

# 비정규직 근로가 건강에 미치는 영향

김일호, 백도명, 조성일

서울대학교 보건대학원 및 보건환경 연구소

## Does Non-standard Work Affect Health?

Il-Ho Kim, Do-myeong Paek, Sung-Il Cho

School of Public Health and Institute of Health and Environment, Seoul National University

**Objectives :** Job insecurity, such as non-standard work, is reported to have an adverse impact on health, regardless of health behaviors. The aim of this study was to examine the relationship between non-standard employment and health in Korea.

**Methods :** We analyzed a representative weighted sample, which consisted of 2,112 men and 1,297 women, aged 15-64, from the 1998 Korea National Health and Nutrition Examination Survey. Non-standard employment included part-time permanent, short time temporary and daily workers. Self-reported health was used as a health indicator.

**Results :** This study indicated that women were more likely to report poorer health than men with standard jobs. Of all employees, 20.9% were female manual workers. After adjusting for potential confounders, such as age,

education, equivalent income, marital, social and self-reported economic status and health behavior factors, non-standard employment was found to be significantly associated with poor health among female manual workers (OR, 1.86; 95% CI, 1.24 to 2.79). No significant association was found in other working groups.

**Conclusions :** Among female manual workers, non-standard employees reported significantly poorer health compared with standard workers. This result raises concern as there are increasing numbers of non-standard workers, particularly females.

*J Prev Med Public Health 2005;38(3):337-344*

**Keywords :** Non-standard employment, Job insecurity, Self-reported Health.

## 서론

최근의 노동시장은 전통적인 정규 고용 관계에서 벗어나 시간제, 계약제, 임시직, 재택근무 등 다양한 종류의 새로운 고용 형태가 점차 증가하고 있다. 이러한 새로운 형태를 일괄적으로 비정규 근로(non-standard employment, irregular work), 또는 비전형근로 (atypical work)라고 한다. 비정규 근로형태의 증가에 따라서 자본주의적 고용관계는 유연성(flexibility)이 커지고 있다. 사회적인 현상으로서 노동의 유연성은 개인의 생애에 걸쳐 직무경력(employment histories)의 특성을 결정한다. 근로의 조건과 형태는 개별 근무자들의 경제적 지위, 사회심리적인 상태, 건강관련 행태, 직무상의 유해요인 노출 등에 영향을 줌으로써 다양한 경로로 건강에 영향을

미칠 수 있다 [1-3]. 따라서 노동의 유연화는 다수 사람들의 생애에 걸친 직무 경력을 변화시킴으로써, 누적적으로 그 사회 여러 집단의 건강수준에 영향을 줄 가능성이 크다. 근래 많은 전통적인 노동시장에서 신자유주의(neo-liberalism), 세계화(globalization)에 따른 노동의 유연성, 다운사이징, 외주 등이 증가함으로써, 중간관리자 및 최고 관리자를 포함하여 모든 노동시장의 고용자에게까지 영향을 끼치게 되었으며, 새로운 직업형태의 선택(재택근무, 시간제)이 증가되어 왔다.

최근의 연구에 따르면, 비정규직이 EU 회원국 대부분에서 1970년 대 5%로부터 1990년대 30%까지 지속적으로 증가하고 있으며, 앞으로 더욱 증가할 것으로 예측하고 있다 [4,5]. 이러한 비정규직의 증가는 노동시장에서 경제활동의 구조, 노동

법 등의 법적·계약적인 규정의 적용, 정부의 일반적인 태도에 따라 각국마다 다르며, 특히 노동시장에서 여성의 참여율이 높은 국가에서 비교적 비정규직이 많이 나타나는 경향이 있다 [6,7].

비정규직의 증가는 직업불안정 및 소득의 불평등을 수반하고 있으며, 이러한 직업 안정성의 상실감과 불안감은 개인의 근심, 우울증, 스트레스와 같은 심리적 건강, 결혼, 근로의욕 등에 부정적인 영향을 미칠 뿐 아니라, 가족 및 집단건강에 커다란 영향을 미치고 있다 [4,8]. 또한 비정규 직근로는 직업의 만족도를 저하시킬 뿐 아니라, 음주나 흡연으로 인한 건강위험을 높이고, 각종 암 및 여러 가지 원인으로 인한 사망에 영향을 미친다는 연구가 증가하고 있다 [9,10]. 비정규직은 정규직에 비하여 단순 작업, 반복 작업 등 유해한 작업환경과 해고가 용이하고, 사회적 고용법의 보호가 부족한 사회·심리적으로 불

리한 업무특성을 가지고 있으며, 여자비정규직의 경우 남자근로자에 비하여, 업무자율성 부재, 교육기회의 부족 등으로 이종으로 여성비정규직의 건강을 해치고 있다는 연구도 제시되고 있다 [11,12]. 그러나 이러한 비정규직근로자가 건강에 부정적인 영향을 미치는지에 대하여는 여전히 논란이 있는 실정이다 [13,14].

우리나라 비정규근로의 문제가 사회문제로 부각되기 시작한 것은 1997년 말 IMF 외환위기 이후이다. 물론 그 이전에도 비정규근로에 대한 몇몇 선행적인 연구결과들이 발표되었으나, 사회적으로 커다란 주목을 받지 못하였다. 일부 연구에서는 비정규직이 1996년에는 43.3%이었으나, IMF 외환위기를 겪으면서 1999년에 이르러서는 51.7%로 급상승하여 정규노동자와 비정규노동자의 비중이 역전되었다고 주장하고 있다 [15]. 이는 세계노동시장의 세계화와 유연화와 때를 맞추어 외환위기 시기에 기업들이 대규모 정리해고를 한 후 경기회복에 따른 인력채용 시 비용을 절감과 해고가 용이한 비정규 노동자를 채용했기 때문으로 생각되고 있다. 즉, 정규직 일자리만큼 비정규 노동자로 대체함으로써 그 결과 이전에 경험하지 못했던 비정규직근로자가 급증하게 되었으며, 이러한 비정규직근로자가 갖게 되는 직업의 불안정성으로 인해 정규직근로자보다 건강에 부정적인 영향을 준다는 논의가 지속적으로 제기되어왔다. 그러나 세계적으로 개인의 고용상태와 건강상의 관련성을 조사한 문헌들이 점차 증가하고 있음에도 불구하고, 우리나라에서 정규직 및 비정규직에 대한 건강상의 문제점을 체계적으로 연구한 논문은 거의 찾아 볼 수가 없었다.

