

제8회 『사회연구 학술상』 장려상 수상논문

## 일반화추정방정식(GEE) 모형을 적용한 비정규직 노동자의 고용형태 변동과 건강수준 차이 연구

박진욱 · 정민수

이 연구는 임금 노동자의 고용형태 변화가 그들의 건강수준에 미치는 영향을 알아본다. 특히, 비정규직으로의 계속 고용이나 정규직에서 비정규직으로의 하락이 건강 약화에 미치는 영향을 반복측정 자료로 살펴보았다. 분석에는 한국노동패널조사자료(KLIPS: Korean Labor and Income Panel Study) 1~3차년도 및 4차년도 건강 부가조사를 사용하였다. 고용상태 등을 추출하여 최종 연구에 적용된 대상은 남성 1,207명, 여성 582명이었다. 이 연구는 이들의 고용형태를 4가지 범주로 나누고 일반화추정모형(GEE: Generalized Estimating Equation)을 적용하였다. 연령, 사회경제적 수준(동등화 가계소득, 학력수준, 직업계층, 혼인여부), 건강행동, 의료접근도를 통제하여 분석한 결과, 대상 기간(1998~2000) 동안 고용형태의 변동은 건강 수준에 유의하게 악영향을 주었다. 오늘날 전지구적인 노동유연화의 결과로 고용 불안정성은 다수 노동자들의 노동조건으로 변했다. 그러나 이것이 종사상 지위나 임금, 복리후생에 대한 직접적 차이 뿐만이 아니라 건강수준의 격차까지 야기한다면 이에 대한 정책적 판단이 필요할 것으로 보인다.

**주제어 :** 비정규직, 고용형태, 임금노동자, 건강 불평등, 일반화추정모형

## 1. 문제의 제기

통계청의 “경제활동인구조사 부가조사”(2007년 8월)에 따르면 우리나라의 정규직 규모는 2001년 8월 737만 명에서 2007년 8월 861만 명으로 꾸준히 증가하고 있다. 그러나 비정규직 비율은 2002년 56.6%를 정점으로 2003년에는 55.4%로 하락했고, 2004년 55.9%, 2005년 56.1%로 증가하다가 2006년에는 55.0%, 2007년에는 54.2%로 다시 하락했다. 그리고 지난 1년 동안 정규직은 36만 명 증가하고, 비정규직은 17만 명 증가했다. 고용형태별로 기간제근로(-12만 명)와 가내근로(-5만 명)는 감소하고, 장기임시근로(24만 명), 호출근로(18만 명), 시간제근로(7만 명), 용역근로(9만 명), 파견근로(4만 명), 특수고용(2만 명)은 증가했다. 이러한 정부의 공식발표는 일견 비정규직 문제에 대한 혼란을 불러 일으킬 수 있다. 통계청의 기준에 따르면 주당 1시간 이상 노동을 한 경우 임금 노동자로 분류되며, 비정규직의 규모 역시 노동계측에서 발표하는 현황과는 격차가 크기 때문이다.<sup>1)</sup> 특히 우리나라는 다른 OECD 국가들의 경우 시간제근로가 비정규직의 다수를 차지하는 것과 달리, 비정규직의 97.9%(861만 명 가운데 843만 명)가 임시근로를 하고 있으며, 이러한 비정규직이 전체 노동자의 절반을 차지한다는 문제점을 가지고 있다. 결국, 시장 유연화(market flexibility)의 결과로 노동시장에서의 정규직, 소위 말하는 안정적인 좋은 일자리는 줄어들었고, 대신에 비정규직의 증가로 차별화된 노동시장이 나타났다. 그리고 정규직과의 임금격차, 낮은 복지수준, 불안정한 고용 상태 등의 불평등이 심각한 사회문제로 대두되었다(김일호 외, 2005; 이시균, 2005).

비정규직 노동자의 증가는 1990년대 들어 서구를 포함한 대부분의 산업국가에서 공통적으로 나타나고 있다(Benach, 2000; Holmlund & Storrie, 2002). 그 형태는 각 국가마다 산업구조 및 노동시장에서 비정

1) 비정규직의 규모는 이를 어떻게 정의하느냐에 따라 다양하게 추산되는데, 대략 전체 노동자의 약 35%에서 60%가 비정규직인 것으로 알려져 있다(정진주와 황정임, 2005). 비정규직 노동자의 규모와 추정을 둘러싼 논의에는 김유선(2004, 2007), 정이환(2003)을 참조.

규직이 차지하는 비중에 따라 다양하게 나타나고 있으나 주로 저학력, 미숙련, 여성, 고령자, 단순노무자, 건설노동자 등 사회적 취약계층에서 그 비율이 높다는 공통점이 있다(Bielenski, 1999; Micheal & Vekker, 2001; Steven, 1998). 특히, 우리나라에서 여성 노동자의 70%는 비정규직이라고 보고되었다(정진주·황정임, 2005). 이들은 일반적으로 산업 재해와 같은 노동조건에서도 열악함을 면치 못하고 있다. 그래서, 비정규직은 임금이나 고용복지 부문의 차별을 받으면서 위험한 노동조건에는 더 많이 폭로되는 '이중의 부담'을 가지게 된다. 뿐만 아니라, 이러한 노동조건이 고착화되고 구조적으로 확대·재생산되어 비정규 노동자의 근로의 질에 대한 개선은 요원해졌다. 소위 말하는 '이중적 노동시장'(Doeringer & Piore, 1971) 또는 '분절된 노동시장'(Edwards, 1979)이 유연화의 결과로 나타난 것이다.

OECD국가 평균에 비해 비정규직의 비율이 2.5배나 높은 우리나라의 경우 유럽 등 선진국과는 달리 고용에 따른 노동자의 건강상태에 관한 연구는 아직까지 많지 않은 실정이다. 비정규직 증가로 인한 사회, 경제적 문제에 대한 연구는 활발히 진행중이나 상대적으로 건강문제와의 직접적인 연관성을 구명한 연구는 쉽게 찾아볼 수 없다(김일호, 2006). 그러나 비정규직의 발생 원인과 개념에 대한 연구들이 심화된 결과(권혜자·박선영, 1999; 남재량·김태기, 2000; 이병훈·윤정향, 2001), 비정규직이라는 고용조건이 야기한 결과에 대한 경험적 연구가 축적되고 있다. 특히, 다양한 비정규직의 범주를 특화하여 그 취약성을 밝힌 연구들, 예를 들어 여성 비정규직에 대한 연구들이 증가되었고(정진주·황정임, 2005; 김종숙 외, 2005), 그 결과 비정규직이라는 노동조건이 건강 악화에 미치는 기전을 밝히려는 통합 연구도 시도되고 있다.

오늘날 우리나라의 정규직과 비정규직의 노동조건의 차이는 사회경제적 불평등 및 건강수준에까지 부정적인 영향을 심화시킬 가능성을 내재하고 있다. 물론 이전의 많은 연구들이 비정규직 종사 여부에 따른 사회 경제적 불평등을 보고하고 있는 것에 비해 비정규직 등의 직업계층이 건강불평등을 야기하는가에 대하여 논란이 존재하는 것도 사실

이다(Bardasi & Francesconi, 2004). 이에 따라, 이 연구는 정규직과 비정규직이라는 고용형태의 차이에서 오는 특징적인 양상이 개인의 건강상태와 어떠한 연관성을 갖는지 살펴보되, 이 문제를 종단적 자료를 이용해 인과적으로 분석하고자 하였다.

## 2. 연구배경

### 1) 직업 불안정성과 건강

국제노동기구(ILO)에 의하면 2000년대에 전세계적으로 노동자의 25~30%인 7억 5천만명 내지 9억명 가량이 불완전고용(underemployment) 상태에 처해 있다. 유럽의 경우 파트타임, 임시계약직 등 유연화된 고용이 1985년에서 1995년 사이 15%나 증가하였다. 파트타임 노동자들의 비율은 네덜란드에서 33%, 스위스, 스웨덴, 영국에서 약 25%에 이르고 있다(공유정옥, 2002).

