

# 다차원적 사회적 배제가 비정규직 근로자의 주관적 건강 및 우울상태에 미치는 영향: 정규직 근로자와의 비교분석

김진현  
(부산대학교)

비정규직 근로자는 경제, 주거, 건강, 사회관계, 노동 등 다양한 측면에서 배제를 경험하게 되는데, 기존의 선행연구들은 다차원적 사회적 배제와 건강과의 관계를 실증적으로 살펴보는 못하였다. 따라서 본 연구는 비정규직 근로자의 다차원적 사회적 배제가 그들의 건강에 미치는 영향을 주관적 건강과 우울상태에 초점을 두고 살펴보았다. 본 연구는 2006년부터 2016년까지 한국복지패널에 포함된 정규직과 비정규직 근로자 2,585명을 대상으로 비정규직 여부와 다차원적 사회적 배제가 비정규직 근로자의 주관적 건강과 우울상태의 변화에 미치는 영향을 종단적으로 검증하였다. 분석결과 비정규직 근로자의 주관적 건강상태는 시간의 흐름에 따라 큰 변화가 없고, 우울상태는 초기에 비해서 완화되는 형태로 변한다는 것을 알 수 있었다. 다음으로, 정규직에 비해 비정규직 근로자의 초기 주관적 건강과 우울상태나 나쁘나, 그 차이가 시간의 경과에 따라 다소 감소하는 경향을 보였다. 마지막으로 다차원적 사회적 배제가 포함된 분석모형에서는 미충족의료와 직업에 대한 만족도가 비정규직 근로자의 주관적 건강의 초기값에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 우울의 경우 경제생활, 주거환경, 가족관계, 직업만족도, 건강보험미납 그리고 미충족의료 초기값에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 다차원적 사회적 배제 변수들은 주관적 건강과 우울상태의 변화율에는 큰 영향을 미치지 못하는 못하였다. 이상의 내용을 토대로 비정규직 근로자의 건강을 위한 다차원적 사회적 배제의 완화방안에 대하여 논의하였다.

주요 용어: 다차원적 사회적 배제, 비정규직 근로자, 주관적 건강, 우울

이 논문 또는 저서는 2016년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2016S1A5A8018575).

■ 투고일: 2017.7.25    ■ 수정일: 2017.9.13    ■ 게재확정일: 2017.9.22

## I. 서론

우리나라의 비정규직 근로자는 2004년 전체 임금근로자의 37%를 차지한 이후 조금씩 감소되었으나 2016년 현재에도 32.8%로 전체 임금근로자의 1/3에 해당하는 비율을 차지하고 있다(통계청, 2017). 그리고 1년 미만의 근로계약을 체결하는 한시적 근로자의 비율은 21.9%로 OECD 평균인 11.2%에 비해 2배 가까이 높은 것으로 나타났다(OECD, 2017). 이는 한국의 노동시장에서의 고용환경이 OECD 다른 선진국들에 비해 상당히 불안정하다는 것을 보여준다. 특히 사회안전망을 제대로 갖추지 않은 상태에서 고용불안정으로 인한 소득의 감소는 비정규직 근로자의 빈곤과 사회적 배제를 악화시킬 위험성이 높다.

비정규직 근로자가 경험하는 사회적 배제는 단순히 소득박탈을 넘어서 다양한 삶의 기회에서의 배제를 포괄한다는 점에서 다차원적이다. 다시 말해 다차원적인 사회적 배제라 함은 소득뿐만 아니라 삶의 질에 영향을 미치는 다양한 요인들, 가령 노동시장, 교육 및 건강 서비스, 사회적 관계, 정치참여 등의 사회활동의 참여로부터의 배제를 의미한다(Pantzis, Gordon, & Levitas, 2006). 특히, 다차원적 사회적 배제는 시간에 따른 동태적이고 다단계적인 속성을 가진다, 즉 시간의 흐름에 따라 사회적 배제의 영향이 누적되고, 한 영역에서의 배제가 다른 영역에서의 배제의 원인인 동시에 결과가 되는 유기적 관련성을 가진다(박현선, 정수정, 2017; 최혜지, 2012).

비정규직 근로자는 저임금, 저기술, 고용불안정성 등의 이유로 빈곤상태에 놓이게 될 위험성이 높고, 노동시장에서의 분절적 구조로 인해 정규직 근로자와의 임금격차는 좁혀지지 않고 있다(백학영, 2013). 임금격차로 인하여 비정규직이 경험하는 경제적 배제는 또 다른 차원의 사회적 배제들과 밀접히 연결되고, 배제가 미치는 부정적 영향력은 증폭되게 된다. 가령, 비정규직 근로자는 저임금으로 인한 경제적 어려움 이외에도 완전 고용을 근거로 한 사회보장제도인 국민연금, 의료보험, 퇴직연금 등의 사회안전망으로부터 배제될 가능성이 높다(이원철, 하재혁, 2011). 그리고 소득에서의 불평등은 교육에서의 배제를 유발하고, 교육에서의 배제는 또 다시 저소득과 빈곤을 유발하는 악순환의 구조를 가져올 수 있다. 특히 비정규직 근로자의 경제적 배제는 건강에서의 배제를 가져오게 된다. 즉 의료서비스의 욕구가 있음에도 경제적 비용의 문제로 서비스를 지연하거나 포기하게 되는데(임지혜, 2013), 이러한 건강에서의 배제는 정규직 근로자와 비정규

직 근로자 사이의 건강에서의 불평등을 유발하는 중요한 이유가 된다. 이처럼 비정규직이 경험하는 다양한 사회적 배제는 하나의 형태가 아닌 다차원적인 형태로 연결되어 비정규직 근로자의 신체 및 정신건강에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 매우 높다.

기존의 비정규직 근로자에 관한 선행연구들을 살펴보면 노동시장에서의 고용 및 직무 불안정성이 비정규직 근로자의 스트레스에 미치는 영향에 관한 연구(고상백, 손미아, 공정옥, 이철갑, 장세진, 차봉석, 2004; 남기섭, 유병주, 2007)와 고용에서의 불안정성이 우울(노병일, 손정환, 2011) 및 자살생각(이원철, 하재혁, 2011)과 같은 정신건강에 미치는 영향과 주관적 건강상태(박세홍, 김창엽, 신영전, 2009; 손신영, 2011)에 미치는 영향 등을 살펴본 연구가 대다수를 차지한다. 하지만 이러한 연구들은 비정규직의 문제를 노동시장에서의 배제 혹은 고용불안정성에만 초점을 맞추고 있어 비정규직이 경험하는 동태적이고 다차원적인 사회적 배제를 포괄적으로 살펴보지 못하고 있다는 한계가 있다. 특히, 대다수의 연구들은 횡단자료에 근거하고 있어 비정규직 근로자가 초창기에 경험하는 다차원적 사회적 배제가 시간의 흐름에 따라 신체 및 정신건강에 미치는 영향을 동태적으로 검증하지 못한다는 한계를 가지고 있다. 더불어 기존연구에서 정규직 혹은 비정규직 여부가 주관적 건강과 우울상태의 동태적 변화에 어떠한 영향을 미치는지를 집단 간 비교를 통해서 살펴본 연구는 찾아보기 힘들었다.

따라서 본 연구의 목적은 다음의 네 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 사회적 배제 이론을 토대로 근로자들이 경험하는 동태적이고 다차원적인 사회적 배제를 이해한다. 둘째, 정규직 근로자와 비정규직 근로자의 주관적 건강 및 우울상태가 시간의 흐름에 따라 어떻게 변하는지를 살펴본다. 셋째, 비정규직 여부가 주관적 건강과 우울상태에 미치는 동태적 영향을 조절효과 분석을 통해서 살펴본다. 마지막으로 비정규직 근로자가 경험하는 다차원적 사회적 배제 요소들이 주관적 건강과 우울상태의 변화에 미치는 영향을 실증적으로 검증하고자 한다.

## II. 본론

### 1. 사회적 배제 이론

사회적 배제는 1970년부터 빈곤을 대체하는 개념으로 사용되기 시작하였다. 빈곤이 경제적 결핍과 불평등에 초점을 두고 있다면 사회적 배제는 보다 동태적이고 다차원적인 관점에서의 결핍과 불평등을 다루고 있다. 사회적 배제란 개인, 가족, 집단, 이웃으로부터 사회·경제·정치적 참여에 필요한 자원을 박탈하는 과정으로 이는 빈곤과 저소득이 주된 원인이지만 이외에도 차별, 낮은 교육수준과 생활환경 등에서도 비롯된다(Pierson, 2002). 강현정과 김윤정(2010)은 사회적 배제를 경제, 근로, 주거, 지역, 교육, 건강과 사회활동에서의 제한으로 정의내리고 있다. 강신욱, 김안나, 박능후, 김은희, 유진영(2005)에서는 사회적 배제를 경제, 근로, 주거, 교육, 건강, 사회적 참여 등 6가지 영역에서 배제로 구분하였고, 윤성호(2005)는 소유, 소비, 교육, 참여, 생산의 5가지 영역으로 분류하였다. 이처럼 사회적 배제의 개념은 학자마다 다양하나 공통적으로 소득, 교육, 주거, 건강, 사회보장, 정치참여 등 인간으로서 누려야 할 기본적인 권리로부터 배제되거나 소외되는 것으로 인식한다. 사회적 배제의 차원에서 비정규직 근로자의 건강문제를 살펴보면 비정규직 근로자들이 경험하는 소득, 교육, 주거, 복지 등의 영역에서의 배제가 그들의 건강에 미치는 영향을 보다 포괄적으로 접근할 수 있을 것으로 생각된다.