그러므로 이 연구에서는 정규직에 비하여 비정규직이 건강에 더 부정적인 영향을 미치는지를 밝히고자 하였으며, 우리나라의 노동환경의 변화에 따른 건강의 부정적인 영향에 대하여 보다 구체적인 연구를 수행하기 위한 출발점을 제시하고자 하였다. 이 연구에서는 한국인의 대표성 있는 표본을 사용하여, 정규직 및 비정규직의 특성과 성별에 따른 주관적 건강수준의 차이를 검증하고자 하였다.

**Table 1.** Composition and mean age of economically active population aged 15-64, in 1998 K-NHANES

Current working status	Men (N=4,787)*		Mean age	Women (N=5,198)*		Mean age	Total (N=9,985)*	
	N	(%)		N	(%)		N	(%)
<b>Non-working†</b>	827	(17.3)	20	3,206	(61.7)	36	4,033	(40.4)
<b>Working</b>	3,960	(82.7)	40	1,992	(38.3)	38	5,952	(59.6)
<b>Nonemployees</b>	1,848	(38.6)		755	(14.5)		2,603	(26.1)
Self-employed	992	(20.7)	45	338	(6.5)	45	1,330	(13.3)
Employers	269	(5.6)	42	48	(0.9)	39	317	(3.2)
Jobless	587	(12.3)	41	369	(7.1)	40	956	(9.6)
<b>Employees</b>	2,112	(44.1)		1,237	(23.8)		3,349	(33.5)
Permanent (full-time)††	1,699	(35.5)	37	803	(15.5)	33	2,502	(25.0)
Permanent (part-time)	23	(0.5)	36	36	(0.7)	35	59	(0.6)
Temporary	103	(2.1)	36	166	(3.2)	36	269	(2.7)
Daily workers	287	(6.0)	42	232	(4.4)	43	519	(5.2)

\* Weighted sample of people from the 1998 K-NHANES (Korea National Health and Nutrition Examination Survey)

† Non-working population including unpaid home workers, students etc. in aged 15-64

†† full-time workers were subsequently defined as standard workers. All other employees were grouped as non-standard workers.

## 연구방법

### 1. 연구 대상

이 연구는 한국보건사회연구원의 1998년도 국민건강·영양조사 원시자료 중 보건의식행태조사를 이용하였다. 국민건강·영양조사는 우리나라 전 인구를 포괄하는 약 22만개의 센서스 조사구에서 약 0.1%에 해당하는 200개 조사구를 층화표본추출(확률비례 계통 추출법)에 의해 선택하여 조사하였다. 보건의식행태조사는 200개 조사구 중 1/3 가량을 포함하는 총 4,395가구의 10세 이상 인구 11,289명을 대상으로 하여 10,808명(조사완료율 95.7%)에 대한 조사를 완료하였으며, 훈련된 설문원들의 면접조사에 의하여 실시되었다 [17].

이 자료는 200개의 표본조사구를 각 지역의 가구 수에 따라 비례 배분할 경우, 읍·면 지역에 표본조사구가 작아져 대표성을 반영하는데 문제가 있어, 인구규모가 적은 읍·면 지역을 2배의 가중치를 주어 표본추출을 하였다. 따라서 자료를 분석시 조사목적과 같이 자료의 대표성을 유지하기 위하여 표본추출확률을 고려한 가중치를 적용하여야 한다. 국민건강영양조사에서는 표본추출확률과 조사완료율을 복합적으로 고려한 가중치를 제시하고 있으므로 본 연구에서는 이러한 가중치를 분석에 사용하였다. 이러한 가중치를 적용하였을 때, 보건의식행태 조사완료 인

구는 총 13,218명의 자료를 제공하였다 [17]. 이 연구 집단은 보건의식행태조사에 포함된 15~64세의 경제활동인구 가중표본인구 9,985(조사인구 8,831)명 중에서 임금근로자 가중표본인구 3,349(조사인구 2,827)명을 대상으로 하였다.

### 2. 연구의 변수

이 연구의 주요 건강변수는 보건의식행태조사의 “스스로 생각하시기에 같은 연령의 다른 사람과 비교하여 자신의 건강이 어떻다고 생각하십니까?”라는 질문에 대해 Likert scale에 따라 “매우 건강한 편”, “건강한 편”, “보통인 편”, “건강하지 못한 편”, “매우 건강하지 못한 편”의 5점 척도로 조사되었다. 이에 따라 “건강하지 못한 편”, “매우 건강하지 못한 편”을 ‘불건강’으로 정의하였다. 또한 인구학적, 사회경제적 변수로서 연령, 교육, 가구당 수입, 결혼상태, 자가수준경제상태, 직업 변수를 사용하였다. 연령은 연구에 사용한 15세~64세 이하의 인구에서 10세 단위 6개 집단으로 나누었으며, 가구소득은 Ruggles의 방법에 따라 가구원 수를 보정한 월 가구소득[(월 가구소득)/(가구원수)0.5]을 계산하여 “100만 원미만”과 “100만 원이하”로 나누었다 [18]. 자가수준경제상태는 “택의 생활수준은 어느 정도라고 생각하십니까?”라는 질문에 “아주 잘사는 편, 잘사는 편, 보통”을 “잘사는 편”으로 “못사는 편, 아주 못사는 편”을 합하여 “못사는 편”으

로 나누었다. 직업은 한국표준직업분류표에 따라 서비스근로자, 농업 및 어업 숙련 근로자, 기능원, 장치·기계조작원, 단순 노무자를 육체직노동자로 입법 공무원, 고위임직원관리자, 전문가, 기술공, 준전문가, 사무직원을 비육체직노동자로 나누었다. 그 외 건강행태 변수로서 음주, 흡연, 운동을 연구변수에 포함하였다.

### 3. 비정규직의 정의

비정규 근로는 일반적으로 근로형태의 주요 특성들을 기준으로 하여 정의된다. 우리나라 통계청 사회통계국에서 주관하는 『경제활동인구조사』의 직업 종사상 지위(status of workers) 분류는 고용기간, 업무 특성, 그리고 직장 내에서의 규정적용 여부 등의 분류기준을 이용하여 상용(permanent), 임시(temporary), 일용(daily)으로 나누고 있는데, 상용이란 “임금 또는 봉급을 받고 고용되어 있으며 고용계약 기간을 정하지 않았거나 고용계약 기간이 1년 이상인 정규직원”을 말한다. 임시근로자는 “임금근로자 중 고용계약기간이 1개월 이상 1년 미만인 사람”을 말한다. 일용근로자는 “임금근로자 중 고용계약기간이 1개월 미만인 사람”을 말한다 [19,20]. 국민건강영양조사에서도 이와 같은 기준을 따르면서 상용 근로자를 다시 전일제(full-time)와 시간제(part-time)로 구분하여 조사하였다. 이 연구에서는 전일제 상용근로자를 정규직 근로자로 정의하였으며, 그 밖의 시간제 상용근로자, 임시근로자, 일용근로자를 합하여 비정규직 근로자로 정의하였다.