일반적으로 사용자에 의하여 직접 고용되어 고용과 사용이 일치하고 정년까지 고용이 보장되는 고용형태를 '정규(typical, standard)' 노동이라고 하고, 그 이외의 고용형태를 '비정규(contingent, atypical, non-standard)' 노동이라 한다.<sup>2)</sup> 비정규 노동형태는 다시 기간제 근로(계약직, 임시직 등), 특수고용 형태의 근로(도급, 위탁 등), 단시간근로, 파견근로 등으로 유형화할 수 있다(공유정옥, 2002).

그러나, 비정규직 노동자들 사이에서도 자신의 고용 조건에서 비롯되는 사회적 불이익을 받아들이는 정도가 다를 수 있으며, 정규직 노동

---

2) 1990년대 이후 전세계적으로 전형적인 고용관계, 즉 장기고용과 전일제노동 그리고 2자간 고용계약을 벗어난 비전형적이고 불안정한 고용형태가 확대되었다. 이것은 간접고용에 대한 ILO의 입장 변화에서도 확인되었다. ILO는 종래 노동자 파견을 비롯한 간접고용 사업을 유료직업소개사업의 하나로 파악하여 이를 금지해야 한다고 보았다. 그러나 노동시장에서 고용 관련 서비스업이 발전하자 1997년 민간고용서비스사업협약(Private Employment Agencies Convention, 제 181호)이라는 권고를 채택하여 탄력적 고용을 용인하게 된다(은수미, 2007: 7-8; 문무기, 2005: 157-183).

자들이라고 해서 모두 안정적인 고용 상태를 유지할 수 있는 것은 아니다. 수요에 대응하여 노동자의 수를 조정하는 외적·수량적 유연성, 기업업무의 일부를 용역이나 하청으로 빼는 외부화, 수요에 따라 노동자가 아닌 노동시간을 조정하는 내적·수량적 유연성, 수요에 따라 직무의 할당이 달라지는 기능적 유연성, 노동비용과 임금이 조정되는 임금의 유연성 등 다양한 측면의 유연성이 작동하고 있는 현실 노동시장에서 현재 어떠한 고용 유형의 노동자이든 고용 불안정으로부터 자유로울 수 없기 때문이다.

비정규직의 가장 큰 특징은 고용 불안정성이다. 이것은 다양한 방식으로 정의되는데, Davy 등(1997)은 “업무 지속성을 예측할 수 없는 상태”로, van Vuuren과 Klandermans(1990)는 “직무 수행의 미래에 대한 우려”로, Heaney 등(1994)은 “현재 직업의 계속에 대한 잠재적 위협”이라고 정의하였다. 이러한 정의들에서 고용 불안정성은 실적과는 구별됨을 알 수 있다. 실적은 고용 상태의 즉각적인 변동이지만, 고용 불안정성은 미래에 대한 지속적인 불확실성을 포함하는 일상의 경험이다 (Sverke & Hellgren, 2002). 지속적인 불확실성에 처해있는 상황인 고용 불안정은 안녕(安寧)을 해치고 부정적 감정을 유발한다고 생각할 수 있으며, 이는 개인 수준에서 효과적이고 적절한 대응전략을 갖추기 어렵게 만든다.

이 연구에서 주목한 것은 고용 불안정으로 인한 건강의 문제였다. 서구에서는 고용 불안정과 건강의 문제를 판단하는 대체지표로 결근일수[즉, 병결(炳缺)]를 연구하였다. 이 수치는 대규모 다운사이징 시기에 큰폭으로 증가하였고, 다운사이징이 감속화되던 1993년 이후에도 꾸준한 증가를 보였다. 즉, 다운사이징이 최악의 고비를 넘겨 어느 정도 직업 불안정이 경감된 뒤에도 노동자들의 건강수준은 계속 악화되어가고 있음을 의미한다. 연구자들은 위와 같은 현상이 일어나는 원인으로 직업 불안정, 업무부담 및 통제력 등 노동의 특성변화, 직업 불안정상태에 따른 노동자의 사회적 관계 악화, 그리고 불안정한 상황에 대응하기 위하여 흡연, 음주 등 건강관련 행동의 악화를 꼽았다.

그런데, 이러한 고용 불안정에 대한 연구들은 직접적인 고용형태 또는 고용지위를 다루지 못하고 사회심리적인 요인으로 문제를 환원시키는 경향이 있었다. 그러나 고용 불안정은 고용형태의 변동을 통해 구체적으로 접근할 수 있는 문제이며, 특히 임금 근로자의 경우 그 변동 추이를 통하여 건강수준을 추적 조사할 수 있다. 그렇다면 고용 불안정의 직접적 대상집단인 비정규직에게서 나타나는 고용지위 변동의 건강 결과는 무엇인가?

## 2) 비정규직 노동자의 건강 격차에 대한 연구들

비정규직에 대한 차별, 예를 들어 저임금, 낮은 부가 급여, 열악한 근로조건, 승진기회의 제한, 고용불안정과 이로 인한 사회경제적 불평등은 고용형태에 따른 건강불평등의 존재 여부에 관한 의문으로 이어져 이들의 직무만족도를 낮추고 정신적, 육체적 악영향을 미친다(Burchell, 1999; Saloniemi et al., 2004; Benach et al., 2004; Virtanen et al., 2005). 그런데 고용상태의 임시성은 생각보다 훨씬 폭넓은 건강 불평등의 결과를 낳는다. 주요 선진국에서 보고된 건강 결과를 영역별로 살펴보면 다음과 같다.

우선, 정신건강의 측면에서 Aronsson과 Goransson(1999)은 스웨덴의 노동시장을 계층화한 후 그 하층집단에서 나이, 성별, 사회경제적 지위에 따라 우울증의 차이가 있음을 보고했다. Virtanen 등(2003)은 핀란드의 병원 직원을 대상으로 전향적 코호트를 2년간 추적 조사하여 그들의 정신적 피로가 유의하게 나타났음을 지적했다. 이 이외에도 여러 연구에서 수면방해와 같은 건강 장애가 나타났다.

다음으로, 근육 및 골격 계통의 이상에 대해 살펴보면 Silverstein 등(2002)은 미국의 9년간 산재 보상요구 건수(N=392,925)를 조사하여 임시직의 업무 관련 비외상성 연조직 이상을 보고하였다. Failde 등(2000)은 스페인의 병원 직원을 대상으로 나이, 성별, 사회경제적 지위, BMI, 건강행태를 보정한 상태에서 임시직의 요통 비율이 유의하게 높았음을 지적하였다.

마지막으로, 주관적 건강수준이나 질병에 대한 연구가 있는데, Virtanen 등(2001)은 핀란드 병원직원들에게서 주관적 건강수준에 대한 불만이 있었음을 보고하였다. 뿐만 아니라 핀란드의 시 공무원을 대상으로 나이, 성별, 사회경제적 지위, 혼인 여부를 보정한 상태에서 만성적 질병의 분포 차이가 유의하게 나타났음을 지적하였다(Virtanen et al., 2002). 이외에도 Kivimäki 등(2003)은 정규직보다 비정규직 종사자들이 1.2-1.6 배 높은 사망률을 보고 하였으며, 같은 연구에서 음주로 인한 사망이나 흡연에 의해 암으로 사망의 경우에도 비정규직에서 유의하게 높다고 밝혔다.

