familly number; Ⅰ-Ⅲ groups are equivalent household income terciles except for working poor(Ⅳ)

Table 2. Distribution of study subjects according to labor status

Labor Status		Men		Women		Total	
		No.	(%)	No.	(%)	No.	(%)
Total		2,199	(100.0)	1,169	(100.0)	3,368	(100.0)
Ⅰ. Working class *							
	Non-manual	933	(42.4)	475	(40.6)	1,408	(41.8)
	Manual	1,266	(57.6)	694	(59.4)	1,960	(58.2)
Ⅱ. Employment status(1) *							
	Permanent	1,760	(80.0)	837	(71.6)	2,597	(77.1)
	Temporary	122	(5.6)	199	(17.0)	321	(9.5)
	Daily	317	(14.4)	133	(11.4)	450	(13.4)
Ⅲ. Employment status(2) *							
	Regular	1,606	(73.0)	671	(57.4)	2,277	(67.6)
	Irregular	593	(27.0)	498	(42.6)	1,091	(32.4)
Ⅳ. Type of work hours *							
	Full-time	2,164	(98.4)	1,031	(88.2)	3,195	(94.9)
	Part-time	35	(1.6)	138	(11.8)	173	(5.1)

* p <.0001, Statistical analysis was performed using the χ^2-test.

Table 3. Ill-health risk (odds ratio) according to labor status

Labor Status			Model Ⅰ*		Model Ⅱ†		Model Ⅲ‡	
			OR	(95% CI)	OR	(95% CI)	OR	(95% CI)
Men	Ⅰ. Working class							
		Non-manual	1.00		1.00		1.00	
		Manual	1.90	(1.29-2.78)	1.22	(0.78-1.91)	1.11	(0.71-1.74)
	Ⅱ. Employment status(1)							
		Permanent	1.00		1.00		1.00	
		Temporary	2.44	(1.32-4.52)	1.86	(0.98-3.54)	1.78	(0.94-3.39)
		Daily	3.04	(2.05-4.52)	2.15	(1.37-3.35)	2.04	(1.30-3.19)
	Ⅲ. Employment status(2)							
		Regular	1.00		1.00		1.00	
		Irregular	2.06	(1.44-2.93)	1.51	(1.03-2.23)	1.44	(0.97-2.12)
	Ⅳ. Type of work hours							
		Full-time	1.00		1.00		1.00	
		Part-time	4.71	(2.09-10.58)	4.44	(1.93-10.18)	4.08	(1.77-9.43)
Women	Ⅰ. Working class							
		Non-manual	1.00		1.00		1.00	
		Manual	3.21	(2.06-5.02)	1.26	(0.72-2.18)	1.04	(0.59-1.82)
	Ⅱ. Employment status(1)							
		Permanent	1.00		1.00		1.00	
		Temporary	2.94	(1.91-4.54)	2.32	(1.47-3.64)	2.25	(1.43-3.54)
		Daily	3.83	(2.39-6.14)	2.42	(1.46-4.02)	2.34	(1.41-3.89)
	Ⅲ. Employment status(2)							
		Regular	1.00		1.00		1.00	
		Irregular	3.07	(2.10-4.48)	2.02	(1.35-3.03)	1.94	(1.29-2.92)
	Ⅳ. Type of work hours							
		Full-time	1.00		1.00		1.00	
		Part-time	1.54	(0.94-2.53)	1.52	(0.91-2.55)	1.48	(0.88-2.47)

Abbreviation: OR, Odds Ratio; CI, Confidence interval
* Model Ⅰ: non-adjusted
† Model Ⅱ: adjusted for age, marital status, education, smoking status and alcohol consumption
‡ Model Ⅲ: adjusted for age, marital status, education, smoking status, alcohol consumption and income level

육수준, 흡연 및 음주상태를 보정하여 고용형태별로 불건강 수준을 분석한 Model Ⅱ을 살펴보면, 남성은 상용직 노동자에 비하여 일용직 노동자의 불건강 가능성이 2.15배(95% CI=1.37-3.35) 높았고, 여성은 상용직 노동자에 비하여 임시직 노동자의 불건강 가능성이 2.32배(95% CI=1.47-3.64), 일용직 노동자의 불건강 가능성이 2.42배(95% CI=1.46-4.02) 높게 나타났다. 또한 남성과 여성 모두 정규직 노동자에 비하여 비정규직 노동자의 불건강 가능성이 높은 것으로 분석되었는데, 남성과 여성의 비정규직 노동자의 불건강 가능성이 각각 1.51배(95% CI=1.03-2.23), 2.02배(95% CI=1.35-3.03)로서 여성이 남성에 비하여 약간 높은 수준이었다. 전일제 노동자에 비하여 시간제 노동자의 불건강 가능성은 남성에서 4.44배(95% CI=1.93-10.18)로 매우 높게 나타났다(Table 3). 고용형태에서 상용직에 비하여 임시/일용직일수록, 정규직에 비하여 비정규직일수록, 전일제에 비하여 시간제 노동자일수록 불건강 위험이 높은 것을 알 수 있다. 이는 상대적으로 취약한 노동형태의 노동자들이 불건강한 것으로 이해될 수 있다. 또한 모든 고용형태계층에서 변수를 보정하지 않은 Model Ⅰ에 비해 Model Ⅱ의 불건강에 대한 교차비(Odds Ratio)가 감소하였는데, 이는 보정된 혼란변수들이 주관적 건강상태에 영향을 미치고 있음을 설명한다. Model Ⅲ는 소득효과를 살펴 보기위해 Model Ⅱ에 소득변수를 추가하여 보정한 모델이다. Model Ⅰ,Ⅱ의 결과에 비하여 소득변수를 추가 보정했을 때, 남성과 여성 모두 불건강 가능성에 대한 교차비(Odds Ratio)가 공통적으로 작아지는 것을 확인할 수 있다(Table 3). 이는 고용형태에 따른 불건강 수준에 소득효과가 비록 적은 수준(모든 계층 분류에서 OR값의 변화량: 0.5 미만)이지만 결과에 영향을 미치는 것으로 해석될 수 있다.