### 4. 자료분석

본 연구에 사용된 자료는 확률표본이므로 표적 인구에 대한 대표성을 유지하기 위해 자료에 제시된 가중치를 주어 모든 분석을 수행하였다. 다음 세 단계로 자료 분석을 진행하였다. 첫째, 인구학적 변수, 사회경제적 변수, 그리고 행태 변수들에 대해 각각 비정규직 근로 여부 또는 자가 평가 건강수준과의 연관성을 평가하기 위하여  $\chi^2$  test와 t-test를 적용하였다. 둘째, 자가 평가 건강수준에 대한 비정규직의 독립적인 영향을 분석하기 위하여, 다중 로지

**Table 2.** Sociodemographic characteristics of standard and non-standard workers by gender, in 1998 K-NHANES (N=3,349)\*

Characteristics	Men (N=2,112)		P <sup>†</sup>	Women (N=1,237)		P <sup>†</sup>
	Standard No(%)	Non-standard No(%)		Standard No(%)	Non-standard No(%)	
<b>All<sup>‡</sup></b>	1,699 (80.4)	413 (19.6)		803 (64.9)	434 (35.1)	
<b>Age</b>						
15~19	7 (0.4)	13 (3.3)	<.0001	30 (3.7)	10 (2.4)	<.0001
20~29	380 (22.3)	88 (21.3)		370 (46.0)	85 (19.5)	
30~39	684 (40.3)	118 (28.5)		201 (25.1)	129 (29.8)	
40~49	415 (24.4)	88 (21.3)		131 (16.4)	108 (25.0)	
50~59	172 (10.2)	74 (18.0)		63 (7.8)	74 (17.0)	
60~	41 (2.4)	32 (7.6)		8 (1.0)	28 (6.3)	
<b>Education</b>						
Middle school	228 (13.4)	177 (42.9)	<.0001	164 (20.4)	223 (51.4)	<.0001
High school	732 (43.1)	191 (46.2)		326 (40.6)	156 (36.0)	
College, University	739 (43.5)	45 (10.9)		313 (39.0)	55 (12.6)	
<b>Marital status</b>						
Single	1,369 (80.6)	104 (25.3)	0.812	345 (42.9)	72 (16.4)	<.0001
Married	310 (18.2)	273 (66.0)		408 (50.9)	298 (68.8)	
Widowed, Divorced, Separated	20 (1.2)	36 (8.7)		50 (6.2)	64 (14.8)	
<b>Equivalent income<sup>§</sup>(10,000won/month)</b>						
0~99	1,060 (62.4)	341 (82.5)	<.0001	436 (54.3)	326 (75.1)	<.0001
100~	639 (37.6)	72 (17.5)		367 (45.7)	108 (24.9)	
<b>Self-reported social status</b>						
High	1,115 (65.6)	144 (34.9)	<.0001	485 (60.4)	178 (40.9)	<.0001
Low	584 (34.4)	269 (65.1)		318 (39.6)	256 (59.1)	
<b>Occupation class<sup>¶</sup></b>						
Non-manual	868 (51.1)	19 (4.6)	<.0001	495 (61.6)	64 (14.6)	<.0001
Manual	831 (48.9)	394 (95.4)		308 (38.4)	370 (85.4)	
<b>Smoking</b>						
Yes	1,150 (67.7)	318 (77.0)	0.000	60 (7.5)	47 (10.7)	0.052
No	549 (32.3)	95 (23.0)		743 (92.5)	387 (89.3)	
<b>Drinking</b>						
Yes	954 (56.1)	212 (51.2)	0.073	91 (11.3)	47 (10.7)	0.764
No	745 (43.9)	201 (48.8)		712 (88.7)	387 (89.3)	
<b>Exercise</b>						
No	1,300 (76.5)	328 (79.4)	0.216	703 (87.6)	390 (89.9)	0.214
Yes	399 (23.5)	85 (20.6)		100 (12.4)	44 (10.4)	

\* Weighted sample of people from the 1998 K-NHANES (Korea National Health and Nutrition Examination Survey) Cross-sectional data aged between 15 and 64, who reported they were currently paid employees

<sup>†</sup> p values were calculated by chi-square tests for categorical variables

<sup>‡</sup> p<.0001 for the association between sex and employment categories

<sup>§</sup> Monthly income divided by square root of the number of people in the household

<sup>¶</sup> Non-manual: legislators, senior, officials & managers, professionals, technicians & associate professionals, office workers, Manual: services & sales workers, skilled agricultural, forestry and fishery workers, craft and related trades workers, plant machine operators and assemblers, unskilled labor

스틱 회귀분석을 사용하여 관련 변수들을 보정한 모형들을 비교하였다. 셋째, 최종 모형을 결정할 후, 건강수준에 대한 비정규직의 영향을 성별 및 육체근로 여부에 따른 4개 군으로 층화하여 각 군에서 비정규직의 영향을 각각 추정하였다. 모든 회귀모형은 Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test에서 p>0.10 이상의 경우만을 고려하였다. 모든 분석은 SAS (version 8.0) 소프트웨어를 이용하였다.

### 연구결과

본 자료에서 포함된 15세~64세 인구 8,831(가중표본인구 9,985)명 중에서 경제활동 참가율은 남성이 82.7% 여성이

38.3%이었으며, 자료에 포함된 전체인구 중 임금근로자는 남성이 44.1%, 여성의 경우 23.8%를 차지하는 것으로 나타났다. 근로인구의 평균 연령은 여성이 낮았으며, 특히 비정규직에서보다 정규직(전일제 상용직)의 평균연령이 더 낮았다 (Table 1).