한국의 경우 김일호 등(2005)에 따르면 남자정규직에 비해 여자비정규직에서 유의하게 건강이 나쁜 것으로 나타났다(OR=2.01, 95% CI: 1.39-2.09). 또한 정규직에 비해 비정규직 노동자들이 만성질환, 급성질환, 사회 심리적 건강, 자가 건강수준 등 다양한 건강지표에서 건강수준이 낮은 것으로 보고되었다(Kim et al., 2006; 김일호, 2006). 강영호와 김혜련의 연구(2006)에서는 상용직에 비해 임시 및 일용직 근로자의 사망위험이 3.01배 높은 것으로 나타났다. 또한 고용상태를 제외한 나머지 변수를 동일한 조건으로 짝짓기한 후 건강상태를 비교해 본 결과 여전히 비정규직과 같은 고용상태의 불안정이 건강상태에 부정적으로 작용함을 알 수 있었다(김명희·도영경, 2006).

결국 동일한 노동조건이라 하더라도 고용형태의 불안정성은 노동자의 건강에 직간접적인 건강 위해를 낳는다고 볼 수 있다. 특히 비정규직의 경우 산업별, 고용형태별로 그 근로조건이 양상에서 편차가 크기 때문에(윤정향 외, 2002), 각 집단의 특이효과가 상쇄되지 않은 개별적 접근이 요청된다. 그런데 문제는 비정규직 노동조건에 대한 다양한 연구에도 불구하고 국내에는 아직 인과적인 결론을 확증할만한 종단적 연구가 시도되지 못했다는 점이다.

### 3. 연구방법

#### 1) 연구 대상

이 연구는 한국노동연구원의 노동패널조사(KLIPS: the Korean Labor and Income Panel Study)의 1~3차년도 개인 및 가구 설문결과와 4차년도의 건강과 은퇴 부가조사를 이용한 종단적 연구이다. 알려진 것처럼 노동패널조사는 도시지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널 표본 구성원 약 5,000가구의 가구 구성원을 대상으로 1년에 1회 경제활동 및 노동 관련한 요인들을 추적 조사하는 종단면 조사로 1998년도부터 시작되었으며 종단적 연구에 적합하다(<<http://www.kli.re.kr>>). 이 연구는 노동패널 4차년도까지 추적 조사된 8,464명 중 1~3차년도 조사결과에 자신의 고용 지위를 임금노동자로 응답한 2,151명을 선별하고 1~4차년도 조사 결과의 주관적 건강 상태에 결측과 무응답이 있는 243명을 제외한 1,908명을 우선적으로 추출하였다. 그리고 이 중에서 직위 자체가 고용형태 변동에 대한 연구로 적절치 않은 목사, 의회의원, 기업 고위 임원 등인 응답자 30명을 제외하고, 해당 기간 동안 고용형태의 변화가 극히 불안정한 사례를 일부(N=89명) 제외하여 1,789명을 최종 분석대상으로 하였다.

현재, 비정규 노동자에 대한 정의는 고용계약기간, 고용계약의 형태, 근로시간 등에 따라 다양하게 적용된다. 이 연구에서는 정규직(non-precarious job)을 '근로계약기간의 정함이 없이 전일제로 일을 하며 사용자와 직접적 고용 계약을 맺고 노동을 제공하는 자'로 정의하고 정규 근로에서 벗어나면 비정규노동자로 정의하는 배타적인 분류방법을 적용하였다(장지연, 2001; 박진욱 외, 2007). 일반적으로 비정규직의 분류는 2002년 7월 노사정위원회가 합의한 정의 및 범주 구분이 있으나, 고용형태와 관련하여 기간제, 단시간, 파견 노동자는 아니지만 고용이 불안정한 근로계층이 광범위하게 존재한다. 이를 구분하면 <표 1>에서 C 집단인데, 현재 통계청은 임시, 일용 근로자 중에서 A+B 부분만을



비정규직으로 간주한다. 그러나 여기에 대해서 A+B 뿐만 아니라 C 역시 비정규직이라고 주장하는 연구가 많다(안주엽 외, 2001; 정이환, 2003). 이들은 계약기간은 정해져 있지 않으나 계속근로를 예견할 수 없기 때문이다. 그러므로 이 연구에서는 후자의 입장을 비정규직의 범위로 규정하였다.

<표 1> 비정규의 정의에 따른 모수 추정의 차이

“경제활동인구” 부가조사에서의 고용 지위					
구분	비정규			정규	총계
	불안정	시간제	비전형		
“경제활동인구” 본조사에서 고용지위의 범주	상용	A		D	7,926 (52.9%)
	임시 일용	B		C	7,043 (47.1%)
	총계	5,483 (36.6%)		9,486 (66.4%)	14,969 (100.0%)

\* 이인재(2007: 5)에서 수정인용

## 2) 연구설계

### 가. 설명변수

이 연구의 핵심 설명변수는 고용변동의 유형이다. 이를 위하여 두 가지 절차가 적용되었다.

첫째, 비정규직의 범위 추정인데, 위의 <표 1>의 기준에 따라서 A+B+C의 범주를 모두 비정규직으로 보았다. 그리고 이러한 분석틀에 맞는 구체적인 분석 방법으로 박진욱 등(2007)의 연구를 따라 조작적 분류를 적용하였다. 그 결과 이 연구의 비정규직 범위는 노동패널 자료에서 본인의 고용형태에 대해 비정규직이라고 응답한 경우, 종사상의 지위가 임시·일용직이라고 응답한 경우, 임금의 지급 방식이 주급제/격주제/일당제/도급제/기본급 없이 능력·실적에 따라 지급된다고 응답한 경우, 시간제로 일

한다고 응답한 경우, 근로계약기간이 정해져 있다고 응답한 경우, 파견 근로라고 응답한 경우, 퇴직금 혜택을 받지 않는다고 응답한 경우이다. 물론 노동패널 자료에는 스스로 비정규직 여부를 밝히는 문항이 있으나 이것이 3차 설문부터는 제외되었으며 <표 1>의 기준에 따르면 비정규직이라 보기에는 비정합적인 조건들(예를 들어, 실제 임금의 지급방식, 파견근로여부, 근로계약기간 여부 등)이 많아서 이러한 재분류 방식을 택하였다.

둘째, 고용변동 경로에 대한 매칭이다. 우선 3개 시점 자료에서 모두 정규직이거나 모두 비정규직인 경우는 각기 '정규직 유지'와 '비정규직 유지'로 처리하였다. 다음으로 1차 또는 1,2차 자료에서 비정규직이었으나 그 이후에 정규직이 된 경우에는 '비정규직에서 정규직으로 변화'로 처리하였다. 반대로 1차 또는 1,2차 자료에서 정규직이었으나 그 이후에 비정규직이 된 경우에는 '정규직에서 비정규직으로 변화'로 처리하였다. 다만, 1,3차년도에서 정규직이었으나 2차년도에서는 비정규직인 경우나 1,3차에서 비정규직이었으나 2차년도에서는 정규직인 경우는 고용형태의 변동이 극히 불안정한 직무로 판단하여 분석에서 제외하였다. 실제로 이러한 자료는 분석에 투입된다 하여도 의미 해석이 곤란하므로 시계열 자료에서 극단치로 간주할 수 있다.

비정규직의 범주와 고용형태 변동에 대한 이러한 조작적 정의방식은 비정규직이 정규직으로 가기 위한 가교(假橋)인지 아니면 오늘날의 고용조건에서 1차 노동시장 진입에 대한 허구적 환상만을 재생산하는 역할을 하는지에 관한 기존 연구들에 근거한 것이다(남재량·김태기, 2000; 한준·장지연, 2000). 사실 노동시장이 구조적으로 분절된 결과로 비정규직에서 정규직으로 이행할 확률은 점차 낮아졌고, 그 결과 다수의 비정규직들이 비정규직→비경제활동인구 혹은 실업→비정규직이라는 폐쇄회로 속을 전전할 경우(남재량·김태기, 2000) 비정규직에서 정규직으로의 이동은 사회적 이동이라기 보다는 역선택의 결과일 수 있다. 그러한 경우 노동시장의 구조적 분절에 대한 거시-구조적인 변수도 고려하는 다층모형이 적절한데, 이 연구에서는 이러한 설명변수의 수준별 복합성까지는 고려하지 않았으며, 정규직을 기준집단으로 비정규직의 건강수준 차이를 살펴보았다.