고용형태와 소득수준에 의한 건강차이를 통합적으로 확인하기 위하여 4가지 분류기준에 의해 생성된 고용형태 변수를 4계층의 소득수준으로 층화(stratification)하여 같은 분석을 시행하였고, 그 결과는 Table 4와 같다. 남성의 경우, 고소득 비육체직에 비하여 저소득 육체직(근로빈곤층)의 불건강 가능성은 3.22배(95% CI=1.35-7.62)였고, 고소득 상용직 노동자에 비하여 저소득 임시직 노동자와 일용직 노동자의 불건강 가능성은 각각 8.86배(95% CI=2.51-31.25), 3.07배(95% CI=1.12-8.37)였다. 고소득 정규직노동자에 비하여 저소득 비정규직 노동자의 불건강 가능성은 2.67배(95% CI=1.17-6.06)였다. 여성의 경우, 고소득 비육체직에 비하여 저소득 육체직의 불건강 가능성은 5.22배(95% CI=2.12-12.83)였고, 고소득 상용직 노동자에 비하여 저소득 임시직 노동자와 일용직 노동자의 불건강 가능성은 각각 7.15배(95% CI=2.75-18.54), 9.18배(95% CI=3.46-24.35)였다. 고소득 정규직노동자에 비하여 저소득 비정규직 노동자의 불건강 가능성은 6.69배(95% CI=3.03-14.77)였고, 고소득 전일제 노동자에 비하여 저소득 시간제 노동자의 불건

Table 4. Ill-health risk (odds ratio) according to income level and labor status

		Income Level†							
		Ⅰ (Highest)		Ⅱ		Ⅲ		Ⅳ(Lowest, WP)	
	Labor Status	OR*	(95% CI)	OR	(95% CI)	OR	(95% CI)	OR	(95% CI)
Men	Ⅰ. Working class								
	Non-manual	1.00		1.93	(0.85-4.34)	2.55	(1.08-5.97)	1.63	(0.44-6.03)
	Manual	1.46	(0.64-3.31)	1.59	(0.75-3.33)	2.40	(1.18-4.89)	3.22	(1.35-7.62)
	Ⅱ. Employment status(1)								
	Permanent	1.00		1.11	(0.61-2.03)	1.76	(0.98-3.14)	1.48	(0.61-3.59)
	Temporary	1.53	(0.19-12.35)	1.31	(0.36-4.68)	2.39	(0.83-6.83)	8.86	(2.51-31.25)
	Daily	0.91	(0.20-4.16)	3.41	(1.58-7.37)	2.85	(1.44-5.65)	3.07	(1.12-8.37)
	Ⅲ. Employment status(2)								
	Regular	1.00		1.00	(0.53-1.84)	1.80	(1.00-3.22)	1.66	(0.68-4.06)
	Irregular	0.63	(0.18-2.17)	2.15	(1.09-4.24)	2.02	(1.07-3.78)	2.67	(1.17-6.06)
	Ⅳ. Type of work hours								
	Full-time	1.00		1.30	(0.76-2.19)	1.87	(1.13-3.12)	2.15	(1.09-4.19)
	Part-time	too small sample		7.98	(1.95-32.61)	6.44	(1.86-22.22)	4.93	(0.53-45.54)
Women	Ⅰ. Working class								
	Non-manual	1.00		1.55	(0.51-4.64)	2.21	(0.78-6.22)	2.41	(0.67-8.66)
	Manual	0.89	(0.32-2.50)	1.33	(0.55-3.25)	2.06	(0.86-4.89)	5.22	(2.12-12.83)
	Ⅱ. Employment status(1)								
	Permanent	1.00		0.97	(0.44-2.11)	1.67	(0.81-3.44)	2.77	(1.20-6.40)
	Temporary	0.74	(0.16-3.48)	3.21	(1.36-7.61)	3.18	(1.37-7.36)	7.15	(2.75-18.54)
	Daily	1.23	(0.24-6.14)	1.69	(0.50-5.63)	3.23	(1.33-7.84)	9.18	(3.46-24.35)
	Ⅲ. Employment status(2)								
	Regular	1.00		0.90	(0.37-2.16)	1.49	(0.65-3.41)	2.38	(0.91-6.18)
	Irregular	0.84	(0.29-2.38)	1.95	(0.89-4.27)	2.61	(1.25-5.43)	6.69	(3.03-14.77)
	Ⅳ. Type of work hours								
	Full-time	1.00		1.31	(0.66-2.56)	2.05	(1.08-3.87)	3.06	(2.55-10.01)
	Part-time	1.06	(0.22-5.02)	2.81	(1.00-7.84)	3.37	(1.34-8.43)	3.79	(1.20-11.90)

Abbreviation: WP, Working Poor; OR, Odds Ratio; CI, Confidence interval

* All variables are adjusted for age, marital status, education, smoking status and alcohol consumption

† Household income adjusted familly number; Ⅰ–Ⅲ groups are equivalent household income terciles except for working poor(Ⅳ)

강 가능성은 3.79배(95% CI=1.20-11.90)로 높게 나타났다. 따라서 고용형태와 소득수준을 여러 구간으로 분할하여 연구대상자의 불건강 수준을 비교해 보았을 때, 육체직, 임시/일용직노동자, 비정규직노동자 및 시간제 노동자 등 육체노동을 하거나 고용형태가 불안정할수록, 소득수준이 낮을수록(특히 근로빈곤층) 상대적으로 불건강하였다. 특히 육체노동을 하거나 고용형태가 불안정한 대상자가 소득까지 낮은 경우, 또는 소득수준이 낮은데 육체노동을 하거나 고용형태가 불안정 할수록 불건강의 가능성이 매우 높은 것을 알 수 있다(Table 4).