### 2. 비정규직 근로자의 다차원적 사회적 배제

비정규직 근로의 지속은 저임금과 고용 불안정성으로 인해 빈곤과 저소득상태에서 탈피하지 못하게 하고, 이는 정규직 근로자와의 소득격차와 불평등을 확대하여 경제적·물질적 배제를 유발한다(노병일, 손정환, 2011). 비정규직 근로자는 불안정한 고용과 낮은 임금으로 인한 경제적 배제 이외에도 다양한 형태의 사회적 배제를 경험하고 있다. 우선 고용에서의 배제를 들 수 있다. 앞서 언급하였듯이 급속한 노동시장의 유연화로 인해 비정규직 근로자는 항시 해고의 위협에 직면하고 있다. 해고로 인한 경력의 단절은 비정규직이 1차 노동시장으로의 진입하는 것을 더욱 어렵게 만들고 2차 노동시장에서 비정규직 일자리에 머물게 하는 악순환의 구조를 갖게 된다. 임금근로 장애인을 대상으

로 한 연구에서 보면 정규직에 비해 비정규직이 고용배제가 높아지고, 이로 인해 재정적 배제와 주거배제 역시 높아지는 것으로 나타났다(신동환, 2014).

다음으로 사회경제적 지위가 낮은 비정규직 근로자는 교육에서의 배제를 경험하게 된다. 소득계층별 사교육비 비중은 점점 더 큰 격차를 보이고 있고, 비정규직과 같은 저소득 가구의 경제적 부담을 증가시키게 된다(백학영, 안서연, 2012). 특히 소득계층별 교육기회의 차이는 빈곤의 세습과 빈곤의 고착화를 가져옴으로써 경제배제를 비롯한 다양한 형태의 사회적 배제를 영속화할 위험성이 있다(강신욱, 김안나, 박능후, 김은희, 유진영, 2005).

또한 비정규직 일자리는 정규직 일자리에 비해서 사회보장의 혜택에서 배제될 위험성이 높다. 가령, 국민연금, 건강보험, 고용보험과 같은 주요 사회보험으로부터의 배제는 비정규직 근로자가 복지의 사각지대에 놓이게 하는 주요원인이 되고 있다(강효진, 2006; Pierson, 2002). 특히 건강서비스에서의 배제는 비정규직 근로자의 건강에 직접적인 영향을 미칠 수 있다는 측면에서 중요하다. 그럼에도 불구하고 공적의료보험인 국민건강보험제도의 낮은 의료보장성으로 인해 비정규직 근로자와 같은 저소득계층의 경우 의료서비스에 대한 욕구가 있음에도 불구하고 필요한 서비스를 적절한 시기에 받지 못하는 미충족의료를 경험하게 된다(임지혜, 2013). 이러한 미충족의료로 인해 필요한 의료서비스를 받지 못하거나 지연하게 되면 장기적으로 비정규직 근로자의 건강은 악화될 가능성이 높다.

### 3. 비정규직 상태와 주관적 건강

정규직과 비정규직의 고용형태는 주관적 건강상태를 유의미하게 예측하는데, 정규직에 비하여 비정규직의 주관적 건강상태가 일반적으로 낮은 것으로 나타났다. 이원철, 하재혁(2011)의 연구에서 비정규직 근로자는 정규직 근로자에 비해 교육과 소득수준이 낮고 주관적 건강상태에 있어서도 부정적으로 나타났다. 고용상태별 건강상태를 살펴보면 정규직을 유지하거나 비정규 혹은 실업상태에서 정규직으로 편입한 집단이 그렇지 못한 집단에 비해 주관적 건강상태를 긍정적으로 평가하는 것으로 나타났다(박세홍, 김창엽, 신영전, 2009). 자가 건강평가에 있어서도 계약직근로, 파트타임, 파견근로 등 비정규직 근로자의 경우 정규직에 비하여 건강상태가 유의미하게 좋지 않은 것으로 나

타났다(김근희, 정현중, 장성훈, 김형수, 노대회, 정최경희, 2009). 또한 상용직에 비해 임시·일용직이 자신의 건강상태를 부정적으로 평가하는 것으로 나타났다. 하지만 이들이 받는 교육연수가 길어질수록 자신의 건강을 긍정적으로 평가하는 것으로 나타나 교육이 고용불안정이 건강에 미치는 부정적 영향을 완화시켜주는 것으로 나타났다(최선희, 정우석, 이자해, 2007).

비정규직 근로자들의 건강상태는 성별에 따라서도 유의미한 차이를 보였다. 가령, 비정규직이면서 여성이고 근로시간이 높을수록 주관적 건강수준이 낮았다(손신영, 2011). 박진옥, 한윤정, 김승섭(2007)의 연구에서는 남성의 경우 정규직을 유지한 집단에 비해 비정규직에서 정규직으로 이동하거나 혹은 비정규직을 유지하는 집단의 주관적 건강상태가 더 나쁜 것으로 나타났다. 여성의 경우도 정규직을 유지한 집단에서만 주관적 건강에 대한 평가가 높게 나타났다.

요약하면 정규직 종사자와 비교했을 때 비정규직 종사자, 자영업자 및 고용주, 무급가족 종사자의 주관적 건강상태가 유의미하게 낮게 나타나 고용불안정이 건강에 부정적인 영향을 미친다는 것을 보여주었다. 특히 직종에 있어서 고위임직원, 관리자, 전문가 집단에 비하여 서비스직, 농업, 단순노무직 등 2차 노동시장에 근무하는 근로자의 주관적 건강상태가 더 열악한 것으로 나타났다.

#### 4. 비정규직 상태와 우울

비정규직 근로자는 정규직 근로자에 비해 노동시장에서 고용불안정성을 많이 경험하고 저임금, 장시간 노동, 과도한 업무, 그리고 낮은 직무 자율성 등 열악한 근무환경으로 인해 더 높은 직무스트레스를 겪는데 이는 우울과 같은 정신건강 문제를 유발할 가능성이 높다(고상백, 손미아, 공정옥, 이철갑, 장세진, 차봉석, 2004). 박수경과 이충권(2014)의 연구에서는 비정규직 근로자들이 지속적으로 직무스트레스를 경험하게 되면 우울이나 불안감을 느끼게 되고, 이를 해소하기 위한 방법으로 과도한 음주와 같은 불건전한 행위를 선택하게 된다는 것을 보여주었다.

비정규직 근로자는 경제, 노동, 주거, 건강 등 다양한 영역에서 사회적 배제를 경험하게 되는데 이러한 사회적 배제의 수준이 높을수록 우울의 정도도 높게 나타났다(노병일, 손정환, 2011). 특히 노동에서의 배제가 우울에 미치는 영향은 성별에 따라서 차이가

나는데, 노현희, 김명언, 장재윤, 김민수(2004)에 따르면 여성의 경우 비정규직에 취업한 집단이 정규직 혹은 미취업집단에 비해 높은 수준의 우울을 경험하고, 남성의 경우 미취업집단이 정규취업집단에 비해 불안수준이 높게 나타났다. 유사하게 정규직, 비정규직, 그리고 실업 간 고용상태의 변화가 정신건강상태에 미치는 영향을 살펴보면 남성과 여성 모두 정규직에 비해 비정규직이거나 실업인 경우에 더 우울감을 느끼는 것으로 나타났다. 하지만 고용상태가 정규직에서 비정규직 혹은 실업상태 등으로 하락한 경우는 여성의 우울에만 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나(박세홍, 김창엽, 신영진, 2009), 남성에 비해 여성의 경우 고용상태의 변화에 좀 더 취약한 것으로 나타났다. Muntaner, Khang, Paek, Cho(2006)의 연구에서는 비정규직 고용상태는 우울뿐만 아니라 자살생각에도 유의미한 연관성이 있는 것으로 나타났다. 실제 이원철, 하재혁(2011)의 연구에서는 비정규직 근로자가 정규직보다 1.5에서 2배가량 높은 자살생각을 보였다. 이상에서 살펴보았듯이 비정규직 혹은 미취업 고용상태와 같이 노동에서의 배제는 우울과 같은 정신건강에 부정적인 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

## 5. 다차원적 사회적 배제와 건강의 관계

사회적 배제는 빈곤, 상대적 박탈과 더불어 빈곤층이 경험하는 건강불평등의 사회적 결정요인(Social determinants)로서 인식되어진다(Marmot & Wilkinson, 2006). 이러한 측면에서 사회적 배제는 정규직과 비정규직 사이의 건강불평등의 사회적 결정요인이 될 수 있다. 기존의 선행연구들에서는 다양한 형태의 사회적 배제가 빈곤층, 아동, 장애인, 노인 등 사회적 취약계층의 건강에 미치는 영향을 분석하였는데, 비정규직 근로자의 건강에 초점을 맞춘 연구는 부족하였다.

우선 빈곤, 저소득, 저학력으로 인해 발생하는 사회경제적 배제는 건강에 직·간접적으로 영향을 미치는데, 일반집단에 비해 저소득, 저학력 집단의 주관적 건강상태가 더 나쁘게 나타났다(신호성, 2009). 장애인 집단을 대상으로 한 연구에서도 소득수준을 나타내는 국민기초생활 수급여부가 주관적 건강에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나 저소득을 경험하는 장애인의 건강상태가 더욱 열악함을 알 수 있다(이웅, 김동기, 2015). 빈곤, 불평등, 그리고 사회·경제·정치·문화 시스템으로부터 다양한 배제를 경험하는 쪽방 거주자들은 사회로부터 지속적으로 배제되어지는 주변화(Marginalization) 과

정을 경험하게 되는데, 이는 극심한 스트레스를 유발하고 불면증, 우울, 자살생각 등과 같은 정신건강에도 부정적인 영향을 미친다(허현희, 김진성, 차선화, 정혜주, 2016).