### 나. 반응변수

이 연구에서 사용된 반응변수는 주관적 건강상태인데, 매우 간단하고 자기 본위적인 평가 척도임에도 불구하고 여러 선행 연구들에서 건강 연구의 결과 변수로써 상대적 비교의 타당성이 인정되었다(Ferraro & Su, 2000; Burström & Fedlund, 2001; Lindaström et al., 2001). 이 연구에서는 4차년도 부가조사인 “건강과 은퇴”에 포함된 현재 건강상태에 대한 질문을 이용하였다. 이것은 일반적으로 사용되는 5점 리커트 척도인데 ‘보통이다’라고 응답한 경우를 ‘불건강’으로 처리하여 건강과 불건강에 대한 이항 변수를 만들었다. 주관적 건강상태가 ‘보통’인 경우는 연구집단의 맥락에 따라 흔히 재조정되는데 작업조건상 건강에 미치는 폭로요인이 많을 경우 이 범주를 불건강으로 포함시킬 수 있다. 뿐만 아니라 이 연구의 초점은 고용형태의 변동이라는 상대적 차이를 파악하는 것이기 때문에 이러한 조작화가 비정규직 노동자의 건강수준을 사실보다 더 열악한 것으로 증폭시키는 효과는 없었다.

반응변수인 건강은 전년도의 고용형태 변동을 포함한 사회경제적지위에 영향을 받는다는 가정 하에 해석되었다. 이러한 주관적 건강수준 평가 척도는 일견 단순한 것처럼 보이지만 다양한 질병 여부와 개인적인 상병에 대한 체감을 모두 반영한다. 일반적으로 건강함과 건강하지 못함에 대한 개인들의 평가는 매우 흡사하다는 보건학적/의학적 연구 결과들에 따른 것이며, 이러한 이유로 인하여 SF-36이나 맥아더 척도(McArthur scale)에도 주관적 건강지표는 폭넓게 적용되고 있으므로 신뢰할 수 있다.

### 다. 혼란변수와 폭로요인

이 연구는 산업역학적 설계에 따라 노동자의 고용형태 변동과 건강수준 간의 원인적 연관성(causal association)을 밝히는 미시 연구이다. 원인적 연관성이란 한 사상(寫像)의 양과 질을 변화시켰을 때 다른 사상의 양과 질도 따라서 변화하는 두 사상 간의 관계이다(김정순, 2000). 그런데, 실험상태가 아닌 자연상태에서는 관찰요인과 결과 사이에 다른 요인이 개입되는 간접원인적 연관성이 일반적으로 가정된다. 그러므로

이 연구에서는 자연상태에서의 원인과 결과 사이의 통계적 추정에 대해 가능한 혼란변수와 폭로요인을 상정하였다.

우선 고용변동이 주관적 건강수준에 영향을 준다는 인과적 가설을 제시할 때 반응변수인 건강수준에 영향을 줄 수 있는 제 3의 혼란변수들이 있을 수 있다. 이 연구에서는 4차년도 부가조사에 포함된 음주, 흡연, 운동, 정기 건강검진 여부, 지병 보유 여부, 의료기관 이용 경험을 혼란변수로 반영하였다.

다음으로 폭로요인은 관찰하고자 하는 설명변수 이외에 개별 사례들이 가지고 있는 속성이다. 이 연구에서는 주요 사회경제적위치지표(SEP: Socio-Economic Position)와 노동조건 관련 변인을 포함시켰다. 교육수준은 대졸 이상을 기준집단으로 고졸, 중졸, 초졸 이하로 분류하였으며, 혼인 여부는 기혼을 기준집단으로 미혼, 이혼·사별·별거로 분류하였다. 흡연여부는 금연을 기준으로 흡연의 효과를 보았으며, 음주는 '전혀 안함'을 기준집단으로 '가끔 한다'와 '자주 한다'로 분류하였다. 운동은 '한다'를 기준집단으로 '하지 않는다'의 효과를 보았으며, 정기검진 역시 '한다'를 기준집단으로 '하지 않는다'의 효과를 보았다. 지병 여부는 '없다'를 기준집단으로 '있다'의 효과를 보았는데 4차년도 조사에서 지병을 가지고 있다고 답한 집단의 3/4가 정기적으로 병원을 방문하고 있다고 응답하여 변수 투입의 타당성이 있는 것으로 판단되었다. 1년내 병원 이용여부는 '없다'를 기준집단으로 '있다'의 효과를 보았다. 마지막으로 가구 소득은 각 가구의 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 이전소득, 기타소득을 모두 합산하여 월평균 가구소득을 구한 후에 이를 가구원 수에 따라 보정하는 OECD의 연구 방법을 적용하였다(김일호 외, 2005; 강영호·김혜련, 2006; 박진욱 외, 2007). 계산식은 다음과 같다( $\beta=1$ ,  $V=0.5$ ). 가구 소득은 상위 25%, 중위 50%, 하위 25%로 구분하였으며 기준집단을 상위 25%로 정하여 소득이 적을수록 건강수준이 얼마나 낮은지를 살펴보았다.

$$\text{가구원수보정월가구소득} = Y/(A + \beta B)^V$$

단,  $Y$  = 월평균가구소득,  $A$  = 가구원중 성인수,  $B$  = 가구원중 어린이수,  
 $\beta$ ,  $V$  = 동등화지수

### 3) 분석방법

고용형태의 변동에 관한 국내의 선행 연구들은 주로 횡단면 평균치를 이용한 로지스틱 회귀분석을 적용하였다. 그러나 이러한 분석방법은 인과적 결론을 끌어내는데 근본적인 한계를 가진다. 이 연구에서는 일반화 추정 방정식(GEE: Generalized Estimating Equation)을 적용하였으며 고용변화가 건강에 미치는 시간 지체(time-lag) 효과를 반영하였다. 기본 모형은 로지스틱 회귀분석과 동일하지만 SAS/GENMOD를 이용하여 1~3차 웨이브의 반복측정 결과를 고려한 Exp(B)값을 도출하였다. GEE는 패널간 또는 전체 패널자료의 인과모형을 추정하는데 사용되는데, 특히 정규분포로부터 이탈하는 다변량 변수에 일반선형모형(GLM: Generalized Linear Model)을 적용한 것으로 GLM에서는 다루기 어려운 반복측정 시계열 자료를 다룰 수 있는 분석기법이다(Liang & Zeger, 1986). 이것은 모수의 분포에 대한 전제로부터 자유로워서 설명변수와 반응변수 사이의 연결함수가 알려져 있지 않는 경우에도 반응변수의 주변분포 및 관찰된 상관관계 구조를 통해 유사우도함수에 근거한 점근적 추정량을 산출한다는 장점이 있다. 특히, 이분형 반응변수가 수차례 측정되는 의학, 보건학 연구에서는 측정값들 간의 상관성이 존재하기 때문에 이러한 방법을 반드시 적용해야 한다(임희정 외, 2004; Shin & Park, 1996). 이 연구에서 노동자 개인의 건강수준은 시간의존성이나 가변적인 공변성을 떨 수 있다. 그래서 이렇게 GEE를 통해 해당 웨이브 기간 동안의 관찰값의 동시 추정을 시도하였다. 베타값 산출을 위한 GEE 추정식은 다음과 같다(Liang & Zeger, 1986).

$$S_{\beta}(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^m \left( \frac{\delta \mu_i}{\delta \beta} \right)^T V_i^{-1} (y_i - \mu_i) = 0, \quad \text{estimated } \beta \sim N(\beta, \Sigma)$$

단,  $V_i$ 는  $x_i$ 가 주어졌을 때  $y_i$ 의 행렬이며,  $a$ 는 상관구조의 가능한 모수

노동패널조사는 각 조사년도마다 횡단면 가중치와 종단면 가중치를 제공하고 있다. 가중치를 부여하는 과정은 표본추출확률 계산, 무응답 조정, 사후중화의 3단계로 진행된다. 표본추출확률은 표본의 모집단에 대한 부분포함 문제를 고려하여 계산된다. 무응답 조정은 응답가구원과 무응답 가구원을 대상으로 로짓모형을 설정하여 응답확률추정치를 구한다. 여기에 표본 데이터의 한계분포를 모집단의 한계분포와 같게 조정하여 표본들의 과소 포함의 문제를 해결하는 사후중화를 거쳐 가중치가 부여된다(KLIPS, 2007). 이 연구에서는 연구대상의 기준시점인 1차년도 횡단면가중치를 부여하여 분석을 시행하였다.