3. 고용형태별 소득수준에 따른 불건강 집중지수

고용형태별로 나누어 소득격차에 따른 불건강 분포수준을 살펴보기 위해 소득수준의 10분위 인구 누적점유율을 구하고, 불건강 집중지수(ill-health concentration index; CI)를 산출하였다. 남성의 경우, 비 육체직의 불건강 CI는 0.029로서, 부유한 계층에 불리한 방향으로 불건강이 집중되었고, 반대로 육체직의 불건강 CI는 -0.338로서, 저소득계층에게 불리한 방향으로 불건강이 집중되는 경향이었다. 임금근로자의 종사상 지위로서 상용직의 불건강 CI는 -0.078, 임시직의 불건강 CI는 -0.556, 일용직의 불건강 CI는 -0.383이였고, 모두 저소득계층에게 불리한 방향으로 불건강이 집중되었다. 고용조건에서도 정규직의 불건강 CI는 -0.079, 비정규직의 불건강 CI는 -0.426로서, 마찬가지로 저소득계층에게 불리한 방향으로 불건강이 집중된 것을 알 수 있다. 고용시간형태에서 전일제 노동자의 불건강 CI는 -0.211, 시간제 노동자의 불건강 CI는 -0.389였고, 모두 저소득계층에 불리한 방향으로 불건강이 집중되었다. 남성에서 비육체직을 제외하면, 모든 고용형태에서 불건강이 저소득층에게 불리한 방향으로 집중되는 경향을 보였다. 또한 육체직, 임시직/일용직 노동자, 비정규 노동자 및 시간제 노동자는 그렇지 않은 노동자에 비해 불건강의 저소득층 집중경향이 더욱 뚜렷했다(Figure 3). 여성의 경우도 같은 양상이었다. 노동계층에서 비 육체직의 불건강 CI는 -0.126, 육체직의 불건강 CI는 -0.397이였고, 종사상 지위로서 상용직의 불건강 CI는 -0.179, 임시직의 불건강 CI는 -0.379, 일용직의 불건강 CI=-0.541이었고, 역시 저소득계층에게 불리한 방향으로 불건강이 집중되었다. 고용조건에서도 정규직의 불건건강 CI는 -0.106, 비정규직의 불건강 CI는 -0.431이였고, 고용시간형태에서 전일제 노동자의 불건강 CI는 -0.324, 시간제 노동자의 불건강 CI=-0.316이였다. 여성에서도 모든 고용형태에서 불건강이 저소득계층에게 불리한 방향으로 집중되는 경향이었지만, 종사상 지위에서 임시직 남성의 불건강 CI가 일용직에 비하여 저소득층에게 더 불리한 값이었지만, 여성은 일용직이 임시직에 비하여 저소득층에게 더 불리한 값을 보였다. 또한 여성의 경우 적은 차이지만 시간제노동자에 비하여 전일제 노동자가 상대적으로 저소득층에 더욱 불리한 수준이었다(Figure 4).

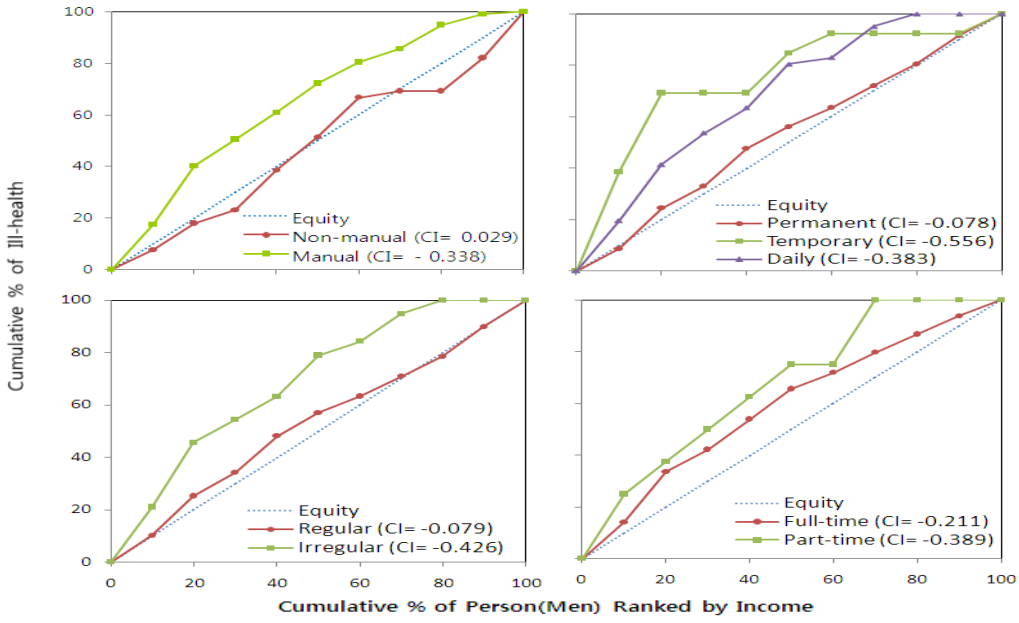

Figure 3. Ill-health concentration index(CI) according to income and lab status : Men.

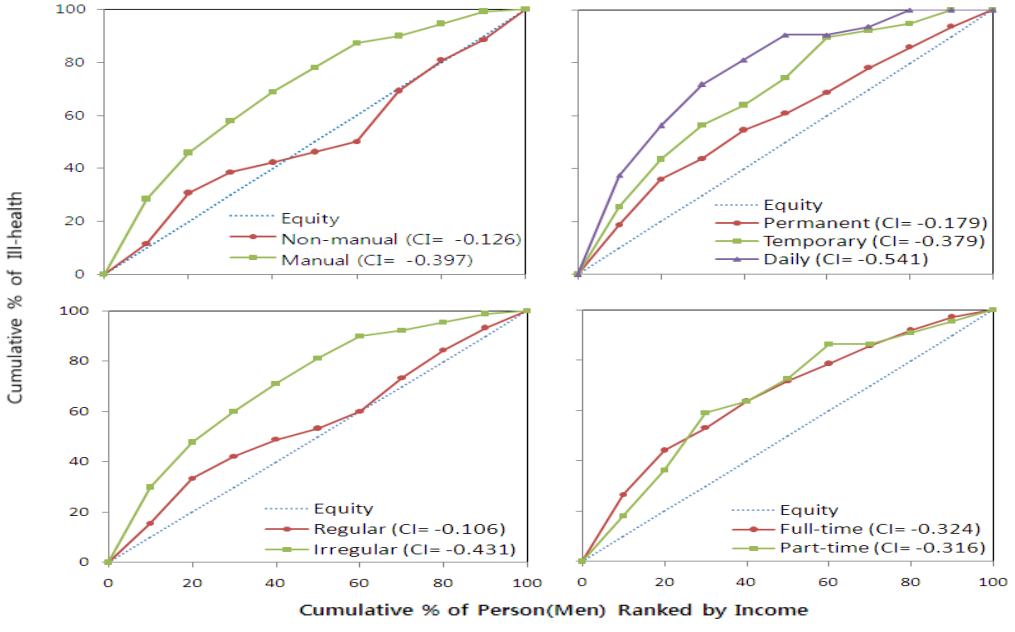

Figure 4. Ill-health concentration index(CI) according to income and labor status : Women.

남성의 비육체직을 제외하면 남성과 여성 모두 저소득계층에서 불건강 집중지수가 음수의 값(negative value)으로 나타나 상대적으로 불건강이 더 집중되는 경향을 보였고, 육체직 혹은 고용형태가 불안정한 임시/일용직 노동자, 비정규직노동자, 시간제노동자로서, 고용형태가 상대적으로 취약한 집단 일수록 그 경향과 수준은 더 뚜렷한 것을 알 수 있다.