Table 2에서는 남자 임금근로자 중 19.6%, 여자임금근로자의 약 35.1%가 비정규직인 것으로 나타났으며, 나이가 많을수록, 교육수준이 낮을수록 비정규직에 종사하는 것으로 나타났다. 가구원수 보정 월 가구수입은 비정규직이 정규직의 약 2/3 수준으로 유의하게 낮았으며, 주관적인 생활수준 역시 비정규직이 정규직에 비하여 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 특히, 결혼 상태는 남자의 경우 미혼인 경우, 여자

**Table 3.** Distribution of self-reported health status by categories of demographic, SES variables, health behaviors, stratified by gender in 1998 K-NHANES (N=3,349)\*

Characteristics	Men (N=2,112)		P <sup>†</sup>	Women (N=1,237)		P <sup>†</sup>
	Good No(%)	Poor No(%)		Good No(%)	Poor No(%)	
<b>Employment status</b>						
Standard	1,516 (89.2)	183 (10.8)	0.090	702 (87.4)	101 (12.6)	<.0001
Non-standard	357 (86.4)	56 (13.6)		331 (76.2)	103 (23.8)	
<b>Age</b>						
15~19	20 (100)	0 (0.0)	<.0001	37 (91.8)	3 (8.2)	<.0001
20~29	435 (93.0)	33 (7.0)		406 (89.3)	49 (10.7)	
30~39	731 (91.1)	71 (8.9)		289 (87.5)	41 (12.5)	
40~49	438 (87.1)	65 (12.9)		185 (77.2)	55 (22.8)	
50~59	191 (77.7)	55 (22.3)		99 (72.7)	37 (27.3)	
60~	58 (79.9)	15 (20.1)		17 (47.2)	19 (52.8)	
<b>Education</b>						
Middle school	312 (76.9)	94 (23.1)	<.0001	281 (72.5)	106 (27.5)	<.0001
High school	822 (89.1)	100 (10.9)		426 (88.4)	56 (11.6)	
Collage, University	739 (94.3)	45 (5.7)		326 (88.6)	42 (11.4)	
<b>Marital status</b>						
Single	389 (93.9)	25 (6.1)	0.000	375 (90.1)	41 (9.9)	<.0001
Married	1,437 (87.5)	205 (12.5)		579 (82.0)	128 (18.0)	
Widowed, Divorced, Separated	47 (84.4)	9 (15.6)		79 (69.0)	35 (31.0)	
<b>Equivalent income(10,000won/month)</b>						
0~99	1,229 (87.7)	172 (12.3)	0.053	619 (81.3)	143 (18.7)	0.008
100~	644 (90.6)	67 (9.4)		413 (87.1)	61 (12.9)	
<b>Self-reported social status</b>						
High	1,143 (90.8)	116 (9.2)	0.000	578 (87.2)	85 (12.8)	0.000
Low	730 (85.5)	123 (14.5)		455 (79.2)	119 (20.8)	
<b>Occupation class</b>						
Non-manual	817 (92.2)	69 (7.8)	<.0001	498 (89.4)	59 (10.6)	<.0001
Manual	1,056 (86.1)	170 (13.9)		534 (78.6)	145 (21.4)	
<b>Smoking</b>						
No	588 (91.3)	56 (8.7)	0.012	951 (84.1)	179 (15.9)	0.045
Yes	1,285 (87.5)	183 (12.5)		82 (76.6)	25 (23.4)	
<b>Drinking</b>						
No	826 (87.2)	121 (12.8)	0.058	916 (83.3)	184 (16.7)	0.522
Yes	1,047 (89.9)	118 (10.1)		117 (85.4)	20 (14.6)	
<b>Exercise</b>						
No	1,419 (87.2)	209 (12.8)	<.0001	910 (83.2)	183 (16.8)	0.505
Yes	454 (93.8)	30 (6.2)		123 (85.6)	21 (14.4)	

\* Weighted sample of people from the 1998 K-NHANES (Korea National Health and Nutrition Examination Survey)

† p-values were calculated by chi-square tests for categorical variables.

의 경우 유배우인 경우에 비정규직에 근무하는 빈도가 높았으며, 사별·이혼·별거 상태일 경우 남자(8.7%)에 비하여 여자(14.8%)가 훨씬 많이 비정규직에 근로하는 것으로 나타났다. 또한 비정규직의 경우 남자의 95.4% 여자의 약 85.4%가 육체근로자로 근무하는 것으로 나타났다. 남자 비정규직은 노동집약적인 산업과 단순미숙련 직종에 집중되어 있으며, 여자 비정규직은 일부 고위직·전문직종을 제외한 전 산업 등 전 직종에 퍼져있었다.

주관적 건강상태의 분포는 여자의 경우, 비정규직(23.8%)이 정규직(12.6%)에 비하여 건강이 유의하게 낮은 것으로 나타났으나, 남자는 정규직과 비정규직의 건강수준이 크게 다르지 않았다. 한편, 연령이 높을수록, 학력이 낮을수록, 이혼이나 별거, 사별했을 경우 건강이 유의하게 낮았

으며, 수입이 적을수록, 자가 경제수준을 낮게 평가했을수록, 육체근로자일수록 건강이 나쁜 것으로 나타났다. 또한 남자의 경우, 흡연 할 경우 ( $p<0.004$ ), 운동하지 않는 경우 ( $p<0.000$ )가 비흡연 및 운동 집단에 비하여 건강이 나쁜 것으로 나타났으나 음주의 영향은 거의 없었다. 여자의 경우에는 흡연할수록 ( $p<0.05$ ), 음주할수록 ( $p<0.08$ ), 운동을 하지 않을수록 ( $p<0.009$ ) 건강이 더 나쁜 것으로 보인다 (Table 3).

Table 4에서는 자가평가 건강수준에 대한 비정규직의 독립적인 영향을 분석하기 위하여 다중로지스틱 회귀분석을 사용하여 연령, 교육수준, 결혼상태, 수입, 자가평가경제수준, 경제활동지위, 건강행태를 보정한 모형을 비교하였다. 모든 회귀모형은 Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test에서  $p>0.30$  이상으로 충분한 적합도를 나

타냈다. Likelihood ratio test에 의하여 모형 3이 유의하게 적합도를 개선하였으므로 최종모형으로 결정하였다. 이 분석에서는 연령보정 후 남자 비정규직에 비하여 여자 정규직 (OR 1.39) 및 여자 비정규직 (OR 2.34)이 건강이 유의하게 나쁜 것으로 나타났다. 사회경제적 변수(교육, 가구당 소득, 직업 결혼상태 등)를 추가로 보정한 후에도 이러한 건강상의 차이는 여전히 남아 있었다. 흡연, 음주, 운동을 포함하는 행태 변수까지 보정한 최종모형에서는 남자 정규직근로자에 비하여 여자 정규직 (OR 1.51, 95% CI=1.06-2.16) 및 여자 비정규직 (OR 2.01, 95% CI=1.39-2.09)이 유의하게 건강이 나쁜 것으로 나타났다. 남자 비정규직은 정규직에 비해 건강상의 유의한 차이를 보이지 않았다.