#### 4. 분석결과

우선 연구대상의 일반적 특성과 고용형태를 살펴보았다(<표 2>). 이것은 앞서 기술한 것처럼 이 연구의 비정규직 범위인 <표 1>의 A+B+C를 한정하는 근거이자 노동패널의 측정변수 변경에 대해 대응하여 다양한 범주에서 비정규직의 요소를 고려하기 위한 것이었다. 결과에 따르면, 고용형태가 비정규직인 경우는 1차와 2차년도 각각 19.97%, 20.45%였으며, 고정된 계약기간이 없는 경우가 연차별로 각기 97.15%, 97.42%, 90.94%였다. 작업형태가 파트타임인 경우는 연차별로 10.07%, 6.63%, 5.66%였으며, 종사상 지위가 임시나 일용인 경우는 각기 15~16% 내외였다. 임금의 형태는 월급제나 연봉제가 아닌 경우가 14~16% 내외였다. 3차년도에 추가된 파견근로 해당자는 5.76%, 퇴직금이 없는 노동자는 29.07%였다.

다음으로 고용형태 변동의 종류 및 분포를 살펴보았다(<표 3>). 이 연구에서 정한 기준에 따른 비정규직의 정도는 분석기간인 1998~2000년 사이에 최소 27.72%에서 최대 39.41%였다. 특이한 점은 2000년도에 10% 이상의 증가가 있었다는 점이다. 성별로 구분하여 보았을 때는 여성 노동자가 남성보다 평균 10% 이상 비정규직이 많았다. 고용형태의 변동을 4가지 유형별로 분류한 경우에는 '정규직 유지'와 '비정규직

&lt;표 2&gt; 연구대상의 일반적 특성과 고용형태

	1차년(1998) N(%)	2차년(1999) N(%)	3차년(2000) N(%)
고용형태			
정규직	1,431(80.03)	1,416(79.55)	
비정규직	357(19.97)	364(20.45)	
고정된 계약기간 여부			
있다	51(2.85)	46(2.58)	72(4.02)
없다	1,737(97.15)	1,735(97.42)	1,627(90.94)
모른다			90(5.03)
작업 형태			
파트타임	180(10.07)	118(6.63)	101(5.66)
전일제	1,607(89.93)	1,661(93.37)	1,685(94.34)
종사상 지위			
상용	1,500(83.99)	1,480(83.24)	1,504(84.26)
임시	114(6.38)	127(7.14)	122(6.83)
일용	172(9.63)	171(9.62)	159(8.91)
임금의 형태			
연봉제	46(2.57)	43(2.41)	65(3.63)
월급제	1,460(81.61)	1,489(83.60)	1,480(82.73)
주급제	3(0.17)	4(0.22)	2(0.11)
일당제	170(9.50)	138(7.75)	143(7.99)
시간제	30(1.68)	28(1.57)	28(1.57)
성과제	29(1.62)	19(1.07)	15(0.84)
실적제	47(2.63)	56(3.14)	50(2.79)
기타	4(0.23)	4(0.22)	6(0.34)
파견근로 여부			
그렇다			103(5.76)
아니다			1,681(93.96)
모른다			5(0.28)
퇴직금 보장 여부			
있다			1,256(70.21)
없다			520(29.07)
모른다			13(0.73)

유지'의 비율이 52.88% 대 20.12%로 나타났으며, 정규직에서 비정규직으로 노동조건이 악화된 경우가 19.28%로 집계되었다. 그러나 같은 기간에 비정규직에서 정규직으로 노동조건이 개선된 경우도 7.71%로 나타났다.

&lt;표 3&gt; 고용형태 변동의 종류 및 분포

	남성 N(%)	여성 N(%)	총계 N(%)
고용형태(1차년)			
정규직	916(75.89)	375(64.43)	1291(72.16)
비정규직	291(24.11)	207(35.57)	498(27.84)
고용형태(2차년)			
정규직	925(76.64)	368(63.23)	1293(72.28)
비정규직	282(23.36)	214(36.77)	496(27.72)
고용형태(3차년)			
정규직	794(65.78)	290(49.83)	1084(60.59)
비정규직	413(34.22)	292(50.17)	705(39.41)
고용형태의 변동			
정규직 유지	703(58.24)	243(41.75)	946(52.88)
비정규직에서 정규직으로 변화	91(7.54)	47(8.08)	138(7.71)
정규직에서 비정규직으로 변화	213(17.65)	132(22.68)	345(19.28)
비정규직 유지	200(16.57)	160(27.49)	360(20.12)

건강 수준에 대해 시계열적으로 반복 측정된 패널 자료의 특성을 고려하여 GEE 분석을 하였다(<표 4>). 기준집단은 양호한 그룹으로 잡았으며, 범주가 여럿일 경우 건강 위험도가 높다고 알려진 그룹일수록 서열값을 높게 주었다. 결과에 따르면, 비정규직 여부(OR=1.47, 95% CI: 1.10-1.96), 교육수준(OR=1.53, 95% CI: 1.24-1.88), 흡연(OR=1.47, 95% CI: 1.05-2.04), 음주(OR=0.75, 95% CI: 0.61-0.93), 만성질환 여부(OR=4.56, 95% CI: 3.35-6.21), 그리고 1년내 병원 이용 여부(OR=2.45, 95% CI: 1.81-3.32)가 통계적으로 유의한 변수였다. 이 이외에 혼인여부는 P<.1의 수준에서 건강에 유의한 영향을 미쳤다. 결국, 정규직에 비해 비정규직에서 주관적 건강수준이 더 낮을 승산비가 1.47배 더 높았다. 이것은 이 연구에서 다른 건강위험 변수인 교육수준(사회경제적 위치 지표)이나 흡연(건강행동)에 버금가는 정도로 높은 것이었다. 생각건대, 만성질환이 있거나 치료를 위해 1년내 병원을 이용한 적이 있는 사람들의 효과를 구별해내거나 이들을 따로 살펴볼 경우 고용형태와 그 변동의 순의미가 더 잘 나타날 것이다. 결국 고용변동이라는 구조적 요



&lt;표 4&gt; 고용형태에 따른 주관적 건강수준의 GEE 추정\*

변수†	계수	표준 오차	승산비(95% CI)	p-값
고용 형태	0.387	0.147	1.47(1.10-1.96)	0.008
교육 수준	0.422	0.108	1.53(1.24-1.88)	<.0001
종사상 지위	0.034	0.094	1.04(0.86-1.24)	0.713
혼인 여부	0.195	0.109	1.22(0.98-1.50)	0.072
월가구소득	0.129	0.107	1.14(0.92-1.40)	0.227
주당 노동 시간	-0.005	0.003	0.99(0.99-1.00)	0.126
흡연	0.382	0.168	1.47(1.05-2.04)	0.023
음주	-0.287	0.107	0.75(0.61-0.93)	0.007
운동	0.024	0.155	1.02(0.75-1.39)	0.880
정기검진 여부	-0.210	0.146	0.81(0.61-1.08)	0.150
지병 여부	1.517	0.158	4.56(3.35-6.21)	<.0001
1년내 병원이용 여부	0.896	0.155	2.45(1.81-3.32)	<.0001