Ⅳ. 고 찰

1. 연구방법에 관한 고찰

본 연구의 목적이 노동시장에서 임금근로자의 고용형태에 따른 건강차이를 가구소득수준과 함께 접목하여 살펴보는 것이기 때문에, 일자리 정보를 다양하게 포괄한 개인의 직업력 자료와 그 가구의 정확한 소득 자료가 필요하다. 본 연구에서 사용된『한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS)』자료는 노동관련 가구패널조사로 경제활동상태인 고용형태, 업종과 직종, 종사상 지위, 근로시간 형태 등의 다양한 일자리 관련 정보와 개인과 그 가구의 사회경제적 정보 등의 폭넓은 내용을 담고 있다. 특히, 가구 소득 관련정보가 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험 수혜금, 이전소득 및 기타소득으로 나누어 자세히 조사되었기 때문에, 보다 정확한 소득파악이 가능하다는 장점이 있다. 한국의 경제활동 인구는 취업자와 실업자로 나뉘고, 취업자는 다시 임금근로자와 비임금근로자(고용주, 자영업자, 무급종사자)로 구분된다(노대명 외, 2004). 본 연구에서 경제활동 인구의 취업자 중 임금근로자만으로 대상자를 한정한 이유는 몇 가지 이유가 있다. 첫째, 임금근로자가 고용형태로 비교적 직업적 계층화가 용이 하다는 것이다. 고용주, 자영업자 및 무급종사자등의 비임금근로자는 노동환경과 사업규모 등에 따라 개인별 사회경제적 수준의 차이가 매우 크지만, 노동 환경적 요소로서 계층을 파악하고 이를 구분할 수 있는 이론적 근거와 사례가 부재한 실정이다. 둘째, 임금근로자와 달리 비임금근로자는 소득을 정확하게 추정하기 힘들다는 점과 응답자 스스로가 소득을 하향 신고하는 경향이 존재하기 때문이다(노대명, 2004). 셋째, 건강과 노동시장성의 상호 연결성을 고려한 것이다. 건강할수록 노동시장의 성과 및 소득에 유리하고, 노동시장의 성과와 소득에 유리할수록 건강에 대한 투자가 많아져 또다시 건강에 영향을 미친다는 상호 연결고리의 인과관계 때문에 노동시장에서의 건강연구는 실제 많은 어려움이 있다. 즉, 노동시장성으로 인한 건강영향을 정확히 파악하기 위해서는 그 역인과성(reverse causation)관계를 함께 고려하여야 한다. KLIPS자료를 활용한 이덕희 등(2003)의 연구에 의하면, 모든 노동자 중에서 자가평가 건강상태가 좋을수록 임금노동자일 확률이 높아지고 반대로 건강상태가 나쁘면 임금노동자일 확률이 줄어들었다. 그리고

김일호 등(2005)의 연구에서는 정규직에 비하여 비정규직이 노동 강도가 높고, 유해한 업무 환경 등을 고려해 볼 때, 건강이 나쁜 사람은 오히려 실업으로 남을 것으로 보이며 임금근로자의 경우에는 상대적으로 역인과성의 작용이 적을 것이라는 설명이 있다. 따라서 본 연구는 비임금 근로자를 포함하지 않았기 때문에 노동자 전체를 포괄할 수는 없었지만, 임금근로자만으로 대상자를 한정했을 때 계층분류에 따른 차이분석이나 건강과 노동시장성의 상호 관계에 있어서 보다 용이하고 명확한 정보를 줄 수 있을 것이라는 가정에서 출발한 것이다.

최근 고용동향을 살펴보면, 노동시장의 불안정이 확산됨에 따라 취업연령은 증가하는 반면, 은퇴연령과 근속기간은 감소하는 경향이 지속적으로 심화되고 있다(통계청, 2008; 통계청, 2009). 따라서 임금근로자의 사회경제적 위치를 가능한 정확하게 확보하기 위해 적절한 기준연령을 정하는 것은 중요하다. 본 연구에서는 연구대상자의 연령을 30세부터 64까지 한정하고, 불안정한 취업연령과 은퇴연령을 제외하였다. 또한 고용시장에서 주목되는 문제 중에 하나는 성(性)분리(또는 차별)현상이다. 성차별 또는 고용평등의 문제가 고용시장에서 비교적 중요한 사회경제적 쟁점의 하나이고, 그동안 여성 노동시장의 지속적인 발전에도 불구하고 노동시장 성분리가 고착화되는 현상이 발견된다(금재호, 2002). 즉, 여성 취업자들의 대부분은 열악한 근무환경 아래에서 저 생산성, 저임금, 고용불안의 하층부에 놓여 있을 확률이 남성에 비해 높기 때문에 성별을 구분하지 않고 노동시장의 고용형태별 분포와 차이를 살펴보는 것은 의미가 없다. 실제로 한국의 임금근로자 중에서 여성의 비정규근로자 비율은 매우 높은 편이며, 고용형태별 성별 차이가 뚜렷하다는 것은 이미 선행연구에서 지적된 사항이다(Stronks K et al, 1997;금재호, 2002; Hemstrom O, 2005; 박진욱 외, 2007;Kim IH et al, 2008; Kim MH et al, 2008). 본 연구에서도 여성의 정규직 및 상용직의 비율이 남성에 비해 적은수준이었고, 대상자의 일반적인 특성과 노동형태는 모두 성별로 유의한 차이가 있었기 때문에 모든 분석은 성별을 구분하였다.

본 연구는 임금노동자의 유형별 계층화에서 주로 쓰이는 4가지 기준에 의해 비교적 다양하게 고용형태를 분류하였다. 노동자의 고용형태는 직업계층, 고용계약기간, 고용계약의 형태 및 근로시간 등 여러 가지 기준으로 분류될 수 있으며 아직까지 통일된 형태의 정의는 존재하지 않는다(박진욱 외, 2007). 특히, 비정규노동자에 대한 기준(Criteria)이 사회적 합의에 의해 일치되지 못하고 있고, 이와 관련된 조사 및 설문도 자기 선언적으로 이루어지기 때문에 조사자 또는 조사기관에 따라 비정규직의 분포 또는 규모가 다르게 나타나기도 한다.[6] 따라서 다양한 분류기준으로 노동형태를 구분하여 살펴보는 것은 불명확한 기준에 의

6) 통계청의 경제활동인구 부가조사(2008)에서 제시된 2007년 기준 전체 임금근로자 중 비정규직의 비율은 36.6%였고, 본 연구에서는 비정규직의 비율이 32.4%였다.