둘째, 사회적 배제의 주요 영역으로 다루어지는 주거배제는 주거취약성의 개념으로 설명되어진다. 즉 주거배제는 불안정하고 적절치 못한 그리고 사회적으로 고립된 주거 환경으로 설명되어질 수 있는데, 노숙인을 위한 주거복지차원에서 많이 논의되어져 왔다(남기철, 2011). 독거노인의 사회적 배제실태 분석에서 동지역에 거주하며 연령이 높아지고 남성일수록 주거배제의 위험성이 높아지는 것으로 나타났다(모선희, 2015). 주거배제가 건강에 미치는 영향만을 실증적으로 분석한 연구는 많지 않았지만, 송승연(2016)의 연구에서는 경제활동, 노동활동, 건강, 사회참여에서의 배제와 더불어 주거에서의 배제는 중·장년층의 우울에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 농촌 단독 가구노인을 대상으로 한 연구에서 여성노인의 경우 주거에서의 배제가 우울과 자살생각의 수준을 높이는 것으로 나타났다(이정화, 2015).

셋째, 건강에서의 배제는 의료서비스에 대한 접근성, 과부담의료비, 건강검진, 미충족 의료 등이 주요 지표로 활용된다. 건강에서의 배제는 앞서 살펴본 사회경제적 배제와 밀접한 관련이 있다. 즉, 소득수준과 학력이 낮을수록 건강검진을 포함한 의료서비스에 대한 접근성이 낮고, 과부담의료비와 미충족의료를 더 많이 경험하는 것으로 나타났다. 그리고 일반집단과 저소득·저학력 집단과의 건강에서의 차이, 즉 건강불평등은 시간의 변화에 따라 일정하게 유지되는 경향을 보인다(신호성, 2009). 건강에서의 배제를 경험하는 것은 노년기 우울수준을 높이는 것으로 나타났고, 나아가 자살생각의 위험도를 높인다(이정화, 2015). 상대적으로 고용기간이 짧은 비정규직 근로자의 경우 정규직 근로자에 비해 정기적인 건강검진의 대상에서 누락되는 경우들이 발생하여 건강에서의 불이익을 경험하게 되고, 이는 이후 재취업 과정에서 불건강한 노동자로 인식되어 또 다시 불이익을 받는 악순환의 구조가 발생하기도 한다(고상백, 2007).

넷째, 사회적 권리에서의 배제와 참여 및 관계에서의 배제를 경험할수록 주관적 건강 상태를 부정적으로 인식하는 것으로 나타났다. 즉 교육, 의료, 고용, 정보, 주거, 사회적 서비스 등 사회적 권리에서의 배제는 장애인의 주관적 건강수준을 악화시키는 것으로 나타났다. 그리고 공식적·비공식적 사회참여와 질 높은 사회관계에서의 배제 역시 주관적 건강을 악화시키는 것으로 나타났다(이웅, 김동기, 2015). 정신건강과 관련해서는 사회적 관계에서의 배제를 경험하는 노인들의 경우 우울과 자살생각의 위험성이 커지는



것으로 나타났다(이정화, 2015). 부산지역 취약계층 밀집 마을의 사회적 배제의 하위 요인간의 역동성을 분석한 유동철(2014)의 연구에서 가장 어려움을 겪고 있는 문제는 생활비이고 다음으로 건강, 주거, 고용, 교육 등의 순으로 나타나는데, 이들의 상호 밀접한 영향관계에서 인간관계가 사회적 배제의 모든 요소들을 연결하는 중요한 항목으로 나타났다.

다섯째, 비정규직의 고용상태는 노동에서의 배제의 측면에서 살펴볼 수 있는데, 정규직에 비해 비정규직이 경험하는 노동에서의 배제정도가 크고 건강에도 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 비정규직 근로자는 정규직 근로자와는 달리 시간제와 임시·일용직의 형태로 근무하여 고용불안정성과 스트레스 정도가 높고 이로 인해 주관적 건강상태를 낮게 인식하는 것으로 나타났다(최선희, 정우석, 이자해, 2007; 김근희, 정헌중, 장성훈, 김형수, 노대희, 정최경희, 2009). 전병주(2012)는 외국인 노동자를 대상으로 그들이 지각하는 사회적 배제와 심리적 복지감과의 관계를 살펴보았는데, 사회적 배제의 하위영역 가운데 생산활동과 소비활동에서의 배제가 심리적 복지감에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 청년실업자를 대상으로 한 연구에서도 사회적 배제의 수준이 심리적 복지감에 영향을 미치는 데 특히 사회적 교류와 생산활동에서의 배제가 심리적 복지감을 저해시키는 요인으로 나타났다. 하지만 고용정책에 대한 신뢰가 노동에서의 배제가 심리적 복지감에 미치는 부정적 영향을 유의미하게 완화하는 것으로 나타났다(전병주, 2013).

이상에서 살펴보았듯이 기존의 선행연구들은 사회적 배제와 건강상태 사이의 관계를 동태적이고 다차원적으로 살펴보기 못한 한계가 있다. 특히 비정규직 근로자의 주관적 건강 및 우울상태와 관련해서는 고용형태와 고용불안정성과 같은 노동에서의 배제와 관련된 요인들을 살펴본 연구가 대다수이고, 사회경제적 배제, 사회관계에서의 배제, 그리고 건강에서의 배제를 포함한 다차원적 사회적 배제의 영향을 살펴본 연구는 여전히 부족하다. 특히 본 연구는 기존의 연구들과 달리 종단자료를 활용하여 다차원적 사회적 배제의 경험이 시간의 흐름에 따른 주관적 건강 및 우울상태의 변화에 어떠한 누적적 효과를 가지는지도 잠재성장곡선 모델 분석을 통해서 살펴보았다.

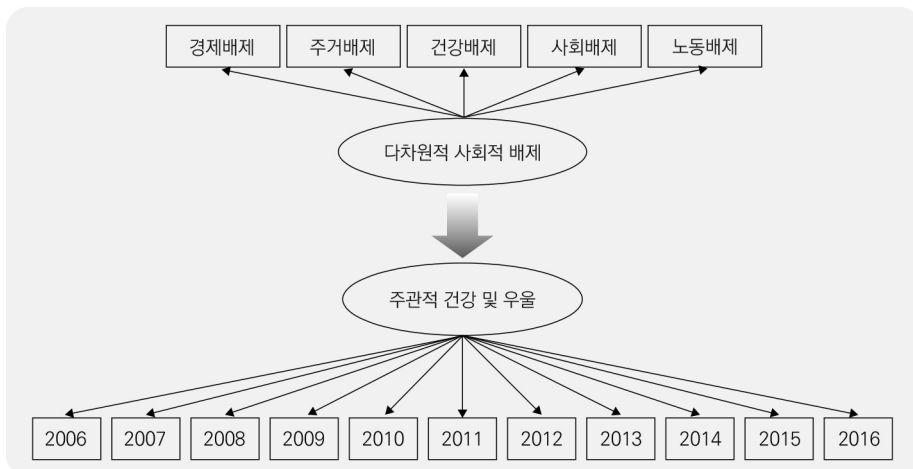
기존의 사회적 배제 관련 선행연구들 가운데 본 연구에서 사용하는 다차원 사회적 배제를 실증적으로 측정된 연구들을 요약하면 다음과 같다. 첫째 경제적 배제의 경우 중위소득(김혜자, 박지영, 고난난, 진나연, 김정은, 2014; 박능후, 최민정, 2014), 최저생

계비 이하(송미영, 2008), 가족수입만족도(박능후, 김재희, 장춘명, 2015) 등을 주요 지표로 사용하여 측정하였다. 둘째, 주거에서의 배제는 주택소유 자가여부(김교성, 노혜진, 2008; 김은하, 2014), 최저주거기준의 만족여부(박능후, 최민정, 2014), 주거환경만족도(박능후, 김재희, 장춘명, 2015) 등으로 측정하였다. 셋째, 고용에서의 배제는 경제활동 참여상태(김교성, 노혜진, 2008; 박능후, 최민정, 2014), 고용상태(노혜진, 김교성, 2008), 직업만족도(박능후, 김재희, 장춘명, 2015) 등으로 측정하였다. 넷째, 건강에서의 배제는 병원이용 여부(박능후, 김재희, 장춘명, 2015), 건강보험료 미납여부(김혜자, 박지영, 고난난, 진나연, 김정은, 2014), 미충족의료(박능후, 최민정, 2014) 등으로 측정하였다. 마지막으로 사회참여에서의 배제는 사회활동 참여여부(강현정, 김윤정, 2010), 인터넷 사용유무(박능후, 최민정, 2014), 비동거 부모와 왕래정도(박능후, 김재희, 장춘명, 2015), 가족·친구 관계만족도(김교성, 노혜진, 2008; 배지연, 노병일, 곽현근, 유현숙, 2016) 등으로 측정되었다.