\* 알파=0.05 (연령과 성별로 표준화)

\*\* 고용형태: 정규직(기준집단), 비정규직

교육수준: 대졸 이상(기준집단), 고졸, 중졸, 초졸 이하

혼인여부: 기혼(기준집단), 미혼, 이혼/사별/별거

월가구소득[가구원수 보정(/10,000원)]: 소득 상위 25%(기준집단), 중위 50%, 하위 25%

흡연여부: 금연(기준집단), 흡연

음주: 전혀 안함(기준집단), 가끔 한다, 자주 한다

운동: 한다(기준집단), 하지 않는다

정기검진: 한다(기준집단), 하지 않는다

지병 여부: 없다(기준집단), 있다

1년내 병원이용 여부: 없다(기준집단), 있다

인은 생물학적 요인이나 개인행태 차원으로는 통제할 수 없는 건강영향 요소이며 개인 수준으로만 환원하여서는 해결하기 어려울 것으로 판단된다.

이러한 GEE 분석결과를 방법론적으로 평가한다면 다음과 같다.

첫째는 이 연구에서 적용한 자료의 기간 문제이다. 노동패널은 국내에서 구축된 패널자료 중에서 가장 기간이 길고 학계에 널리 이용되는 점에서 상당한 신뢰성을 가진다. 그럼에도 불구하고 이 자료원에는 건강수준에 대한 문항이 매우 제한적이고 그것마저도 몇 번에 걸쳐 척도가 변경되었다. 즉, 5차 웨이브에서 주관적 건강수준에 대한 측정이

없고 4차 웨이브에서도 부가조사 이외에는 건강에 대한 복합적 지표가 없었기 때문에 연구대상을 이렇게만 한정하였다. 결국, 최초의 원표본 가구에 대한 자료부터 분석에 이용하여야 한다는 패널분석의 원칙에 따라 이 연구에서는 1~3차년의 고용변동 자료가 적용될 수밖에 없었다. 그러나 당시는 IMF 구제금융 직후로 노동조건의 변화가 다른 어느 때보다 심했다. 물론 그 이후 우리나라의 고용조건의 전반적으로 유연화된 노동의 방향으로 재편되었지만, 이 연구의 분석결과를 보수적으로 해석할 필요는 있다. 그리고 향후 연구에서는 비정규직에서 정규직으로 상향이동 하는 것보다 정규직에서 비정규직으로 하향이동 하는 것이 일관되고 확실한 결과로 나타나는지 산업동향을 전반적으로 분석한 다음에 상당한 기간의 자료를 추적 관찰해야 할 것으로 판단된다. 뿐만 아니라, 비정규직 내에서 이러한 고용 불안정성에 상대적으로 더 민감할 수 있는 직종이나 산업, 또는 고용형태를 선별하여 그들이 갖는 가중된 취약성을 살펴보아야 할 것이다.

둘째는 GEE 추정의 안정성 문제이다. 고용형태, 즉 비정규직 노동이 그들의 건강상태에 미치는 영향은 학계와 노동계, 정부 모두 관심을 갖는 중요한 문제이다. 그럼에도 불구하고 기존의 연구들은 주로 횡단면 분석을 통해 인과적 결론을 내렸다. 그러나 이것은 방법론적으로 불매엄밀한 것이 아니다. 특히, 노동패널의 이용한 종단적 연구들도 반복 측정 분산분석(repeated-measure ANOVA)을 이용해 두 시점의 시계열 자료를 가지고 종단적 결론을 내리는 경향이 있었다. 그러나 이 연구는 종단적 연구의 통계학적 전제조건인 세 시점 이상의 시계열 자료를 GEE 분석을 통해 추정하였다는 점에서 안정적이고 신뢰할 수 있는 결과를 보여주었다. 뿐만 아니라 별도로 수행한 이항 로지스틱 회귀모형과 일반화 추정 방정식의 비교에서도 고용형태의 변동이 있었던 집단은 정규직을 유지한 집단에 비하여 유의하게 건강 불평등 효과가 있었음이 확인되었다. 그러므로, 주관적 건강 수준을 반응변수로 하는 횡단적 연구 설계들에서 문제가 될 수 있는 시점 특수성(sample and time specific)을 견고 모델(robust model)로 확장한 점은 방법론적 성과였다.

## 5. 고찰 및 결론

이 연구의 결과에 따르면 정규직의 고용형태 유지에 비해 비정규직 고용형태로의 변동은 노동자의 주관적 건강수준을 유의하게 악화시켰다(OR=1.47, 95% CI: 1.10-1.96). 이러한 결과는 건강수준에 영향을 주는 것으로 알려진 주요 변수들인 사회경제적지표(교육수준, 혼인여부, 가구소득), 건강행태(흡연, 음주, 운동), 노동조건(주당 노동시간, 종사상 지위), 의료이용(정기검진 여부, 1년내 병원이용 여부), 그리고 객관적 건강상태(지병 여부)를 통제한 상태에서 통계적인 의미가 있는 수준이었다.

이것은 무엇을 의미하는가? 보건학적 관점에서 노동조건에 대한 연구는 70~80년대 이후부터 꾸준히 확장되어 왔으며, 특히 산업재해와 같은 인명손실 문제는 큰 사회적 파장을 낳았다. 그리고 2000년대 이후에는 노동력이 전지구화된 결과로 이주노동자의 노동조건이나(정민수, 2007: 1-82), 비정규직 고용형태 문제가 새로운 이슈로 제시되었다(신순철과 김문조, 2007: 205-224; 박진욱 외, 2007: 388-396). 이 연구는 후자의 문제에서 비정규직과 정규직의 고용형태 변동 문제를 다루었다. 연공서열이나 종신고용과 같은 기존 노동체계가 급격히 허물어지고 주변화된 노동시장이 확대되는 과정에서 1차 노동시장의 입직구(入職口, job entry)는 매우 좁아졌다는 점에서 모든 노동자는 고용형태의 변화에 노출되어 있기 때문이다.

최근의 선행 연구를 살펴본다면 사회인구학적 변인들이 통제된 상태 하에서도 취업지위는 개인의 주관적 건강상태에 유의한 영향을 미쳤다(신순철·김문조, 2007). 뿐만 아니라 남성보다 여성 근로자가 더 큰 고용형태 변동을 경험했으며, 그에 따른 주관적 건강수준도 훨씬 열악한 것으로 나타났다(박진욱 외, 2007). 이러한 연구들은 공통적으로 비정규직의 노동조건이 건강상태에 유의한 영향을 준다는 것을 보여준다. 그러나 방법론적으로 볼때 기존 연구들은 시계열 자료를 횡단면 평균값으로 바꾸거나 결합시계열 회귀분석을 도입하였다는 점에서 고용변

동이 직접적으로 일정 기간 후에 건강수준에 미치는 영향을 본 것이라 말하기 어렵다.

이 연구에서 적용한 GEE 분석에 의하면 고용형태의 변화를 거친 비정규직에서의 주관적 건강수준이 정규직보다 더 낮을 확률이 47% 더 높았다. 이것은 함께 투입된 다른 건강위험 변수인 교육수준(사회경제적 위치 지표)이나 흡연(건강행동)에 버금가는 정도로 높은 것이었다. 이러한 결과는 비정규직을 유지한 경우를 포함하여 고용의 변동이 누적적으로 건강 악화에 영향을 준다는 것을 보여준다. 그러므로 고용변동이라는 구조적 요인은 생물학적 요인이나 개인행태 차원으로는 통제할 수 없는 건강영향 요소이며, 따라서 비정규직의 건강문제를 개인 수준으로만 환원하여서는 해결하기 어렵다. 즉, 비정규직의 고용조건에 대한 정책적 개입이 요청된다 하겠다.