한 결과차이의 오류를 분산시키고, 풍부한 결과에 의한 보다 명확한 해석을 가능하게 할 것이다. 본 연구에서는 통계청『한국표준직업분류』의 대분류 기준에 의해 육체직(manual worker)과 비육체직(non-manual worker)으로 구분하였고, 종사상 지위에 따라 상용직(Permanent), 임시직(Temporary), 그리고 일용직(Daily)노동자로 구분하였다. 또한 정규직(Regular) 및 비정규직(Irregular)을 구분하였고, 근로시간형태로서 전일제(Full-time)와 시간제(Part-time)노동자로 구분하였다. 고용형태 외에 주요변수로 사용된 또 하나의 변수는 소득이다. 본 연구는 개인의 월별 근로소득 대신 가구소득을 소득변수로 선택하였다. 이는 선술 했던 것처럼 한국에서 빈곤여부의 정책적 판단이 가구단위 기준소득(빈곤선)의 적용을 받기 때문이다. 이는 생산과 소비의 경제활동의 기본단위가 가구이며, 한 가구 내에서도 다양한 사회계층이 존재할 가능성이 있기 때문에, 개인의 건강수준은 가구의 사회경제적 특성에 많은 영향을 받게 된다는 사실을 반영한 것이다. 특히, 과거 한국의 경우 여성의 사회계층분류가 일반적으로 가구의 가장인 남성의 직업에 의존하여 이루어졌던 것을 쉽게 찾아볼 수 있는데, 가구소득의 원천이 대부분 가장의 소득을 중심으로 이루어지기 때문이다. KLIPS는 가구소득 자료에서 '지난해 연평균 가구소득'과 '지난 한 달간 가구소득'을 구분하여 조사하여, 자료에서 이 두 정보를 모두 얻을 수 있다. 그러나 '지난 한 달간 소득'은 소득 추정기간이 짧아, 지난 한 달 동안만 가구소득이 유난히 높았을(혹은 낮았을) 경우를 통제할 수 없다는 문제점이 있고, 연평균가구소득이 지난 한 달간 소득보다 각각의 소득에 대해 보다 세부적 항목 단위로 소득파악이 가능했기 때문에 가구소득 항목에서 '지난해 연평균 가구소득'을 사용하였다.

본 연구에서는 임금근로자의 고용형태와 소득수준에 따른 건강차이를 살펴보기 위하여 성별뿐만 아니라 이들의 관계에 영향을 미칠 수 있는 영향요인으로서 연령, 혼인상태, 교육수준 및 건강행태(흡연 및 음주여부)변수를 고려하였다. 혼인상태(김일호 등, 2005; Hemstrom O, 2005; Kim IH et al, 2008; Kim MH et al, 2008) 및 교육수준(Stronks K et al, 1997; Hemstrom O, 2005; Kharng YH et al, 2005; Kim IH et al, 2008)은 건강에 영향을 미치는 중요한 사회경제적 지표로서 많은 문헌에서 이론적 요소로 활용되고 있다. 특히 교육수준은 노동시장에서 고용 및 직업계층에 영향을 주는 요인이며, 직접적으로 소득수준을 결정하는데 관련이 깊은 변수로서 건강에 영향을 미치는 중요한 사회경제적 지표로서 고려된다. 또한 이전연구에서 흡연과 음주행위와 같은 건강행태는 노동자의 건강(Brog V, 2000; Hemstrom O, 2005)뿐 아니라 사망률과 이환율에 영향을 주는 것으로 보고되고 있다(Kivimaki et al, 2003; Kim MH et al, 2008). Kim IH 등(2008)의 연구에 의하면, 비정규직 남성 노동자의 경우 만성적 근골격계질환 및 간질환에 걸릴 위험이 상

대적으로 높은데, 이는 비정규직 남성의 노동 강도와 불안정한 근로형태에 대한 심리적 대처와 관련된 행위로 음주율이 상대적으로 높기 때문이라는 해석이다.

2. 연구결과에 관한 고찰

본 연구는 한국의 경제활동 인구 중 취업자의 70.2%[7]를 차지하는 임금근로자를 대상으로, 이들의 고용형태와 소득수준에 따른 건강수준을 분석하고, 계층별 건강 불평등의 양상을 함께 살펴보았다. 연구결과, 고용형태별로 비육체직에 비하여 육체직, 상용직에 비하여 임시/일용직, 정규직에 비하여 비정규직, 그리고 전일제에 비하여 시간제 노동자로서, 상대적으로 취약한 노동계층의 근로자들이 불건강한 것으로 나타났다. 또한 고용형태에 따른 근로자들의 건강격차를 더욱 뚜렷하게 만드는 요인으로 소득효과를 확인하였다. 즉, 육체노동을 하거나 고용형태가 불안정한 대상자가 소득까지 낮은 경우 불건강은 더 심화되었다. 이는 계층 간, 그리고 계층 내의 건강차이를 동시에 설명해주는 부분으로서, 고용형태와 소득수준은 분명히 건강에 영향을 미치지만, 같은 고용형태의 조건을 가진다고 해도 소득수준이 다르면, 혹은 소득수준이 같지만 고용형태가 다르면 건강수준의 격차는 또다시 발생하게 된다. 아울러 고용형태별로 나누어 소득수준에 따른 불건강 분포의 격차를 살펴보기 위해 산출했던 소득 누적점유율에 대한 불건강 집중지수(ill-health concentration index; CI)는 비육체직 남성을 제외하면 모든 고용형태에서 불건강이 저소득층에게 집중되는 경향을 보였고, 육체직 혹은 고용형태가 불안정한 임시/일용직 노동자, 정규직노동자, 시간제노동자 등의 상대적으로 취약한 고용계층일수록 그 경향과 수준은 더 뚜렷했다. 즉 취약한 노동계층이 그렇지 않은 계층에 비해 불건강이 더욱 저소득계층에 편향되어 있고, 이는 취약한 노동계층에서 소득에 따른 건강격차가 상대적으로 더욱 크고 민감하게 나타나는 것으로 해석될 수 있다. 본 연구의 결과는 세 가지로 요약된다. 첫째, 낮은 고용안정성을 가진 집단에서 상대적으로 불건강의 가능성이 커지는 계층 간 차이, 둘째, 같은 고용형태 내에서도 일관되게 불건강이 저소득계층에 편향되는 계층 내 차이, 그리고 셋째, 소득수준에 따른 불건강 분포의 수준은 고용형태별로 다르게 나타나는데, 상대적으로 취약한 고용형태의 노동자 일수록 저소득층으로 불건강의 편향이 더욱 크게 나타나는 계층 내, 계층 간 차이의 실증이다.