이상의 내용을 토대로 본 연구에서는 한국복지패널에서 가용한 다차원적 사회적 배제 변수를 5개 하위영역에서 다음과 같이 선택하여 사용하였다. 첫째, 경제배제는 중위소득 60%, 경제적 생활수준, 개인연금가입 여부로 둘째, 주거배제는 주거점유형태, 집세 미납으로 인한 이사경험, 주거환경 만족도로 셋째, 건강배제는 건강보험료 미납여부, 미충족의료, 건강검진 횟수로 넷째, 사회참여배제는 인터넷 사용여부, 가족관계 만족도, 사회적 친분관계만족도로 마지막으로 노동배제는 1년 안에 일을 그만둔 경험, 유해환경에서 일한 경험, 직업만족도로 측정하였다. 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 정규직과 비정규직 근로자의 주관적 건강 및 우울상태는 시간의 흐름에 따라 어떠한 패턴으로 변화하는가?
- 연구문제 2. 비정규직 여부가 주관적 건강 및 우울상태의 변화(초기값과 변화율)에 유의미한 영향을 미치는가?
- 연구문제 3. 비정규직 근로자가 경험하는 다차원적 사회적 배제 요소들이 주관적 건강과 우울상태의 변화에 미치는 영향은 유의미한가?

그림 1. 연구모형: 다차원적 사회적 배제와 주관적 건강 및 우울상태



주: 주관적 건강 및 우울상태의 2006년에서 2016년까지의 변화

### III. 연구방법

#### 1. 연구대상

본 연구에서 다차원적 사회적 배제와 비정규직 근로자의 건강상태와의 종단적 관계를 살펴보기 위하여 한국보건사회연구원과 서울대학교가 공동으로 개발하고 조사하는 한국복지패널조사 자료를 활용하였다. 본 연구에서는 비정규직 근로자의 다차원적 사회적 배제를 한국복지패널에서 가용한 5가지 측면, 즉 경제배제, 주거배제, 건강배제, 사회참여배제, 노동활동배제의 측면에서 살펴보았다. 다차원적 사회적 배제가 주관적 건강과 우울상태의 변화에 미치는 영향을 동태적으로 살펴보기 위하여 한국복지패널 1차(2006년)에서 11차(2016년)까지의 자료를 종단적으로 분석하였다. 종단자료에 포함된 전제 22,451명 가운데 주요변수인 사회적 배제와 건강상태 문항에 응답하지 않은 케이스를 제외한 9,877명 가운데 근로능력이 있고, 현재의 고용형태가 정규직인지 비정규직인지에 대해서 정확히 응답한 2,585명을 최종 표본으로 선택하여 사용하였다.

## 2. 주요변수

### 가. 독립변수: 다차원적 사회적 배제

#### 1) 경제배제

중위소득 60%를 기준으로 미만인 경우는 저소득가구로 배제집단(1)으로 그 이상인 경우는 일반가구로 비배제 집단(0)으로 분류한다. 주관적 측면에서 경제배제는 경제적 생활수준에 대한 주관적 인식으로 측정하였는데 매우 가난(1)에서 매우 부유(5)까지 5점 척도를 역코딩하여 점수가 높을수록 경제적 배제의 수준이 높은 것으로 측정하였다. 더불어 개인연금 소유여부의 경우 개인연금이 있는 경우에는 비배제(0)로, 개인연금이 없는 경우에는 배제(1)로 분류하여 측정하였다.

#### 2) 주거배제

주거배제는 집의 점유형태로 자가와 비자가(전세, 보증부월세, 월세, 기타)로 구분하여 자가는 비배제(0), 비자가는 배제(1)로 구분하였다. 이와 더불어 집세 미납으로 인해 이사를 한 경험을 측정하였는데 경험이 없다는 비배제(0), 경험이 있다는 배제(1)로 구분하여 측정하였다. 그리고 주거환경 만족도의 경우 매우불만족(1)에서 매우만족(5)까지 5점 척도를 역코딩하여 점수가 높을수록 주거배제의 수준이 높은 것으로 해석하였다.

#### 3) 건강배제

건강에서의 배제는 우선 건강보험미납 여부를 통해 미납한 경우에는 배제(1)로 그렇지 않은 경우에는 비배제(0)로 정의하여 측정하였다. 다음으로 돈이 없어 본인 혹은 가족이 병원을 못 간 경험을 실제 의료서비스가 있음에도 경제적 이유로 이용하지 못하는 미충족의료를 지표로 사용하였는데, 미충족의료를 경험한 것을 배제(1)로 정의하였다. 그리고 1년간 건강검진 횟수를 비율변수로 사용하여 건강검진 횟수가 낮을수록 건강에서의 배제가 있는 것으로 정의하였다.

#### 4) 사회참여배제

사회참여에서의 배제는 기존의 선행연구를 토대로 인터넷 사용여부와 가족 및 사회적 친분관계 만족도를 사용하여 측정하였다. 인터넷 사용여부에서 사용을 하는 경우는 비배제(0)로 사용하지 경우는 배제(1)로 분류하였다. 가족관계 및 사회적 친분관계 만족도는 각각 매우 불만족에서 매우 만족의 5점 척도로 구성되어있는데, 이를 역코딩하여 점수가 높을수록 불만족스러운 것으로 사회참여배제의 정도가 높은 것으로 해석하였다.

#### 5) 노동배제

비정규직 근로자의 노동에서의 배제는 크게 고용환경과 고용에서의 만족도로 측정하였는데, 우선 고용환경은 고용안정성과 노동환경으로 구분하였다. 고용안정성에 대한 측정은 1년 안에 일을 그만둔 경험이 없는 경우 비배제(0), 있는 경우를 고용의 불안정성으로 인식하여 배제(1)로 측정하였다. 노동환경의 경우 유해환경에서 일한 경험이 있다가 배제(1)로 없다가 비배제(0)로 측정되었다. 마지막으로 직업에 대한 만족도를 측정하였는데, 매우 불만족에서 매우 만족으로 5점 척도로 구성되어있는데, 이를 역코딩하여 점수가 높을수록 직업에 대한 만족도가 낮고, 주관적 차원에서 노동배제 수준이 높은 것으로 측정하였다.

### 나. 종속변수: 주관적 건강 및 우울상태

본 연구에서 사용되는 주관적 건강상태는 자신이 현재 인지하는 자신의 건강상태로 (1)아주 건강하다, (2)건강한 편이다, (3)보통이다, (4)건강하지 않은 편이다, (5)건강이 아주 안좋다의 5점 척도로 구성되어 점수가 높을수록 건강상태가 안 좋은 것을 의미한다. 주관적 건강상태는 신체적 건강상태의 대리지표로 많이 활용되어지고 만성질환과 사망률의 예측인자로 신뢰도와 타당도가 입증되었다(Frank, Gold, & Fiscella, 2003; Idler, Leventhal, McLaughlin, & Leventhal, 2004). 본 연구에서는 한국복지패널 1차에서 11차까지의 주관적 건강상태를 모두 포함하여 종단적으로 활용하였다. 다음으로 우울상태는 한국복지패널에서 사용된 축약된 11개 문항의 CES-D(The Center of Epidemiologic Studies-Depression Scale)척도를 사용하여 측정하였다. 각각의 문항은 일

주일간 스스로 느끼는 우울의 수준을 극히 드물다(1), 가끔 있었다(2), 종종 있었다(3), 그리고 대부분 그랬다(4)의 4점 척도로 측정하고 있는데, 본 연구에서는 11개 문항 가운데 2개의 긍정진술문을 역코딩하여 우울의 총합점수를 구하였다. 총합점수는 높을수록 전반적인 우울수준이 높다는 것을 의미한다.

## 다. 통제변수

본 연구에서 통제변수는 주관적 건강상태와 우울상태에 잠재적으로 영향을 미칠 수 있는 연구대상자의 인구사회학적 특성으로 성별, 나이, 교육수준, 결혼상태, 그리고 만성질환 보유기간을 활용하였다. 성별은 남성과 여성을 이분형 변수로 측정하였고, 연령은 대상자의 2006년 당시 실제 연령을 사용하였다. 교육수준은 무학(1), 초등학교 졸업(2), 중학교 졸업(3), 고등학교 졸업(4), 그리고 전문대학 이상(5)으로 5개 집단으로 분류하였고, 점수가 높을수록 교육수준이 높다는 것을 의미하였다. 마지막으로 만성질환은 비해당(0), 3개월 미만(1), 3개월 이상 6개월 미만(2), 6개월 이상(3)으로 점수가 높을수록 만성질환을 오래 경험함을 의미한다.

## 3. 분석방법

본 연구의 잠재성장곡선 모형의 분석은 크게 3단계로 실시되었는데, 첫째 무조건부 잠재성장모형은 외부의 공변량을 투입하지 않은 상태에서 정규직과 비정규직 근로자의 주관적 건강과 우울상태가 시간의 흐름에 어떻게 변하는지를 보여주는 것이다. 둘째, 근로자의 주관적 건강과 우울상태의 변화가 비정규직 여부에 따라서 어떠한 차이가 있는지를 다중집단분석을 통해서 살펴보았다. 다중집단분석은 주관적 건강과 우울이 정규직과 비정규직 집단에 따라 자유롭게 추정되는 비제약모형(unconstrained model)과 두 집단이 동일한 초기값과 기울기 평균을 가지도록 제약을 가한 등가제약모형(equality constrained model)사이의 카이제곱 검증을 통하여 살펴보았다(배병별, 2014). 마지막으로 비정규직 근로자의 주관적 건강과 우울의 변화에 영향을 미치는 다차원적 사회적 배제변수들의 개별적인 영향을 살펴보기 위하여 조건부 잠재성장모형을 사용하였다. 본 연구의 기술통계분석은 SPSS 21을 사용하였고, 잠재성장모형의 분석은 Mplus 7.0 소프트웨어를 사용하여 실시하였다.