최종모형을 결정한 후, 성별에 따라 층화 분석했을 때 여성에 있어서 비정규직과 육체노동자 사이에 교호작용이 유의하게 나타났으므로, 건강수준에 대한 비정규직의 영향을 성별 및 육체근로 여부에 따른 4개 군으로 층화하여 각 군에서 비정규직의 영향을 각각 추정하였다. 여자 육체근로자는 전체 임금근로자의 약 20%를 차지하였으며, 여자 육체근로자의 경우 정규직에 비하여 비정규직근로자가 건강이 나쁜 위험비가 1.86 (95% CI=1.24-2.79)배 높은 것으로 나타났다. 그러나 남자 육체근로자의 경우는 정규직에 비하여 오히려 비정규직의 건강이 더 나은 경향 (OR 0.7, 95% CI=0.47-1.02)을 보였으나 통계적으로 유의하지는 않았다 (Table 5).

## 고찰

이 연구결과에 사용된 분석은 각 시·도의 섬지역을 제외한 전국 규모의 대표성과 신뢰성 있는 국민건강영양조사(1998년)자료이다. 또한, 읍·면 지역 조사완료율이 동 지역보다 높고, 읍·면 지역을 동 지역보다 거의 2배의 가중치를 주어 표본 추출 함으로서 생기는 복합적인 영향을 보정하기 위하여 가중표본합계치를 이용 함으로서 표본추출로 인한 선택성 편향을 최소화하고, 훈련된 조사요원을 사용하여

**Table 4.** Odds ratios (and 95% confidence intervals) for poor self-reported health according to standard and non-standard workers aged 15-64 by gender in 1998 K-NHANES (N=3,349)<sup>a</sup>

Characteristics	Model 1 <sup>†</sup>	Model 2 <sup>‡</sup>	Model 3 <sup>§</sup>
<b>Employment status</b>			
Standard-men	1.0	1.0	1.0
Standard-women	1.39 (1.06 to 1.82)	1.20 (0.91 to 1.59)	1.51 (1.06 to 2.16)
Non-standard-men	1.14 (0.82 to 1.58)	0.84 (0.59 to 1.19)	0.81 (0.57 to 1.15)
Non-standard-women	2.34 (1.77 to 3.08)	1.63 (1.20 to 2.20)	2.01 (1.39 to 2.90)
<b>Education</b>			
Collage, university		1.0	1.0
High school		1.41 (1.02 to 1.93)	1.36 (0.99 to 1.87)
Middle school		2.44 (1.64 to 3.65)	2.34 (1.57 to 3.51)
<b>Marital status</b>			
Single		1.0	1.0
Married		1.29 (0.89 to 1.88)	1.27 (0.87 to 1.85)
Widowed, Divorced, Separated		1.37 (0.80 to 2.34)	1.27 (0.74 to 2.18)
<b>Equivalent monthly income (10,000won/month)</b>			
100~		1.0	1.0
0~99		0.99 (0.78 to 1.27)	1.00 (0.78 to 1.28)
<b>Self-reported social status</b>			
High		1.0	1.0
Low		1.32 (1.06 to 1.65)	1.28 (1.02 to 1.61)
<b>Occupational class</b>			
Non manual		1.0	1.0
Manual		1.01 (0.74 to 1.37)	0.98 (0.72 to 1.33)
<b>Smoking</b>			
No			1.0
Yes			1.78 (1.32 to 2.40)
<b>Drink</b>			
No			1.0
Yes			0.76 (0.59 to 0.99)
<b>Exercise</b>			
Yes			1.0
No			1.65 (1.20 to 2.26)

<sup>a</sup> Weighted sample of people from the 1998 K-NHANES (Korea National Health and Nutrition Examination Survey)  
<sup>†</sup> Adjusted for age  
<sup>‡</sup> Adjusted for Model 1 + education (middle, high, and over high school), marital status, equivalent household monthly income, self-reported social status and occupational class  
<sup>§</sup> Adjusted for Model 2 + health behavior factors (smoking, drink, exercise)

**Table 5.** Odds ratios<sup>a</sup> (and 95% confidence intervals) of poor self-reported health according to standard and non-standard workers aged 15-64 stratified by gender & occupational class, in 1998 K-NHANES (N=3,349)<sup>b</sup>

Characteristics	No. of subject	No. with poor health	Standard	Non-standard	p-value
<b>Occupational class</b>					
<b>Men</b>					
Non-manual	887	59	1.0	1.49 (0.27-3.29)	0.648
Manual	1,226	142	1.0	0.70 (0.47-1.02)	0.064
<b>Women</b>					
Non-manual	558	51	1.0	0.57 (0.21-1.58)	0.281
Manual	679	137	1.0	1.86 (1.24-2.79)	0.003

<sup>a</sup> Odds ratios of non-standard vs standard estimated by multiple logistic regression adjusted for age, education, marital status, equivalent income, self-reported social status, occupational class, health behaviors (smoking, drinking, exercise).  
<sup>b</sup> Weighted sample of people from the 1998 K-NHANES (Korea National Health and Nutrition Examination Survey)

구조화된 설문지로 면접 조사함으로써 설문지의 자의 해석에 의한 정보성편견을 최소화하였다. 한편, 비정규직의 건강분석에 영향을 미치는 혼란변수를 최대한 보정하기 위하여 10세 간격으로 연령을 보정하고, 가능한 모든 사회경제적변수와 건강행태의 변수를 보정하였다. 가구소득에 대하여는 가구원 수를 보정한 등가소득을 산출하였다. 이 지표는 가구 내에서

개인이 나누어 받는 소득을 나타내는 것으로, Ruggles가 제안하고 OECD 국가 간 비교에서 사용하는 0.5를 가구균등화지수(등가탄력성)로 적용하여 가구원 수 보정된 가구소득을 계산하였다 [18,21]. 또한 비정규근로와 육체근로 간의 교호작용의 가능성을 고려하여 최종모형에서는 육체직과 비육체직을 층화하여 분석을 실시하였다.