본 연구에서는 소득을 보정하기 전 고용형태에 따른 불건강 수준과 보정 후 불건강 수준을 비교하여 노동시장에서 임금근로자의 고용형태에 따른 건강수준에 가구소득수준이 영향을 미치는 것을 확인하였다. 또한 소득수준을 네 계층으로 세분화하여 노동계층을 가구소득수준과

7) 2009년 1월 현재 한국의 경제활동 인구 중 취업자는 총 22,861천명이다, 이 중 비임금근로자는 6,808천명이고, 임금근로자는 16,053천명 수준이다(통계청, 2009).

접목하였을 때, 계층별 불건강 수준의 차이는 더욱 뚜렷하게 나타났다. 예를 들면, 여성의 종사상 지위에서 소득과 기타 건강관련 혼란변수를 보정했을 때, 상용직에 비해 임시직의 불건강할 가능성은 2.25배(1.43-3.54)였고, 일용직은 2.34배(1.41-3.89)였지만, 네 계층으로 분류한 소득수준을 고용형태에 접목하여 계층을 상세화 했을 때, 여성의 고소득 상용직에 비해 저소득 임시직(근로빈곤층)의 불건강할 가능성은 7.15배(2.75-18.54)였고, 일용직은 9.18배(3.46-24.35)로 나타났다. 즉 취약한 고용형태보다 빈곤한 가구의 소득수준이 노동자의 불건강에 더욱 민감하게 반영된다는 것을 알 수 있다. 이는 Stronks K 등(1997)과 Geyer S 등(2000)의 연구결과와 일치하는 부분으로서, 이들의 연구에서는 건강과 소득과의 관계가 교육수준 또는 직업계층과의 관계보다 더 강력하며, 특히 낮은 직업계층보다 낮은 가구소득이 오히려 노동자의 불건강에 더 큰 영향을 미친다고 보고한바 있다. 또한 고용형태별로 나누어 가구소득격차에 따른 불건강 분포수준을 살펴보기 위해 분석되었던 불건강 집중지수(CI)는 소득계층에 따른 불건강의 분포수준을 고용형태별로 비교해 볼 수 있다는데 유용하다. 육체직이거나 고용형태가 상대적으로 불안정하고 취약할수록 불건강이 저소득층에 더욱 집중되는 경향이 일관되게 나타났다. 그러나 이점에서 생각해 보아야 할 부분은 그렇지 않은 집단이라고 해서 불건강 집중현상이 전혀 없는 것은 아니라는 것이다. 즉, 노동시장에서의 건강불평등 문제가 단지 빈곤층에만 한정된 것이 아니라 모든 고용형태 및 직업계층에 걸쳐서 나타나는 일종의 '분포(distribution)'의 문제라는 점을 생각해 보아야 한다.

본 연구에서 남성의 경우 시간제 노동자는 전일제 노동자에 비해 불건강할 가능성이 유의하게 높게 나타났지만, 여성의 경우는 유의하지 않았다. Hemstrom O.(2005)의 연구에서도 본 연구결과와 같은 양상이었는데, 여성의 경우 불건강할 경우 노동시장을 이탈할 가능성이 종종 있지만, 남성은 불건강하더라도 낮은 소득의 시간제 노동자로서 노동을 지속할 가능성이 여성에 비해 높을 수 있음을 설명한다.

본 연구에서 노동자의 건강에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 보정했을 때, 비육체직과 육체직은 남성과 여성모두 불건강할 가능성에 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 또한 직업계층에 소득수준을 계층별로 나누어 층화했을 때, 남성의 중간소득계층(소득수준Ⅲ)에서는 육체직(OR=2.55, 95% CI=1.08-5.97)에 비해 비육체직(OR=2.40, 95%CI=1.18-4.89)의 불건강의 교차비가 약간 크게 나타났고, 예외적으로 남성에서 비육체직의 불건강 CI값(0.029)이 부유한 계층에 불리한 방향으로 불건강이 집중되는 경향을 보였다. 이는 비육체직 여성(CI=-0.126)의 경우는 물론 모든 고용형태에서 불건강이 저소득층에 집중되는 경향과 반대되는 결과이다. 손미아(2002)와 강영호 등(2004)의 선행연구에서도 비육체직에 비해 육체직의 상대적인 사망위험이 그리 높지 않거나, 유의한 차이가 없는 것으로 나타났

다. 이와 관련하여 여러 해석들이 존재하는데, 우선 손미아(2002)는 한국의 경우 사망률 불평등에 미치는 역할이 직업계층보다 교육수준이 더 크다고 설명했고, 강영호 등(2004)은 이러한 결과가 예민하지 못한 직업구분에 따른 결과인지 혹은 다른 원인에 의한 것인지에 관해 향후 연구되어야 할 과제라고 지적하고 있다. 또한 윤태호(2003)의 연구에서는 국내 연구에서 직업보다는 교육수준이 건강과 더 밀접한 관련성을 보이는 이유가 자료 분석을 위해 활용된 사회계급 분류가 대부분 직업대분류를 이용하였기 때문에 정확성의 측면에서 문제가 있다고 지적한다. 즉, 동일한 대분류 직업군이더라도 사회계급에는 차이가 있는데, 이를 모두 동일한 군으로 분류할 수밖에 없었기 때문이라는 것이다. 일부 연구에서는 노동시장에서의 건강연구와 관련하여 '건강한 근로자 효과(healthy worker effect)'의 영향이 존재하기 때문에 이것을 고려해야 한다고 설명 한다. '건강한 근로자 효과'는 일반적으로 건강문제가 있을 경우 노동시장에서의 근무와 고용유지에 크게 제한을 받기 때문에 특히 산업 강도가 높은 특정분야의 근로자들은 일반인보다 건강수준이 높다는 이론이다(Dahl E, 1993; Virtanen M et al, 2005; 김일호 외, 2005). 이와 관련하여, 본 연구에서 육체직과 비육체직의 직업계층분류가 다른 고용형태분류와 다소의 결과차이를 보이는 이유는 예민하지 못한 직업분류의 한계이거나 육체직에서 상대적으로 불건강한 노동자가 노동시장에서 미리 탈락되고 건장한 근로자들만이 남아 있을 가능성을 생각해 볼 수 있다. 이처럼 비육체직과 육체직으로 분류된 직업계층 지표가 건강관련연구에서 건강을 예측하는 사회경제적 위치 지표선택과 관련하여 논란이 되고 있는 것이 사실이다. 하지만 개별 사회경제적 위치 지표는 나름대로 고유한 의미를 지니기 때문에(Geyer S et al, 2000; Khang YH, 2005; Geyer S et al, 2006; 최용준 외, 2007), 일반적으로 가장 좋은 사회경제적 위치 지표가 존재한다고 볼 수 없으며, 사회경제적 불평등을 감소시키기 위해서 교육 및 소득과 더불어 직업은 함께 고려되어야할 중요한 독립된 지표이다(Khang YH, 2005). 다만, 그러한 차이의 크기가 상대적으로 어떻게 다른가, 그리고 그러한 차이를 잘 포착할 수 있도록 연구자들의 직업관련 지표 분류가 정확한가의 문제가 남는다. 그리고 직업계층에서의 건강차이의 결과가 남성과 여성에서 다른 양상으로 반영되기 때문에, 직업분류와 관련된 계층연구에서 여성과 남성을 구분한 독립적인 지표 분류방법이 향후 연구되어야 할 것으로 보인다.