## IV. 연구결과

### 1. 연구대상자의 인구사회학적 특성

연구대상자의 인구사회학적 특성은 본 연구의 기초선(baseline) 기준년도인 2006년을 중심으로 정규직과 비정규직 근로자를 살펴보았다. <표 1>에서 보듯이 정규직에서는 남성의 비율이 높고 비정규직에서는 여성의 비율 상대적으로 높게 나타났다. 연령의 경우 정규직 집단에서는 30대의 비율이 가장 높았고, 비정규직 집단에서는 40대와 50대의 비중이 높았다. 교육수준에서는 두 집단의 차이가 더 드러나는데 특히 전문대학 이상 학력소지자의 경우 정규직 집단이 월등히 높게 나타났다. 만성질환의 보유기간에 있어서는 비정규직 집단에서 6개월 이상인 경우가 정규직 집단에 비해서 2배 이상 높게 나타났다. 마지막으로 결혼상태의 경우 배우자 유무로 살펴보았는데, 비정규직이 정규직 집단에 비해 이혼·사별·별거·미혼 등으로 현재 배우자가 없다고 응답한 사람의 비율이 약간 높게 나타났다.

표 1. 연구대상자의 인구사회학적 특성(N=2,585)

(단위: 명, %)

|      |         | 정규직(N=1193) |      | 비정규직(N=1392) |      |
|------|---------|-------------|------|--------------|------|
|      |         | 빈도          | 백분율  | 빈도           | 백분율  |
| 성별   | 남자      | 886         | 74.3 | 673          | 48.3 |
|      | 여자      | 307         | 25.7 | 719          | 51.7 |
| 연령   | 19-29세  | 197         | 16.5 | 156          | 11.2 |
|      | 30-39세  | 489         | 41   | 313          | 22.5 |
|      | 40-49세  | 304         | 25.5 | 364          | 26.1 |
|      | 50-59세  | 161         | 13.5 | 264          | 19   |
|      | 60세 이상  | 42          | 3.5  | 295          | 21.2 |
| 교육수준 | 무학      | 4           | 0.3  | 84           | 6    |
|      | 초등학교    | 47          | 3.9  | 278          | 20   |
|      | 중학교     | 64          | 5.4  | 223          | 16   |
|      | 고등학교    | 414         | 34.7 | 540          | 38.8 |
|      | 전문대학 이상 | 664         | 55.7 | 267          | 19.2 |

|      |          | 정규직(N=1193) |      | 비정규직(N=1392) |      |
|------|----------|-------------|------|--------------|------|
|      |          | 빈도          | 백분율  | 빈도           | 백분율  |
| 만성질환 | 없음       | 1080        | 90.5 | 1025         | 73.6 |
|      | 3개월 미만   | 6           | 0.5  | 13           | 0.9  |
|      | 3-6개월 미만 | 3           | 0.3  | 13           | 0.9  |
|      | 6개월 이상   | 104         | 8.7  | 341          | 24.5 |
| 결혼상태 | 배우자 있음   | 926         | 77.6 | 905          | 65   |
|      | 배우자 없음   | 267         | 22.4 | 487          | 35   |

다음으로 다차원적 사회적 배제상태가 정규직 집단과 비정규직 집단 사이에 차이가 있는지를 살펴보았다. <표 2>에서 사회적 배제의 영역별로 보면 첫째, 경제배제의 경우 94% 이상 대다수의 정규직 근로자는 일반가구로 응답하였으나, 비정규직 근로자는 64%만이 일반가구라고 응답하였다. 경제적 생활수준에서는 가난 혹은 매우 가난이라고 응답한 비율이 비정규직 집단에서는 50% 이상으로 정규직보다 2배 이상 높게 나타났다. 개인연금의 경우도 정규직 집단이 비정규직 집단보다 2배 이상 많이 보유하고 있는 것으로 나타났다. 둘째, 주거배제의 경우 정규직 집단이 비정규직 집단보다 자가보유 비율과 주거환경만족도는 높고 집세미납으로 인한 경험은 적었다. 셋째, 건강배제에서는 비정규직 집단이 정규직 집단에 비해 건강보험 미납과 미충족의료를 경험하고 건강검진을 받지 않은 비율이 높게 나타났다. 넷째, 사회참여배제 영역에서는 정규직 집단의 인터넷 사용이 비정규직 집단에 비해 매우 높았고, 가족관계와 친구관계에 대한 만족도에서는 만족하는 비율이 높았다. 마지막으로 1년 안에 일을 관두거나 유해한 환경에서 일한 경험은 비정규직 집단에서 높게 나타났고, 직업에 대한 만족도는 정규직 집단에서 대체로 만족하는 경우가 비정규직 집단보다는 높게 나타났다. 이상의 결과는 모두 통계적으로 유의미하였다.



표 2. 정규직 유무와 다차원적 사회적 배제 현황

(단위: 명, %)

|                |          | 정규직    |      | 비정규직 |      | $\chi^2$ |           |
|----------------|----------|--------|------|------|------|----------|-----------|
|                |          | 빈도     | 백분율  | 빈도   | 백분율  |          |           |
|                | 일반/저소득가구 | 일반가구   | 1124 | 94.2 | 895  | 64.3     | 336.29*** |
|                |          | 저소득가구  | 69   | 5.8  | 497  | 35.7     |           |
| 경제<br>배제       | 경제적 생활수준 | 부유     | 38   | 3.2  | 12   | 0.9      | 394.52*** |
|                |          | 보통     | 919  | 77.3 | 585  | 42.1     |           |
|                |          | 가난     | 205  | 17.2 | 591  | 42.5     |           |
|                |          | 매우 가난  | 27   | 2.3  | 201  | 14.5     |           |
|                | 개인연금     | 있음     | 342  | 28.7 | 137  | 9.9      | 151***    |
|                |          | 없음     | 848  | 71.3 | 1252 | 90.1     |           |
|                | 주택유형     | 자가     | 692  | 58   | 709  | 50.9     | 12.94***  |
|                |          | 비자가    | 501  | 42   | 683  | 49.1     |           |
| 주거<br>배제       | 집세미납이사   | 없음     | 1177 | 98.7 | 1301 | 93.5     | 42.95***  |
|                |          | 있음     | 16   | 1.3  | 90   | 6.5      |           |
|                | 주거환경     | 매우 만족  | 27   | 2.3  | 25   | 1.8      | 100.58*** |
|                |          | 대체로 만족 | 633  | 53.8 | 501  | 36.4     |           |
|                |          | 보통     | 379  | 32.2 | 531  | 38.6     |           |
|                | 불만족      | 120    | 10.2 | 251  | 18.3 |          |           |
|                | 매우 불만족   | 18     | 1.5  | 67   | 4.9  |          |           |
| 건강<br>배제       | 건강보험미납   | 없음     | 1172 | 99.1 | 1109 | 87.2     | 131.47*** |
|                |          | 있음     | 11   | 0.9  | 163  | 12.8     |           |
|                | 미충족의료    | 없음     | 1170 | 98.2 | 1259 | 90.5     | 66.90***  |
|                |          | 있음     | 22   | 1.8  | 132  | 9.5      |           |
|                | 건강검진횟수   | 0회     | 527  | 44.2 | 1029 | 74       | 240.69*** |
|                |          | 1회     | 661  | 55.4 | 355  | 25.5     |           |
|                |          | 2회     | 2    | 0.4  | 7    | 0.5      |           |
|                | 인터넷사용    | 있음     | 1012 | 85   | 609  | 43.8     | 465.9***  |
|                |          | 없음     | 178  | 15   | 780  | 25.5     |           |
| 사회<br>참여<br>배제 | 가족관계     | 매우 만족  | 260  | 22.1 | 162  | 11.8     | 128.92*** |
|                |          | 대체로 만족 | 758  | 64.4 | 791  | 57.7     |           |
|                |          | 보통     | 140  | 11.9 | 344  | 25.1     |           |
|                |          | 불만족    | 16   | 1.4  | 58   | 4.2      |           |
|                |          | 매우 불만족 | 3    | 0.3  | 17   | 1.2      |           |

|            |        | 정규직  |      | 비정규직 |      | $\chi^2$  |
|------------|--------|------|------|------|------|-----------|
|            |        | 빈도   | 백분율  | 빈도   | 백분율  |           |
| 사회적친분관계    | 매우 만족  | 99   | 8.4  | 84   | 6.1  | 121.25*** |
|            | 대체로 만족 | 793  | 67.4 | 687  | 50   |           |
|            | 보통     | 261  | 22.2 | 491  | 35.8 |           |
|            | 불만족    | 22   | 1.9  | 95   | 6.9  |           |
|            | 매우 불만족 | 2    | 0.2  | 16   | 1.2  |           |
| 1년 안에 일 관동 | 없음     | 1115 | 93.7 | 1228 | 88.4 | 21.56***  |
|            | 있음     | 75   | 6.3  | 161  | 11.6 |           |
| 유해환경 일한 경험 | 없음     | 1052 | 88.6 | 1109 | 81.1 | 27.85***  |
|            | 있음     | 135  | 11.4 | 259  | 18.9 |           |
| 노동<br>배제   | 직업만족도  |      |      |      |      | 362.48*** |
|            | 매우 만족  | 91   | 7.7  | 28   | 2    |           |
|            | 대체로 만족 | 630  | 53.5 | 348  | 25.3 |           |
|            | 보통     | 347  | 29.5 | 543  | 39.5 |           |
|            | 불만족    | 98   | 8.3  | 357  | 26   |           |
| 매우 불만족     | 11     | 0.9  | 99   | 7.2  |      |           |