아울러, 정규직을 유지한 집단에 비해 비정규직을 유지한 집단에서 여성의 비율이 높게 나타났으며 비정규직으로 전환된 집단에서도 여성의 비율이 남성에 비해 높게 나타났다. 이는 여성이 남성에 비해 노동시장의 불안정성에 더 많이 노출되어 있고 고용안정성이 취약한 집단이라고 보고한 기존 연구들과 유사한 결과이다(장지연, 2001; Kim et al., 2006). 그러므로 고용형태와 관계없이 여성의 노동조건이 남성에 비해 취약하다고 할 수 있으며, 이러한 결과는 여성이 남성과 달리 가족의 건강을 책임지는 사람으로써 건강에 대해 상대적으로 예민하나 자신의 건강에 쏟을 시간과 자원이 부족하기 때문이라는 기존의 연구 결과와도 부합된다(안연순 외, 1999; 안연순 외, 2002; 박진옥 외, 2007).<sup>3)</sup> 그러므로 고용형태의 불안정성을 구조적으로 접근하되 각 집단별 노동조건 특수성을 충분히 고려할 필요가 있다.

3) 이 연구에서 남,녀 모두 비정규직을 유지한 집단은 나머지 집단에 비해 55세 이상의 고령 노동자의 비율이 높고(남성: 22.0%, 여성:18.75%), 중학교 졸업 이하의 저학력노동자의 비율이 높았으며(남성:41.5%, 여성:51.88%), 서비스업이나 육체노동자의 비율이 높게 나타났다(남성:86.94%, 여성:74.38%). 이는 국민건강영양 조사를 이용한 선행연구에서 나타난 비정규노동자 집단의 특성과 유사한 결과로서 사회경제적 지위의 취약성이 고용형태의 취약성으로 나타나고 있음을 보여준다(김일호 외, 2005).

이 연구는 한계는 다음과 같다. 첫째 이 연구는 비정규직 노동의 사회적 취약성에 초점을 맞추었지만 노동조건이 열악한 여타의 정규직 일자리를 충분히 고려하고 있는지에 대해서는 아직 의문이 남는다. 비록 <표 1>과 같이 C그룹을 포함하기 위하여 비정규직으로 복합적인 기준으로 선별하였으나 그것이 고용형태 변동의 건강 결과에 주는 영향은 추후 연구를 필요로 한다. 둘째, 이미 노동시장에 편입된 집단만을 연구대상으로 하였기에 건강 상태가 좋지 않아 노동시장에 진입하지 못한 집단은 연구 대상에서 누락되었다. 따라서 연구대상 집단 전반에 걸쳐 소위 말하는 “건강한 노동자의 효과”가 나타났을 가능성이 있다. 즉, 고용형태의 변동과정에서 건강한 노동자의 역선택 효과가 개입되었을 수 있다. 그러므로 고용상태의 변화와 이에 따른 건강상태의 변화를 장기적으로 추적하여 고용의 불안정과 건강상태의 악화가 어떠한 인과관계를 가지고 있는지에 대한 후속 연구가 필요할 것이다.

그럼에도 불구하고 일반화 추정 방정식을 적용한 결과 고용형태의 지위가 열악했던 집단은 정규직을 유지한 집단에 비하여 유의하게 건강 불평등 효과가 있었음이 확인되었다. 즉, 3년에 걸친 고용상태의 변화가 주관적 건강 결과에 미치는 영향에 대해 분석한 결과 비정규직 노동이 건강에 미치는 악영향을 확인할 수 있었다. 그러므로 고용형태 불안정에 대한 사회정책적 방안의 마련이 필요한 것으로 판단된다.

## ■ 참고문헌 ■

- 강영호·김혜련. 2006. “우리나라의 사회경제적 사망률 불평등.” 『대한예방의학회지』 39(2): 115-122.
- 공유정옥. 2002. 『고용불안정이 어떻게 노동자의 건강을 해치는가』. 노동보건.
- 권혜자·박선영. 1999. 『비정규 노동자의 규모, 법적 지위, 조직화방안』. 한국노동조합총연맹.

- 김명희·도영경. 2006. “사회역학 방법론: 이론적 배경과 실천적 함의.” 『제59회 대한예방의학회 정기학술대회 연제집』 pp. 71-90.
- 김유선. 2004. 『노동시장 유연화와 비정규직 노동』. 한국노동사회연구소.
- \_\_\_\_\_. 2007. “비정규직 규모와 실태: 통계청, ‘경제활동인구조사 부가조사’(2007. 8) 결과.” 『노동사회』 127: 4-33.
- 김일호·백도명·조성일. 2005. “비정규직 근로가 건강에 미치는 영향.” 『대한예방의학회지』 38(3): 337-344.
- 김일호. 2006. 『비정규 근로가 건강에 미치는 영향』. 서울대학교 보건대학원 박사학위논문.
- 김정순. 2000. 『역학원론』. 신광출판사.
- 김종숙·강민정·정형욱. 2005. 『여성 비정규직 노동의 특성과 정책 과제』. 한국여성개발원.
- 남재량·김태기. 2000. “비정규직, 가교인가 함정인가?” 『노동경제논집』 23(2): 81-106.
- 문무기. 2005. “간접고용의 합리적 규율을 위한 법리.” 『노동정책연구』 5(1): 157-183.
- 박진욱·한윤정·김승섭. 2007. “고용형태의 변화에 따른 건강불평등.” 『예방의학회지』 40(5): 388-396.
- 신순철·김문조. 2007. “직업과 고용형태가 주관적 건강상태에 미치는 영향.” 『보건과 사회과학』 22: 205-224.
- 안연순·송재석·원종욱·노재훈. 1999. “인천지역 일부 근로자들의 피부질환으로 인한 의료이용에 관한 연구.” 『대한예방의학회지』 32(2): 206-214.
- 안연순·송재석·강성규·정호근. 2002. “제조업 종사 근로자의 호흡기질환으로 인한 의료이용에 영향을 미치는 요인.” 『대한예방의학회지』 35(1): 49-56.

- 안주엽 · 노용진 · 박우성 · 박찬임 · 이주희 · 허재준. 2001. 『비정규근로의 실태와 정책과제(I)』. 한국노동연구원.
- 윤정향 · 조은주 · 박승흡 · 박영삼 · 손정순 · 박종식. 2002. 『한국의 비정규직 노동자: 산업별 심층 사례연구』. 한국노총 중앙연구원.
- 은수미. 2007. 『비정규직과 한국 노사관계 시스템 변화(I)』. 한국노동연구원.
- 이시균. 2005. “비정규노동의 결정요인에 관한 연구.” 『경상논집』 19(1): 87-124.
- 이인재. 2007. 『사업체내 정규, 비정규 임금격차 실태조사』. 한국노동연구원.
- 이병훈 · 윤정향. 2001. “노동시장과 불평등: 비정규노동의 개념정의와 유형화.” 『노동경제논집』 7(2): 1-33.
- 임희정 · 김윤이 · 정영복 · 성상철 · 안진환 · 노권재 · 김정만 · 박병주. 2004. “퇴행성 관절염 환자를 대상으로 새로운 진통제 평가를 위한 임상시험자료의 GEE 분석.” 『대한예방의학회지』 37(4): 381-389.
- 장지연. 2001. “비정규직 노동의 실태와 쟁점: 성별 차이를 중심으로.” 『경제와 사회』 51: 68-96.
- 정민수. 2007. “이주노동자의 산업재해를 통해 살펴본 노동건강권과 안전보건제도: 2005년 노말렉산 노출사건에 대한 산업역학적 접근.” 『제6회 인권논문 수상집』 pp. 1-82. 국가인권위.
- 정이환. 2003. “비정규노동의 개념정의 및 규모추정에 대한 하나의 접근.” 『산업노동연구』 9(1): 71-106.
- 정진주 · 황정임. 2005. 『비정규직 여성 근로자 건강증진 방안 연구』. 한국여성개발원.
- 한준 · 장지연. 2000. “정규-비정규전환을 통해 본 취업력과 생애과정.” 『노동경제논집』 23(1): 33-53.
- 통계청. 2007. 『경제활동인구 부가조사』.