3. 연구의 제한점

본 연구는 다음과 같은 한계를 갖는다. 첫째, KLIPS는 표본 선정지역에서 읍부/면부지역과 제주도 지역을 제외하여 조사된 자료이기 때문에 대표성을 완전히 충족한다고 볼 수 없다. 읍부/면부지역의 인구비율이 18.5%(2005년 인구센서스)로 비교적 적은 수준이라는 점과 제주도를 제외하였기는 하지만 전국의 대표가구(5,000가구)를 표본으로 선정하여 다양한

사회계층을 포괄하였다는 점은 이 자료를 활용하여 이루어진 본 연구의 해석에 무리가 없으리라고 보이지만 자료의 한계는 여전히 존재한다. 둘째, 본 연구는 건강과 노동시장성과의 상호결정(이중인과관계)에 의한 역인과성(reverse causation)관계가 상대적으로 적을 것이라고 예상되는 '임금근로자'만으로 연구대상자를 구성하였으나, 건강과 노동시장성과의 상호결정을 완전히 통제하지 못한 단방향성 연구라는 점에서 이 문제를 충분히 해결했다고 보기는 어려울 것이다. 향후 더욱 명확한 결론을 도출하기 위해서는 노동시장의 고용형태와 소득에 유리할수록 건강하다는 가정과 더불어 건강할수록 고용상의 위치 및 소득에 유리하다는 역인과성관계에 대하여 연구방법상의 많은 논의와 고려가 있어야 할 것이다. 셋째, 고용시장에서의 건강연구는 임금근로자 외에도 고용주, 자영업자 및 무급종사자 등의 비임금 근로자와 실업자등이 포함된 경제활동인구 전반이 고려되어야 한다. 그러나 본 연구에서는 연구방법에서 논의했던 몇 가지의 이유 때문에 경제활동인구 중 '임금근로자'에 대한 한정된 정보를 토대로 근로취약층(또는 빈곤층)에 대해 논의하였다. 따라서 대상자의 범주를 확대하여 경제활동인구 전반에 걸친 광범위한 연구가 추후 계속적으로 필요하다. 넷째, 본 연구는 국가의 정책적 개입에서 주로 차용되는 '근로빈곤층'의 본질적 개념에 입각한 계층별 건강수준의 차이를 분석 해 보고자 고용형태별 소득수준을 분류할 때, 최저생계비를 기준으로 근로빈곤층을 별도로 산출하여 가장 낮은 소득계층으로 분류하였다. 하지만 근로빈곤층의 표본수(남성, 8.5%; 여성, 12.2%)가 적어 신뢰구간(95% CI)이 넓게 분포하여 정확한 통계적 검증과 해석에 어려움이 있었다. 향 후 충분한 표본이 구축된 자료를 바탕으로 근로빈곤층의 건강수준을 보다 명확히 설명하고 비교할 수 있는 연구가 필요할 것으로 생각된다.

Ⅴ. 요약 및 결론

최근 노동자의 건강에 영향을 미치는 요소로 다양한 건강결정요인들과 이들이 미치는 영향을 살펴보는 것이 중요한 과제로 대두되고 있다. 이 연구는 노동시장에서 임금근로자의 고용형태에 따른 건강차이에 가구소득수준의 효과를 살펴보고, 노동자의 건강결정요인으로서 고용형태와 소득수준의 영향을 함께 살펴보고자 하였다. 연구 결과, 상대적으로 취약한 노동계층의 근로자들이 불건강한 것으로 나타났는데, 여기에 고용형태에 따른 근로자들의 건강격차를 더욱 뚜렷하게 만드는 요인으로 소득효과를 확인하였다. 즉, 육체노동을 하거나 고용형태가 불안정한 대상자가 소득까지 낮은 경우 불건강은 더 심화되었고, 같은 고용형태의 조건을 가진다고 해도 소득수준이 상대적으로 낮으면 더 불건강한 것으로 나타났다. 이는 고용형태와 소득수준이 개별적으로 작용하는 것이 아니라 복잡한 구조와 기전을 가지고 계층 간,

그리고 계층 내의 건강격차에 영향을 미치는 것으로 해석될 수 있다. 따라서 고용시장에서 노동자의 건강불평등을 완화하기 위해서는 단기적으로 근로빈곤층 감소를 위한 정부정책이 우선되어야 하겠지만, 장기적으로 불안정한 고용시장에서의 차별 완화 및 해소방안이 광범위하게 마련되어야 할 것이다. 특히 정규직과 비정규직, 남성과 여성의 차별을 해소하여 노동강도, 임금격차, 사회보장 혜택 및 고용의 불안정성 등에서 양산되는 건강불평등을 해결하여야 할 것이다. 본 연구의 결과는 고용시장에서 정부의 노동 및 건강정책은 단순히 자활사업이나 사회적 일자리를 창출하는 등의 미봉책으로 근본적인 해결을 기대하기 어려울 것이며, 정책적 기본방향을 설정함에 있어 노동시장을 통한 고용안정성 촉진과 사회보장체계의 점진적 확대를 통한 소득보장이 일정한 합의점을 찾아야 한다는 점을 시사한다. 향후 정부의 어떤 중재방안이 근로빈곤층을 감소시키고 고용시장에서 노동자의 건강불평등을 완화하는데 가장 적절한지, 중재를 위한 기준(criteria)은 무엇이 되어야 하는지, 그리고 그 기준은 어디까지여야 하는지에 관한 체계적인 연구와 논의가 필요하다. 노동자의 삶의 질은 국가 차원에서 행해지고 있는 각종 사회정책의 내용(특히 사회불평등의 정도와 취약계층의 보호정도)과 그 정책의 효율적인 실행성에 의해 그 수준이 일차적으로 결정된다. 본 연구는 노동자의 건강을 향상시키기 위한 합리적인 노동 및 보건정책을 수립하고, 근로취약계층을 노동시장에 안정적으로 통합하여 안정된 소득을 보장하고 더 나은 일자리로 상향 이동할 수 있도록 지원하는 정책을 모색하는데 기여하기를 기대한다.