주: \*\*\*p < .001

## 2. 무조건부 잠재성장곡선 모형

무조건부 잠재성장곡선 모형은 본 연구의 종속변수인 주관적 건강과 우울상태의 종단적 변화를 외부요인의 영향을 배제한 상태에서 보여준다. 우선, 주관적 건강상태의 무조건부 잠재성장곡선 모형의 모델 적합도를 살펴보면( $\chi^2(61)=692.57, p<.001; CFI=0.94; SRMR=0.043; RMSEA=0.06$ )으로 카이자승을 제외한 전반적인 모델적합도 지수는 매우 만족할 만한 수준으로 나타났다. 카이자승의 경우 표본수에 민감하게 반응하는데 본 연구에서와 같이 표본수가 큰 경우에는 대체적으로 유의미하게 나타난다. <표 3>은 2006년부터 2016년까지의 정규직과 비정규직 근로자의 주관적 건강상태의 초기값과 기울기의 평균과 분산 그리고 공분산 결과를 보여주고 있다. 우선 주관적 건강상태의 초기값과 기울기의 평균을 살펴보면 정규직과 비정규직 집단 모두 초기값은 유의미하게 0과 다르지만, 기울기는 비정규직 집단에서 유의미하게 나타나지 않았다. 즉 비정규직 집단에서는 시간의 경과에 따른 주관적 건강상태의 변화가

유의미하지 않다는 것을 보여준다. 다음으로 주관적 건강상태의 초기값과 기울기의 분산을 살펴보면 모두 유의미하게 나타났는데, 이는 정규직 집단과 비정규직 집단 안에서 상당한 개인 간 편차가 존재한다는 것을 보여준다. 마지막으로 공분산이 유의미한 부적관계를 보여주는데, 이는 양쪽 집단 모두에서 주관적 건강상태의 초기값의 점수가 높을수록 시간의 흐름에 따라 완만하게 변화한다는 것을 보여준다.

표 3. 무조건부 잠재성장곡선 모형: 주관적 건강

|                 | 정규직    |       |            | 비정규직   |       |            |
|-----------------|--------|-------|------------|--------|-------|------------|
|                 | b      | S.E.  | z-value    | b      | S.E.  | z-value    |
| 평균(Mean)        |        |       |            |        |       |            |
| 초기값(Intercept)  | 1.944  | 0.017 | 115.558*** | 2.401  | 0.021 | 111.847*** |
| 기울기(Slope)      | 0.013  | 0.002 | 6.258***   | 0.004  | 0.002 | 1.759      |
| 분산(Variance)    |        |       |            |        |       |            |
| 초기값(Intercept)  | 0.201  | 0.014 | 14.412***  | 0.475  | 0.024 | 19.472***  |
| 기울기(Slope)      | 0.002  | 0.000 | 7.473***   | 0.003  | 0.000 | 9.256***   |
| 공분산(Covariance) | -0.010 | 0.002 | -6.277***  | -0.016 | 0.002 | -7.524***  |

주: \*\*\*p < .001

다음으로 우울상태의 무조건부 잠재성장곡선 모형의 모델 적합도를 살펴보면( $\chi^2(61)=641.12, p<.001; CFI=0.92; SRMR=0.041; RMSEA=0.06$ )으로 주관적 건강상태와 유사하게 카이제곱을 제외한 전반적인 모델적합도 지수는 매우 만족할 만한 수준으로 나타났다. <표 4>는 2006년부터 2016년까지의 우울상태의 초기값과 기울기의 평균과 분산 그리고 공분산을 보여주는데, 정규직 집단과 비정규직 집단이 유사한 형태의 변화를 보여주었다. 우선, 우울상태의 초기값은 유의미하게 0과 다르고 시간의 경과에 따라 유의미하게 감소하는 것으로 나타났다. 다음으로 우울상태의 초기값과 기울기의 분산을 살펴보면 모두 유의미하게 나타났는데, 이는 양쪽 집단 모두에서 우울상태에 상당한 개인 간 변이가 존재한다는 것을 보여준다. 마지막으로 우울상태의 초기값과 기울기의 공분산이 유의미한 부적관계를 보여주는데, 이는 우울상태의 초기값의 평균이 높을수록 시간의 흐름에 따라 완만하게 변화한다는 것을 보여준다.

표 4. 무조건부 잠재성장곡선 모형: 우울

|                 | 정규직    |       |            | 비정규직   |       |            |
|-----------------|--------|-------|------------|--------|-------|------------|
|                 | b      | S. E. | z-value    | b      | S. E. | z-value    |
| 평균(Mean)        |        |       |            |        |       |            |
| 초기값(Intercept)  | 14.220 | 0.081 | 174.804*** | 16.331 | 0.115 | 142.042*** |
| 기울기(Slope)      | -0.184 | 0.010 | -18.255*** | -0.254 | 0.013 | -19.944*** |
| 분산(Variance)    |        |       |            |        |       |            |
| 초기값(Intercept)  | 4.402  | 0.331 | 13.292***  | 12.898 | 0.698 | 18.472***  |
| 기울기(Slope)      | 0.034  | 0.005 | 6.600***   | 0.084  | 0.009 | 9.669***   |
| 공분산(Covariance) | -0.304 | 0.038 | -8.078***  | -0.743 | 0.069 | -10.852*** |

주: \*\*\*p < .001

다음으로 두 번째 연구문제인 비정규직 여부가 주관적 건강 및 우울상태의 변화(초기값과 변화율)에 유의미한 영향을 미치는가를 검증하기 위하여 다중집단분석을 통한 조절효과 분석을 실시하였다. 분석결과 주관적 건강의 경우 비제약모델과 등가제약모델 사이의 카이제곱 검증결과( $\Delta\chi^2=344, p<.001$ )가 유의미하여 비정규직 여부가 주관적 건강의 초기값과 변화율에 조절효과를 가지는 것으로 나타났다. 우울상태의 경우도 비제약모델과 등가제약모델 사이의 카이제곱 검증결과( $\Delta\chi^2=325.72, p<.001$ )가 유의미하여 정규직 여부가 우울의 초기값과 변화율에 조절효과를 가지는 것으로 나타났다. 아래의 [그림 2]와 [그림 3]은 정규직(하위선)과 비정규직(상위선) 집단의 주관적 건강과 우울의 변화를 보여주는데, 초기값에서는 정규직에 비해 비정규직 집단의 주관적 건강과 우울상태가 열악한데, 시간의 흐름에 따라 격차가 존재하지만 그 차이는 약간 줄어드는 경향을 보여주었다.

그림 2. 주관적 건강(2006-2016)

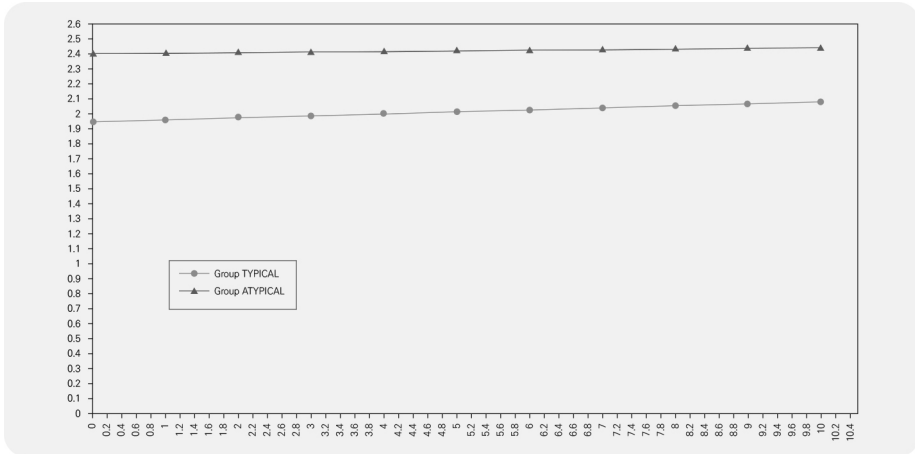
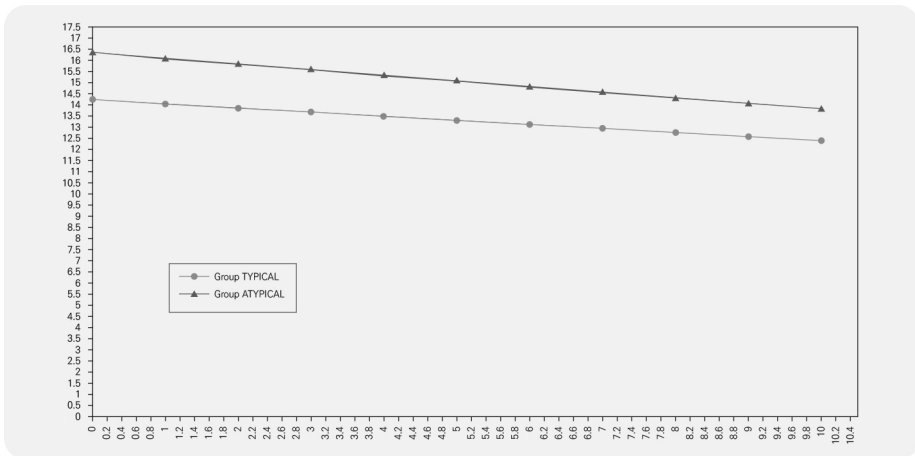


그림 3. 우울상태(2006-2016)



### 3. 조건부 잠재성장곡선 모형

#### 가. 다차원적 사회적 배제와 주관적 건강상태

비정규직 근로자가 경험하는 다차원적 사회적 배제가 주관적 건강과 우울상태의 변화

에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 다차원적 사회적 배제 변수들이 포함된 조건부 잠재 성장곡선 모형 분석을 실시하였다. 우선 주관적 건강상태의 조건부 잠재성장곡선 모형의 모델 적합도를 살펴보면 ( $\chi^2(241)=612.89$ ,  $p<.001$ ;  $CFI=0.94$ ;  $SRMR=0.022$ ;  $RMSEA=0.034$ )로 카이제곱 값을 제외한 나머지 적합도 지수는 모두 만족할 만한 수준으로 나타났다. 앞서 언급하였듯이 카이제곱 값은 표본의 크기에 민감하게 반응하기 때문에 유의미하게 나타났다.