이 연구의 노출변수인 비정규근로자의 실태파악을 위해서는 그 근로형태의 정확한 정의가 필요하나 현실의 고용형태는 워낙 다양하여 일률적으로 정의하기는 쉽지 않다. 일반적으로 고용특성에 따라 비정규직을 정의하고 있으며 (1) 고용의 안정성을 파악하기 위한 고용의 지속성 여부에 따른 정의, (2) 사용자와 근로자와의 관계, 근로의 규칙성과 장소 등의 분류에 따라 ① 불규칙한 근로시간 ② 짧은 근로시간 ③ 통상적이지 않은 노무제공의 형태, ④ 불안정한 법적·경제적 지위와 같은 근로제공방식에 따른 정의, (3) 전일제와 시간제와 같이 근로시간제에 따른 정의가 있다 [22,23]. 우리나라의 경우 통계청에서 실시하는 『경제활동인구조사』의 종사상 지위별 분류는 실제로는 고용기간, 그 업무, 직장 내에서의 규정적용여부 등 다양한 분류기준을 이용하면서 이를 상용, 임시, 일용으로 나누고 있으며, 비정규 근로형태는 각 차원에서 정규의 근로형태가 아닌 근로자를 포괄적으로 지칭하고 있다. 본 분석에서는 우리나라 종사상 지위별 분류기준을 적용하여 전일제 상용근로자를 정규직근로자로 정의하였으며, 그 밖의 시간제 상용근로자, 임시근로자, 일용근로자를 합하여 비정규직 근로자로 정의하였다. 그러나 우리나라에서 비정규직의 규모와 실태에 있어서 동일한 통계청의 “경제활동인구조사 부가조사(2000년 8월, 2001년 8월)”를 분석하였음에도 불구하고, 한국노동경제학회는 비정규직근로자를 전체 피용자의 26.4%, 27.3%로, 한국노동사회연구소는 58.4%, 55.7%로 발표함으로써, 비정규직의 규모를 놓고 합의점을 찾지 못하고 있는 실정이다 [15,16]. 이처럼 정규직에 대한 정의는 명확하게 제시하고 있으나, 반면에 비정규직이 누구인가는 일관된 합의가 이루어지고 있지 않으며, 각각의 입장 차이에 따라 다른 정의와 측정방법을 사용함으로써 상이한 결론에 이르고 있다. 그러므로 향후 비정규직의 정확한 실태파악 및 건강과의 연관성을 연구하기 위하여, 국제비교가 가능한 기준에 상응하는 정의에 의한 연구가 요구된다.

본 연구는 주요건강변수로서 주관적인

평가에 의한 자가건강수준을 사용하였다. 이러한 건강변수는 대상자의 건강에 대한 평가가 자의 판단에 의하여 주관적으로 나타날 수 있으며, 이로 인하여 객관적인 신체의 건강상태나 만성질환을 대표할 수 없을 지도 모른다. 그러나 이와 같은 한계에도 불구하고 자가건강평가는 건강 불평등을 측정하는 중요한 변수로 사용되고 있다 [24]. Idler 와 Benyamini 등의 연구에 따르면 자가평가 건강수준은 사회심리적인 측면 뿐 아니라 사망률과의 연관성을 일관성 있게 보여주고 있다. 즉, 자가건강수준은 현재의 건강상태뿐 아니라 건강의 경로를 판단하고, 사회적 지지, 사회적 네트워크와 같은 사회적 환경을 반영하며, 신체적 건강상태 및 우울증과 같은 정신건강 상태를 반영하는 중요한 변수로서 개인의 건강상태에 대한 매우 가치 있는 평가를 대표하는 것으로 나타났다 [25-27].

Kivimaki 등의 연구에 따르면, 비정규직 근로자는 정규직근로에 비하여 직업만족도를 저하시키고, 사회심리적인 건강, 피로, 요통, 근골격계 질환과 연관성뿐만 아니라, 높은 사망률과의 연관성과 음주 관련한 질병, 흡연과 관련된 담으로 인한 사망률의 증가를 제시하고 있다 [9,10]. 한편, 비정규직근로자는 정규직에 비하여 건강에 부정적으로 미치지 않으며, 오히려 건강에 긍정적인 영향을 미친다는 연구결과 등도 제시되고 있어, 비정규직근로자가 나쁜 건강과 연관성이 있는지에 대하여 논란이 지속되고 있다 [13,14].

본 연구결과는 여자 비정규직이 남자 근로자에 비하여 흡연, 음주율이 유의하게 낮음에도 불구하고, 정규직 남자에 비하여 불건강한 것으로 나타났으며, 여자 육체근로자의 경우 정규직에 비하여 비정규직근로자가 유의하게 불건강 (OR 1.86, 95% CI=1.24-2.79)한 것으로 나타났다. 그러나 남자 육체근로자 경우 오히려 비정규직이 정규직에 비하여 건강이 좋은 경향을 보였다. 이러한 결과는 정확한 이유를 설명하기는 어려우나, 남녀 간의 비정규직의 직종과 노동 강도의 차이로 인하여 비정규직의 건강에 미치는 영향이 건강지표에 따라 남녀 별 차이가 존재할 것이라 생각된다 [28]. 이에 대한 몇 가지 설

명을 살펴보면, 첫째, 비정규직근로의 남녀별 차이로 인하여 생기는 주관적인 건강인식 차이에 대한 차별적분류 오류에서 오는 문제일수 있다. 둘째, 남자 비정규직 육체근로자가 여자 비정규직 육체근로자에 비하여 노동 강도가 훨씬 높으므로 인해서 남자의 경우 처음부터 신체적으로 건강한 근로자만이 비정규 육체근로를 선택하는 건강근로자효과로 설명이 가능하다 [29,30]. 그러나 이러한 추측에도 불구하고, 여전히 이러한 결과에 대한 해석은 주의를 요구하며, 향후 비정규직 근로가 사망률, 만성질환, 사회·심리적 건강 등 여러 건강지표에 미치는 영향 및 경로에 대한 연구를 통하여 남자의 경우 비정규직 근로가 정규직 근로에 비하여 건강에 긍정적인 영향을 주는지 구명되어야 할 것이다.

본 연구에서는 비정규직근로의 특징으로 나이가 많을수록, 교육수준이 낮을수록, 소득이 낮을수록 비정규직에 종사하는 것으로 나타났다. 주관적인 생활수준 역시 비정규직이 유의하게 낮은 경제수준으로 나타났다. 근로형태별 경제활동분야는 대부분의 비정규직노동자가 육체근로자로 근무하는 것으로 나타나, 비정규직에 특성에 대한 기존연구와 일치하는 것으로 나타났다 [11,12]. 또한, 남자는 50세 이상의 고령층에서만 정규직보다 비정규직 비중이 높으나, 여자는 20대를 제외한 모든 연령층에서 비정규직 비중이 높으며, 학력과 연령에 관계없이 광범위하게 퍼져 있었다. 결혼 상태에서는 남자의 경우 미혼인 경우, 여자의 경우 유배우인 경우에 비정규직에 근무하는 빈도가 높았으며, 여자가 비정규직에 근무하는 경우 남자에 비하여 사별·이혼·별거 상태가 유의하게 많았다. 정부통계 자료(경제활동인구 연보에 나타난 근로계약 1년 미만의 임시·일용직)의 연구에 따르면, 노동지수는 남자가 여자보다 훨씬 많지만, 임시·일용노동지수는 여자가 남자보다 훨씬 많으며, 게다가 남자노동자들의 약 1/3이 임시·일용직이지만, 여자노동자는 약 2/3가 임시·일용직이다 [7]. 이는 20세기에서 노동시장에 있어서 여성의 기여하는 비율이 증가하고 있으나, 여성에게 기대