- Aronsson, G., & S. Göransson. 1999. "Permanent employment but not in a preferred occupation: psychological and medical aspects, research implications." *J Occup Health Psychol.* 4(2): 152-163.
- Bardasi, E., & M. Francesconi. 2004. "The impact of atypical employment on individual wellbeing: evidence from a panel of British workers." *Soc Sci Med.* 58(9): 1671-1688.
- Benach, J., Benavides, F. G., Platt, S., Diez-Roux, A., & C. Muntaner. 2000. "The health-damaging potential of new types of flexible employment: a challenge for public health researchers." *Am J Public Health.* 90(8): 1316-1317.
- Benach, J., Gimeno, D., Benavides, F. G., Martínez, J. M., & Del Mar Torne M. 2004. "Types of employment and health in the European Union; Changes from 1995 to 2000." *Eur J Public Health.* 14(3): 314-332.
- Bielski, H. 1999. "New patterns of employment in Europe." In: Ferrie J., Marmot, M., Griffiths, J., & E. Ziglio. (eds.). *Labour Market Changes and Job Insecurity: A Challenge for Social Welfare and Health Promotion.* Copenhagen: WHO. pp. 11-30.
- Burchell, B. 1999. "The unequal distribution of job insecurity, 1966-1986." *Int Rev Appl Econ.* 13(3): 437-458.
- Burström B., & P. Fedlund. 2001. "Self rated health: Is it as good a predictor of subsequent mortality among adult in lower as well as in higher social classes?" *J Epidemiol Community Health.* 55(11): 836-840.
- Davy, J. A., Kinicki, A. J., & C. L. Scheck. 1997. "A test of job insecurity's direct and mediated effects on withdrawal cognitions." *J Org Behav,* 18: 323 - 349.
- Doeringer, P., & M. Piore. 1971. *Internal Labor Market and Manpower Analysis.* NY: Sharpe.



- Edwards, R. 1979. *Consted Terrain: the transformation of the work place in the twentieth century*. London: Basic Books.
- Failde, I., Gonzalez, J. L., Novalbos, J. P., Casais, F., Marín, J., & J. Elorza. 2000. "Psychological and occupational predictive factors for back pain among employees of a university hospital in southern Spain". *Occup Med. (Lond)* 50(8): 591-596.
- Ferraro, K.F., & Y.P. Su. 2000. "Physician-evaluated and self-reported morbidity for predicting disability." *Am J Public Health*. 90(1): 103-108.
- Heaney, C. A., Israel, B. A., & J. S. House. 1994. "Chronic job insecurity among automobile workers: Effects on job satisfaction and health." *Soc Sci Med*. 38: 1431 - 1437.
- Holmlund, B., & D. Storrie. 2002. "Temporary work in turbulent times: The Swedish experience." *Econ J*. 112(480): 245-269.
- Kim, I. H., Muntaner, C., Khang, Y. H., Peak, D. M., & S. I. Cho. 2006. "The relationship between nonstandard working and mental health in a representative sample of the South Korea population." *Soc Sci Med*. 63(3): 566-574.
- Kivimäki, M., Vahtera, J., Virtanen, M., Elovainio, M., Pentti, J., & J. E. Ferrie. 2003. "Temporary employment and risk of overall and cause-specific mortality." *Am J Epidemiol*. 158(7): 663-668.
- KLIPS(Korean Labor & Income Panel Study). 2007. "The 1st~8th KLIPS User's Guide." Korea Labor Institute [cited 2007 Dec 25] Available from: URL: <<http://www.kli.re.kr/>>
- Liang, K.Y., & S.L. Zeger. 1986. "Longitudinal data analysis using Generalized Linear Models." *Biometrika*. 73: 13-22.
- Lindaström, M., Sundquist, J., & P.O. Ostergren. 2001. "Ethnic differences in self reported health in Malmö in southern Sweden." *J Epidemiol Community Health*. 55(2): 97-103.

- Micheal, M., & A. Vekker. 2001. "An Alternative Look at Temporary Workers, Their Choices, and the Growth in Temporary Employment." *J Labor Res.* 22(2): 373-390.
- Saloniemi, A., Virtanen, P., & J. Vahtera. 2004. "The work environment in fixed-term jobs: Are poor psychosocial conditions inevitable?" *Work Employ Soc.* 18(1): 193-208.
- Shin, D.Y., & T.S. Park. 1996. "A Study on the Use of Working Correlation Matrices in the GEE Approach to the Analysis of Repeated Binary Data." *Appl Statistic.* 11: 15-27.
- Silverstein, B., Viikari-Juntura, E., & J. Kalat. 2002. "Use of a prevention index to identify industries at high risk for work-related musculoskeletal disorders of the neck, back, and upper extremity in Washington state, 1990-1998." *Am J Ind Med.* 41(3): 149-69.
- Steven, H. 1998. "Contingent Work: Results from the Second Survey." *Mon Labor Rev.* 121(11): 22-35.
- Sverke, M., & J. Hellgren. 2002. "No security: a meta-analysis and review of job insecurity and its consequences." *J Occup Health Psychol.* 7(3): 242-264.
- van Vuuren, C. V., & Klandermans, 1990. "Individual reactions to job insecurity: An integrated model." In: Drenth P.J.D. & Sergeant J.A. (eds). *European Perspectives in Psychology.* Chichester, England: Wiley. pp. 133 - 146.
- Virtanen, M., Kivimäki, M., Elovainio, M., Vahtera, J., & C. L. Cooper. 2001. "Contingent employment, health and sickness absence." *Scand J Work Environ Health.* 27(6): 365-372.
- Virtanen, P., J. Vahtera, M. Kivimäki, J. Pentti, & J. Ferrie. 2002. "Employment security and health." *J Epidemiol Community Health.* 56(8): 569-574.

Virtanen, M., Kivimäki, M., Elovainio, M., Vahtera, J., & J.E. Ferrie. 2003. "From insecure to secure employment: changes in work, health, health related behaviours, and sickness absence." *Occup Environ Med.* 60(12): 948-953.

Virtanen P., Vahtera, J., Kivimaki, M., Liukkonen, V., Virtanen, M., & J. Ferrie. 2005. "Labor market trajectories and health: a four-year follow-up study of initially fixed-term employees." *Am J Epidemiol.* 161(9): 840-846.

**박진옥**은 서울대학교 보건대학원에서 보건학석사학위를 받았다. 최근 연구로 "작업 관련성 근골격계 질환의 자각증상과 삶의 질간의 관련성"(2007) 등이 있다. 2008년 제8회 『사회연구 학술상』에서 정민수와 함께 장려상을 받았다.

**정민수**는 서울대학교 보건대학원 박사과정에 재학중이며 미국 플로리다주립대학교 행정정책대학원에 방문학자로 있다. 최근 연구로 "Academic Research Activities and their Co-author and Keyword Network in Epidemiology Fields"(2008), "병원 재무비율 지표들 간의 구조적인 관계 분석"(2008), "지역사회 기반 참여연구 방법론"(2008) 등이 있다. 2008년 제8회 『사회연구 학술상』에서 박진옥과 함께 장려상을 받았다.

[2008. 1. 30. 접수; 2008. 9. 28. 채택]