다차원적 사회적 배제가 주관적 건강상태의 초기값과 기울기에 미치는 영향은 <표 5>에서 제시되었다. 다차원적 사회적 배제변수는 기초선 기준년도인 2006년을 기준으로 사용하였고, 주관적 건강상태는 2006년부터 2016년까지 변수들을 포함하여 종단적으로 살펴보았다. 주관적 건강상태의 초기값에 영향을 미치는 사회적 배제 변수로는 건강배제 변수 가운데 미충족 의료와 노동배제 변수 중에 직업만족도가 유의미한 것으로 나타났다. 이를 해석하면 돈이 없어 본인 혹은 가족이 병원을 이용하지 못한 경험이 있는 경우와 직업에 대한 만족도가 낮을수록 주관적 건강상태를 나쁘게 인식하는 것으로 나타났다. 주거배제 변수 가운데 주택형태가 90% 신뢰수준에서 유의한데 이를 해석하면 자기가 있는 경우보다 전세, 월세와 같이 자기가 없는 경우에 주관적 건강상태가 더 열악한 것으로 나타났다. 다음으로 주관적 건강상태의 변화율에 영향을 미치는 요인들을 살펴보면 주거배제 가운데 주택유형만이 유일하게 유의미한 것으로 나타났다. 즉 자가를 소유한 사람들에 비해 그렇지 않은 경우에 주관적 건강상태의 변화가 완만하게 감소하는 부적관계를 가지는 것으로 나타났다.

본 연구에서 사용된 통제변수들 모두 주관적 건강상태의 초기값에 유의미한 영향을 미쳤다. 즉 남성보다는 여성, 나이가 많을수록, 배우자가 없는 경우, 그리고 만성질환의 보유기간이 길수록 주관적 건강상태가 나쁘고, 반대로 교육수준이 높을수록 주관적 건강상태가 좋은 것으로 나타났다. 주관적 건강상태의 변화에 영향을 미친 통제변수로는 성별, 연령, 그리고 만성질환이 있는데, 남성보다는 여성, 그리고 만성질환 보유기간이 길수록 시간의 변화에 따라 주관적 건강상태를 덜 나쁘게 인식하고, 연령이 증가할수록 주관적 건강상태를 더 나쁘게 인식하는 것으로 나타났다. 마지막으로 다차원적 사회적 배제 변수들이 포함된 조건부 잠재성장곡선 모형은 주관적 건강상태 초기값 분산의 62.4%를 설명하고, 기울기값 분산의 13.9%를 설명하는 것으로 나타나 초기상태를 잘 예측하나 변화율을 잘 예측하지는 않는 것으로 나타났다.

표 5. 조건부 잠재성장곡선 모형: 주관적 건강상태

|            |              | b      | S. E. | p-value  |
|------------|--------------|--------|-------|----------|
| <b>초기값</b> |              |        |       |          |
| 경제배제       | 일반가구/저소득가구   | 0.016  | 0.039 | 0.675    |
|            | 경제적 생활수준     | 0.015  | 0.029 | 0.602    |
|            | 개인연금 가입여부    | -0.037 | 0.054 | 0.494    |
| 주거배제       | 주택유형(자가/비자가) | 0.066  | 0.036 | 0.067+   |
|            | 집세미납으로 이사    | 0.042  | 0.077 | 0.582    |
|            | 주거환경 만족도     | 0.025  | 0.022 | 0.247    |
| 건강배제       | 건강보험미납여부     | 0.029  | 0.052 | 0.571    |
|            | 미충족의료        | 0.161  | 0.064 | 0.012**  |
|            | 건강검진횟수       | -0.004 | 0.037 | 0.917    |
| 사회참여배제     | 인터넷사용        | 0.012  | 0.046 | 0.786    |
|            | 가족관계만족도      | 0.045  | 0.026 | 0.088    |
|            | 사회적친분관계만족도   | 0.004  | 0.025 | 0.889    |
| 노동배제       | 1년안에 일을 그만둠  | -0.022 | 0.052 | 0.669    |
|            | 유해환경에서 일한 경험 | -0.007 | 0.044 | 0.871    |
|            | 직업만족도        | 0.066  | 0.021 | 0.001*** |
| 통제변수       | 성별           | 0.175  | 0.034 | 0.000*** |
|            | 연령           | 0.017  | 0.002 | 0.000*** |
|            | 교육수준         | -0.075 | 0.020 | 0.000*** |
|            | 결혼상태         | 0.079  | 0.038 | 0.037*   |
|            | 만성질환         | 0.193  | 0.015 | 0.000*** |
| <b>기울기</b> |              |        |       |          |
| 경제배제       | 일반가구/저소득가구   | 0.003  | 0.005 | 0.641    |
|            | 경제적 생활수준     | 0.002  | 0.004 | 0.677    |
|            | 개인연금 가입여부    | -0.006 | 0.008 | 0.468    |
| 주거배제       | 주택유형(자가/비자가) | -0.012 | 0.005 | 0.019*   |
|            | 집세미납으로 이사    | -0.013 | 0.011 | 0.242    |
|            | 주거환경 만족도     | 0.001  | 0.003 | 0.809    |
| 건강배제       | 건강보험미납여부     | -0.007 | 0.007 | 0.349    |
|            | 미충족의료        | -0.010 | 0.009 | 0.261    |
|            | 건강검진횟수       | -0.005 | 0.005 | 0.308    |
| 사회참여배제     | 인터넷사용        | 0.005  | 0.006 | 0.484    |
|            | 가족관계만족도      | 0.000  | 0.004 | 0.996    |
|            | 사회적친분관계만족도   | -0.003 | 0.004 | 0.332    |
| 노동배제       | 1년안에 일을 그만둠  | -0.003 | 0.007 | 0.690    |
|            | 유해환경에서 일한 경험 | -0.005 | 0.006 | 0.428    |
|            | 직업만족도        | -0.001 | 0.003 | 0.629    |

|            |      | b      | S. E. | p-value  |
|------------|------|--------|-------|----------|
| 통제변수       | 성별   | -0.017 | 0.005 | 0.000*** |
|            | 연령   | 0.001  | 0.000 | 0.014*   |
|            | 교육수준 | 0.002  | 0.003 | 0.482    |
|            | 결혼상태 | -0.001 | 0.005 | 0.806    |
|            | 만성질환 | -0.011 | 0.002 | 0.000*** |
| 다중상관계수(R2) |      | 초기값    |       | 0.624*** |
|            |      | 기울기    |       | 0.139*** |

주: \*\*\*p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05, + p < .10

## 나. 다차원적 사회적 배제와 우울상태

우울상태의 조건부 잠재성장곡선 모형의 모델 적합도를 살펴보면 ( $\chi^2(241)=632.63$ ,  $p<.001$ ;  $CFI=0.90$ ;  $SRMR=0.027$ ;  $RMSEA=0.036$ )로 카이제곱 값을 제외한 나머지 적합도 지수는 모두 수용 가능한 수준으로 나타났다. 다차원적 사회적 배제가 우울상태의 초기값과 기울기에 미치는 영향은 <표 6>에서 제시되었다. 우선 우울상태의 초기값에 영향을 미치는 사회적 배제 변수로는 경제생활만족도, 주거환경만족도, 건강보험미납여부, 미충족의료, 가족관계만족도, 직업만족도로 경제, 주거, 건강, 사회참여, 노동 배제의 모든 영역이 연관되어 있음을 알 수 있었다. 다시 말해 경제생활, 주거환경, 가족관계, 직업만족도가 낮을수록 우울상태가 높은 것으로 나타났고, 건강보험미납과 미충족의료 등 건강에서 배제를 경험한 경우에도 우울의 정도가 높은 것으로 나타났다.

다음으로 우울상태의 변화에 영향을 미치는 요인들을 살펴보면 경제생활 만족도, 건강보험미납여부, 그리고 미충족의료가 우울상태와 유의미한 부적관계를 가지는 것으로 나타났는데, 이는 경제생활만족도가 낮고, 건강보험미납과 미충족의료를 경험한 사람들이 초기 우울점수는 높았지만 시간의 흐름에 따른 변화에 있어서는 우울정도가 다소 감소하는 패턴을 보여준다는 것을 의미한다.