되어지는 가정의 역할과 직장업무의 병행하여야 하는 어려움 때문에 여성의 55%가 시간제 근로를 하고 있으며, 임금은 정규직에 비하여 적은 것으로 보고하고 있다 [31,32]. 즉, 여자의 경우 아이들과 가족을 돌보면서 소득을 얻을 수 있는 방법의 해결책으로 가내노동, 시간제근로, 임시직을 선택하거나, 자녀의 육아기를 거친 여성이 노동시장에 다시 진입하려고 할 때 제공되는 일자리가 대부분 비정규직인데서 비롯된 것으로 해석되며, 여성들이 안고 있는 문제들이 복합적이기 때문에 단순한 설문으로는 취업의사나 선호하는 고용형태들을 확인하기가 어렵다 [33].

현재 노동시장에서 비정규직의 건강상의 문제 발생에 있어 가장 직접적인 원인으로 추정되는 것은 정규직에 비하여 단순반복적인 작업, 열악한 작업환경 등을 들 수 있다 [12]. 이러한 현상은 우리 사회의 주변부 노동력이 투입되는 업무의 성격이 임금과 안전보건문제를 비롯하여 여러 차원의 고용조건이 열악하다는 점에서 그러하다. 특히, 한국은 IMF 이후 유례없는 비정규직의 증가로 인하여 이에 대한 사회보험, 연금, 부가혜택, 직장보험, 실업보험 등의 사회적 안전망을 제대로 갖추지 못하였으며, 비정규직의 성격상 해고가 용이하여 직업의 불안정성을 가중시키고 있다. 그러므로 비정규직이 담당하는 작업의 물리적 차원뿐만 아니라 사회·심리적 기전에 의해서도 건강문제를 악화시킬 심각한 가능성이 있다.

이상 앞에서 살펴본 바와 같이 비정규직이 정규직에 비하여 열악한 조건과 직업의 불안정으로 인하여 건강상의 문제를 더 많이 안고 있다고 할 때, 이러한 연관성의 원인과 그 기전을 밝히는 것은 근본적인 문제 해결에 다가설 수 있는 가장 중요한 과정이다.

이 연구에서 사용한 국민건강·영양조사는 비록 구조화된 설문지로 면접 조사함으로써 설문지의 자의 해석에 의한 정보성 편견을 최소화하였다 하더라도 다음과 같은 제한점을 가지고 있다. 첫째, 국민건강·영양조사에 의한 직업종사상 지위는 일종의 “자기 선언적 고용상태”이다. 즉, 우리나라 통계청 사회통계국에 따른

직업 종사상 지위 분류기준에 따라 상용직, 임시직, 일용직으로 나누고 있다. 따라서 장기임시고용직과 같이 비록 그들이 계약기간은 정하지 않았다 하더라도 쉽게 해고 가능하고 퇴직금과 상여금이 없는 사람이 상용직 즉, 정규직으로 분류됨에 따라 생기는 오류로 인하여 비정규직과 건강과의 연관성이 희석되었을 가능성이 있다. 둘째, 정규직과 비정규직의 특성으로 인한 주관적인 건강인식 차이로 인한 차별적 분류오류(differential misclassification)의 한계점을 배제할 수 없다. 비정규직은 정규직에 비해 인구학적, 사회·경제적, 건강행태이외에도 열악한 작업조건, 직업의 불안정성으로 인한 불안정한 사회심리상태, 낮은 생활수준 등 열악한 조건으로 인하여 정규직보다 자신의 건강문제를 덜 민감하게 받아들임으로서 정규직과의 건강과의 차이를 희석시킬 수도 있다는 것이다. 세 번째, 이 연구는 단면연구로서 역원인작용(reverse causation)의 영향을 배제하기가 어렵다. 이는 비정규직 근로로 인하여 건강상의 문제가 생기는 것이 아니라, 오히려 건강이 나쁜 사람들이 파트타임이나 임시·일용직에 근무하게 됨으로서 비정규직이 불건강하게 나타남으로서 생기는 영향이다. 자료의 제한점으로 인하여 역원인작용에 대하여 정밀하게 분석할 수는 없었다. 그러나 이 연구는 임금근로자만을 대상으로 분석한 것으로, 정규직에 비하여 비정규직이 노동 강도가 훨씬 높고, 유해한 업무 환경 등을 고려해 볼 때 [34], 건강이 나쁜 사람은 오히려 실업으로 남을 것으로 보이며, 역원인작용의 가능성은 적은 것으로 추측된다.

향후 이러한 비정규직이 건강에 미치는 인과관계의 원인규명을 위해서는 외국과 국제비교가 가능한 비정규직의 고용상태의 지표 개발을 통하여 전향적 연구설계를 이용하거나, 자가건강수준 뿐 아니라 사회·심리적 건강, 만성질환, 사망률 등에 대한 건강지표를 통하여 비정규직이 건강에 미치는 세부적인 경로를 조사하는 등의 보다 심층적인 분석이 필요하다. 또한 건강수준이 낮은 비정규직의 경우에 비정규직의 근무조건이 열악하고 스트레스가 클에도 불구하고 경제적인 압박에

의해 불가피하게 근무를 계속할 수밖에 없는 상황이 존재하는지에 대한 실증연구가 필요하다고 보인다.

## 결론

우리나라는 1997년 IMF 이후 비정규직이 유례없이 증가를 경험하였다. 이러한 비정규직의 증가는 직업불안정 및 소득의 불평등을 수반하고 있으며, 근로자 건강에 부정적인 영향을 미치고 있다. 그러므로 이 연구는 한국인의 대표성 있는 표본을 사용하여, 정규직 및 비정규직의 특성과 성별에 따른 주관적 건강수준의 차이를 검증하고자 하였다.