참 고 문 헌

강영호, 이상일, 이무송, 조민우. 사회경제적 사망률 불평등: 한국노동패널 조사의 추적결과. 보건행정학회지 2004;14(4):1-20.

강영호, 김혜련. 우리 나라의 사회경제적 사망률 불평등: 1998년도 국민건강영양조사 자료의 사망추적 결과. 예방의학회지 2006;39(2):115-122.

김일호, 백도명, 조성일. 비정규직 근로가 건강에 미치는 영향. 예방의학회지 2005;38(3):337-344.

금재호, 여성노동시장의 현상과 과제. 서울: 한국노동연구원; 2002.

권순석, 김상용, 임정수, 손석준, 최진수. 자가건강인지도에 따른 3년간의 의료이용도와 사망위험 비교. 예방의학회지 1999;32(3):355-360.

남재량, 성재민, 이상호, 최효미, 신선옥, 배기준. 한국노동패널 1~9차년도 조사자료 User's

Guide /Code Book. 서울: 한국노동연구원; 2008.

노대명, 최승아. 한국 근로빈곤층의 소득·고용실태 연구. 서울: 한국보건사회연구원; 2004.

문옥륜, 이규식, 이기효, 장동민, 이해종, 김창엽 등. 의료서비스의 배분적 정의. 서울: 서울대학교 출판부; 1999.

박진욱, 한윤정, 김승섭. 고용형태의 변화에 따른 건강불평등. 예방의학회지 2007;40(5): 388-396.

보건복지부, 2006년도 최저생계비 개정 공표(안). 서울; 보건복지부: 2005.

손미아. 직업, 교육수준 그리고 물질적 결핍이 사망률에 미치는 영향. 예방의학회지 2002; 35(1):76-82.

이덕희, 김창엽. 건강상태와 노동시장 성과의 이중인과관계에 대한 연구. 한국노동패널 학술대회 논문집Ⅱ. 서울: 한국노동연구원; 2003.

이병희, 김혜원, 황덕순, 김동현, 김영미, 김우영. 고용안전망과 활성화 전략 연구. 서울: 한국노동연구원; 2008.

이승렬. 노동자의 건강상태와 노동시장 성과: 실증적 연구. 서울: 한국노동연구원; 2007.

윤태호. 사회계급 분포와 사망률과의 연관성. 보건행정학회지 2003;13(4):99-114.

우혜경, 문옥륜. 주관적 건강상태에 따른 사망률 차이. 보건행정학회지 2008;18(4):49-65.

지선하, 오희철, 김일순. 노인 스스로 인지한 건강상태와 사망률에 관한 연구: 강화코호트 연구. 한국역학회지 1994;16(2):172-180.

최용준, 정백근, 조성일, 정최경희, 장숙랑, 강민아, 등. 건강 불평등 연구에서 사회경제적 위치 지표의 개념과 활용. 예방의학회지 2007;40(6):475-486.

통계청. 경제활동인구 부가조사(근로형태별, 비임금근로) 결과. 대전; 통계청: 2008.

통계청. 2009년 1월 고용동향. 대전; 통계청: 2009.

한국건강형평성학회. 건강형평성 측정 방법론. 서울: 한울아카데미; 2007.

Becker GS. Human Capital : A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education, 3rd ed. Chicago; University of Chicago Press: 1993.

Borg V, Kristensen TS. Social class and self-rated health: can the gradient be explained by differences in life style or work environment?. Soc Sci Med 2000;51(7):1019-1030.

Dahl E. Social inequality in health-the role of the healthy worker effect. Soc Sci Med 1993;36(8):1019-1030.

Geyer S, Peter R. Income, occupational position, qualification and health inequalities-competing risks? (comparing indicators of social status). J Epidemiol Community Health 2000;54(4):299-305.

Geyer S, Hemstrom O, Peter R, Vagero D. Education, income, and occupational class cannot be used interchangeably in social epidemiology. Empirical evidence against a common practice. J Epidemiol Community Health 2006;60(9):804-810.

Hemstrom O. Health inequalities by wage income in Sweden: The role of work environment. Soc Sci Med 2005;61(3):637-647.

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.

Kim IH, Muntaner C, Khang YH, Paek D, Cho SI. The relationship between nonstandard working and mental health in a representative sample of the South Korean population. Soc Sci Med 2006;63(3):566-574.

Kim IH, Khang YH, Muntaner C, Chun H, Cho SI. Gender, Precarious Work, and Chronic Diseases in South Korea. Am J Ind Med. 2008;51(10):748-57.

Kim MH, Kim CY, Park JK, Kawachi I. Is precarious employment damaging to self-rated health? Results of propensity score matching methods, using longitudinal data in South Korea. Soc Sci Med. 2008;67(12):1982-94.

Kivimaki M, Vahtera J, Virtanen M, Elovainio M, Pentti J, Ferrie JE. Temporary employment and risk of overall and cause-specific mortality. Am J Epidemiol 2003;158(7):663-8.

Mackenbach JP, Simon JG, Looman CW, Joung IM. Self-assessed health and mortality: could psychosocial factors explain the association?. Int J Epidemiol 2002;31(6):1094-1097.

Mossey JM, Shapiro E. Self-rated health: A predictor of mortality among the elderly. Am J Public Health 1982; 72(8): 800-808.

O'Donnell O, Doorslaer E, Wagstaff A, Lindelow M. Analyzing Health Equity Using

Household Survey Data. Washington, DC; World Bank Institute: 2008. pp.83-106.

Rogot E, Sorlie PD, Johnson NJ. Life expectancy by employment status, income, and education in the National Longitudinal Mortality Study. Public Health Rep 1992;107(4):457-461.

Stronks K, van de Mheen H, van den Bos J, Mackenbach JP. The interrelationship between income, health and employment status. Int J Epidemiol 1997;26(3):592-600.

Van Doorslaer E, Wagstaff A, Bleichrodt H, Calonge S, Gerdtham UG, Gerfin M, et al. Income-related inequalities in health: some international comparisons. J Health Econ 1997;16(1):93-112.

Virtanen M, Kivimäki M, Joensuu M, Virtanen P, Elovainio M, Vahtera J. Temporary employment and health: a review. Int J Epidemiol 2005;34(3):610-622.

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.