본 연구에서는 연령이 높을수록, 교육수준이 낮을수록, 소득이 낮을수록, 주관적인 생활수준이 낮을수록 비정규직에 종사하는 것으로 나타났으며, 여자 육체근로자에 있어서, 정규직에 비하여 비정규직 근로자가 자가평가건강수준이 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 이러한 연관성은 여자비육체직근로자나 남자근로자에서는 나타나지 않았다. 최근 비정규직근로자가 점차 증가하는 추세와 비정규직의 열악한 근로환경을 고려해 볼 때, 본 연구에서 나타나는 비정규직근로자와 건강수준의 연관성은 향후 비정규직이 사망률, 만성질환, 사회·심리적 건강 등 여러 건강지표에 미치는 영향 및 경로에 대한 연구를 통하여 보다 심층적인 원인규명이 필요하다고 생각된다.

## 참고문헌

1. Sparks K, Faragher B & Cooper CL. Well-being and occupational health in the 21st century workplace. *J Occup Organ Psychol* 2001; 74: 489-509
2. Metcalfe C, Davey Smith G, Sterne JAC, Heslop P, Macleod J & Hart C. Frequent job change and associated health. *Soc Sci Med* 2003; 56(1): 1-15
3. Cazes S & Nesp Esporova A. Labour market flexibility in the transition countries: How much is too much? *Int Labour Rev* 2001; 140: 293-325
4. Mamot MG. Job insecurity in a broader social and health context; Labour market changes and job insecurity: A challenge for social welfare

and health promotion. WHO Regional Publications, European Series 1999; 81: 1-9

5. Holmlund B & Storrie D. Temporary work in turbulent times: The Swedish experience. *Economic J* 2002; 112: 245-269
6. Bielenski H. New patterns of employment in Europe: Labour market changes and job insecurity: A challenge for social welfare and health promotion. WHO Regional Publications, European Series 1999; 81: 11-29
7. Wang IS. Women and non-standard work: labour market prospect with 8 million female non-standard workers. *Contingent worker* 2001; 6: 15-25 (Korean)
8. Bartley M, Ferrie J. Glossary: unemployment, job insecurity, and health. *J Epidemiol Community Health*. 2001; 55(11): 776-781
9. Kivimaki M, Vahtera J, Virtanen M, Elovainio M, Periti J, & Ferrie JE. Temporary employment and risk of overall and cause-specific mortality. *Am J Epidemiol* 2003; 158(7): 663-668
10. Benavides FG, Benach J, Diez-Roux AV & Roman C. How do types of employment relate to health indicators? Findings from the second European survey on working conditions. *J Epidemiol Community Health* 2000; 54(7): 494-501
11. O'Campo P, Eaton WW & Murtaner C. Labor market experience, work organization, gender inequalities and health status: results from a prospective analysis of US employed women. *Soc Sci Med* 2004; 58(3): 585-594
12. Matthews S, Hertzman C, Ostry A & Power C. Gender, work roles and psychosocial work characteristics as determinants of health. *Soc Sci Med* 1997; 46(11): 1417-1424
13. Rodriguez E. Marginal employment and health in Britain and Germany; does unstable employment predict health? *Soc Sci Med* 2002; 55(6): 963-979
14. Bardasi E & Francesconi M. The impact of atypical employment on individual wellbeing: evidence from a panel of British workers. *Soc Sci Med* 2004; 58(9): 1671-1688
15. Kim YS. The size and realities of contingent workers-Korea national statistical office; 'The result of economically active population add survey (2003.8)'. *Monthly Magazine for Labor and Society, Korea Labor & Society Institute*. 2003; 12: 72-91 (Korean)
16. Song Y. 27.3 percent non-standard workers in Korea estimated by Ministry of Labor: Is the figure erroneous? *Contingent worker*. 2002; 3: 66-74 (Korean)
17. Korea Institute for Health and Social Affairs. 1998 Korea national health and nutrition examination survey working report, 1999
18. Ruggles P. Drawing the Line: Alternative

- poverty measures and their implications for public policy. Urban Institute Press, 1990
19. Korea National Statistical Office. Glossary of statistical terminology, 1994
  20. Korea National Statistical Office. Annual report on the economically active population in Korea 2004.
  21. Graelle H, Sutton M. Income related inequalities in self assessed health in Britain: 1979-1995. *J Epidemiol Community Health* 2003; 57:125-129
  22. OECD. Employment Outlook. 1999, 28
  23. Choi K.S. International Comparison of Contingent workers' size. The Korea labor economic association. 2001 seminar on 『A size and profile of Contingent workers』, 2001 (Korean)
  24. Subramanian SV, Delgado I, Jadue L, Vega J & Kawachi I. Income inequality and health: Multilevel analysis of Chilean communities. *J Epidemiol Community Health*. 2003; 57: 844-848
  25. Burstrom B & Fredlund P. Self-rated health: Is it as good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social classes? *J Epidemiol Community Health*. 2001; 55: 836-840
  26. Ferraro KF & Su YP. Physician-evaluated and self-reported morbidity for predicting disability. *Am J Public Health*; 2000; 90: 103-108
  27. Idler EL & Benyamini Y. Self-rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav* 1997; 38: 21-37
  28. Son M . The relationship of social class and health behaviors with morbidity in Korea. *Korean J Prev Med* 2002; 35(1): 57-64 (Korean)
  29. McDonald C & Checkoway H. Epidemiology, as in life, provides opportunities for prospect, retrospect and at times for taking stock: Epidemiology of work related diseases second edition by McDonald C. *BMJ books* 2000; 381-407
  30. Monson RR, The collection of epidemiologic data: Occupational epidemiology 2nd edition by Monson Richard R. Department of Epidemiology Harvard University 1990; 53-62
  31. Joshi H, Macran S, Dex S. Employment after childbearing and woman's subsequent labour force participation: Evidence from the British 1958 birth cohort. *J Popul Econ* 1996; 9(3): 325-348
  32. Appendix-Why does new technology specially affect woman?: Women and new technology. Yorkshire and Humberside regional socialist feminist conference. 1979
  33. Namkee Ahn, Pedro Mira. Job bust, baby bust?: Evidence from Spain. *J Popul Econ* 2001; 14: 505-521
  34. Polivka A E. A profile of contingent workers, *Monthly Labor Review* 1996; 118: 10-21
  35. Strazdins L & Bammer G. Women, work and musculoskeletal health, *Soc Sci Med* 2004; 58(6): 997-1005
  36. Saloniemi, A., Virtanen, P. & Vahtera, J. The work environment in fixed-term jobs: Are poor psychosocial conditions inevitable? *Work Employ Soc* 2004; 18: 193-208
  37. Wang PS, Beck AL, Berglund P, McKenas DK, Pronk NP, Simon GE & Kessler RC. Effects of major depression on moment-in-time work performance, *Am J Psychiatry* 2004; 161: 1885-1891