마지막으로 통제변수들 가운데 성별, 교육수준, 결혼상태, 만성질환이 우울의 초기값에 유의미한 영향을 미쳤는데, 남성보다는 여성, 기혼보다는 배우자가 없는 경우, 만성질환의 보유기간이 길수록 초기 우울의 정도가 높은 것으로 나타났다. 반면 교육수준이 높을수록 초기 우울수준은 낮은 것으로 나타났다. 우울의 변화율에 영향을 미치는 통제 변수로는 성별, 연령, 만성질환으로 나타났는데, 남성보다는 여성이 그리고 만성질환



보유기간이 긴 경우에 우울의 변화율이 유의미하게 낮아지는 것으로 나타났다. 반면 연령의 증가는 우울의 변화율과 유의미한 정적관계를 가지는 것으로 나타났다. 다차원적 배제의 조건부 잠재성장곡선 모형은 우울상태 초기값 분산의 47.3%를 설명하고, 기울기값 분산의 27.1%를 설명하는 것으로 나타나 초기상태에 비해 변화율에 대한 설명력이 낮은 것으로 나타났다.

표 6. 조건부 잠재성장곡선 모형: 우울상태

|            |              | b      | S. E. | p-value  |
|------------|--------------|--------|-------|----------|
| <b>초기값</b> |              |        |       |          |
| 경제배제       | 일반가구/저소득가구   | 0.331  | 0.225 | 0.141    |
|            | 경제적 생활수준     | 0.792  | 0.168 | 0.000*** |
|            | 개인연금 가입여부    | 0.540  | 0.313 | 0.084    |
| 주거배제       | 주택유형(자가/비자가) | 0.297  | 0.210 | 0.157    |
|            | 집세미납으로 이사    | 0.346  | 0.446 | 0.438    |
|            | 주거환경 만족도     | 0.316  | 0.126 | 0.012*   |
| 건강배제       | 건강보험미납여부     | 1.059  | 0.301 | 0.000*** |
|            | 미충족의료        | 0.864  | 0.375 | 0.021*   |
|            | 건강검진횟수       | -0.305 | 0.216 | 0.157    |
| 사회참여배제     | 인터넷사용        | 0.039  | 0.268 | 0.884    |
|            | 가족관계만족도      | 0.577  | 0.154 | 0.000*** |
|            | 사회적친분관계만족도   | 0.084  | 0.146 | 0.564    |
| 노동배제       | 1년안에 일을 그만둠  | 0.221  | 0.301 | 0.462    |
|            | 유해환경에서 일한 경험 | 0.160  | 0.253 | 0.528    |
|            | 직업만족도        | 0.511  | 0.121 | 0.000*** |
| 통제변수       | 성별           | 1.400  | 0.197 | 0.000*** |
|            | 연령           | 0.008  | 0.011 | 0.463    |
|            | 교육수준         | -0.414 | 0.117 | 0.000*** |
|            | 결혼상태         | 0.999  | 0.219 | 0.000*** |
|            | 만성질환         | 0.366  | 0.087 | 0.000*** |
| <b>기울기</b> |              |        |       |          |
| 경제배제       | 일반가구/저소득가구   | 0.034  | 0.029 | 0.246    |
|            | 경제적 생활수준     | -0.061 | 0.022 | 0.005**  |
|            | 개인연금 가입여부    | -0.037 | 0.041 | 0.362    |
| 주거배제       | 주택유형(자가/비자가) | -0.016 | 0.027 | 0.550    |
|            | 집세미납으로 이사    | 0.015  | 0.058 | 0.793    |
|            | 주거환경 만족도     | -0.020 | 0.016 | 0.213    |
| 건강배제       | 건강보험미납여부     | -0.136 | 0.039 | 0.000*** |
|            | 미충족의료        | -0.105 | 0.049 | 0.032*   |
|            | 건강검진횟수       | -0.010 | 0.028 | 0.707    |

|            |              | b      | S. E. | p-value  |
|------------|--------------|--------|-------|----------|
| 사회참여배제     | 인터넷사용        | -0.013 | 0.035 | 0.714    |
|            | 가족관계만족도      | -0.025 | 0.020 | 0.212    |
|            | 사회적친분관계만족도   | 0.003  | 0.019 | 0.863    |
| 노동배제       | 1년안에 일을 그만둠  | -0.064 | 0.039 | 0.317    |
|            | 유해환경에서 일한 경험 | -0.033 | 0.033 | 0.317    |
|            | 직업만족도        | -0.025 | 0.016 | 0.119    |
| 통제변수       | 성별           | -0.110 | 0.026 | 0.000*** |
|            | 연령           | 0.004  | 0.001 | 0.006**  |
|            | 교육수준         | 0.019  | 0.015 | 0.211    |
|            | 결혼상태         | -0.023 | 0.028 | 0.412    |
|            | 만성질환         | -0.027 | 0.011 | 0.019*   |
| 다중상관계수(R2) | 초기값          |        |       | 0.624*** |
|            | 기울기          |        |       | 0.139*** |

주: \*\*\*p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05

## V. 결론 및 토의

본 연구는 다차원적 사회적 배제가 비정규직 근로자의 주관적 건강과 우울상태에 어떠한 영향을 미치는지를 정규직 근로자와의 비교분석을 통해서 구체적으로 살펴보았다. 우선 구체적인 연구문제에 답하기 전에 다차원적 사회적 배제현황이 정규직과 비정규직 집단사이의 차이가 있는지를 살펴보았는데, 경제배제, 주거배제, 건강배제, 사회참여배제, 그리고 노동배제의 5가지 영역에서 유의미한 차이를 발견할 수 있었다. 즉 정규직 집단에 비해서 비정규직 집단이 모든 사회적 배제영역에서 배제를 더 경험하는 것으로 나타나 기존의 연구들(노병일, 손정환, 2011; 임지혜, 2013; 신동환, 2014)과 유사한 결과를 보여주었다.

다음으로 본 연구의 첫 번째 연구문제인 시간의 흐름에 따라 정규직과 비정규직 근로자의 주관적 건강 및 우울상태의 변화를 살펴보았다. 이를 위해 무조건부 잠재성장곡선 모형분석을 실시하였는데, 주관적 건강상태의 경우 정규직과 비정규직 집단 모두 초기값의 평균은 유의미하게 나왔으나, 변화율의 평균은 비정규직 집단에서는 유의미하게 나오지 않아 시간의 경과에 따라 큰 변화를 보이지 않는다는 것을 알 수 있었다. 우울상

태의 경우는 두 집단 모두 초기값과 기울기의 평균 모두가 유의한 것으로 나타나 시간의 흐름에 따른 변화율도 유의미한 것으로 나타났다. 특히 한국복지패널자료에서는 우울상태가 시간의 흐름에 따라 악화되는 것이 아니라 완화되는 것으로 나타나는데, 한국복지패널을 종단적으로 분석한 전해숙과 강상경(2009) 연구에서도 본 연구와 유사하게 초기 우울증상이 높은 사람들이 시간의 경과에 따라 상대적으로 우울증상이 완화되는 것으로 해석하였다. 우울감의 초기값이 상대적으로 높은 사람들의 경우 시간이 지나면서 우울감이 더 이상 높아지기 힘든 천장효과(ceiling effect)가 발생할 수 있기 때문에 본 연구에서와 같이 시간의 흐름에 따라 우울의 점수가 낮아져 완화되는 것으로 나타났을 수 있다 (Lewis-Beck, Bryman, & Futing Liao, 2004).

본 연구의 두 번째 연구문제인 비정규직 여부가 주관적 건강 및 우울상태의 변화에 유의미한 영향을 미치는가를 검증하기 위하여 잠재성장곡선모형의 다중집단분석 방법을 실시하였다. 분석결과 초기값에서는 정규직에 비해 비정규직 집단의 주관적 건강과 우울상태가 열악한데, 시간의 흐름에 따라 그 차이가 약간은 줄어드는 것으로 나타났다. 이상의 결과는 정규직과 비정규직 근로자 집단의 건강에서의 차이, 즉 건강불평등이 시간의 흐름에 따라 축적되고 확대되어진다는 축적된 불평등 이론(cumulative disadvantage theory)보다는 건강수준에서의 차이가 시간의 흐름에 따라 감소한다는 수렴이론(convergence trajectories theory)을 지지한다고 할 수 있다(Ross & Wu, 1996; DiPrete & Eirich, 2006). 비정규직 집단에 대한 고용보험, 건강보험 등 사회보장정책의 확대가 정규직 집단과의 격차를 줄여 수렴하게 만들 수 있지만 여기에 대해서 향후 실증적 검증이 필요하리라 생각된다.

마지막으로 세 번째 연구문제인 비정규직 근로자가 경험하는 다차원적 사회적 배제 요소들이 주관적 건강과 우울상태의 변화에 미치는 영향은 유의미한가를 검증하기 위하여 조건부 잠재성장곡선 모형분석을 실시하였다. 분석결과를 토대로 다차원적 사회적 배제가 주관적 건강상태에 미치는 영향을 살펴보면, 건강배제 가운데 돈이 없어 병원을 이용하지 못한 미충족의료 경험과 노동배제 가운데 직업에 대한 만족도가 낮을수록 초기 주관적 건강상태가 열악한 것을 나타냈다. 주거배제 중에서는 자가가 없는 경우에 주관적 건강상태가 안 좋은 것으로 나타났다. 하지만 다차원적 사회적 배제가 주관적 건강상태의 기울기, 즉 종단적 변화를 설명하는 정도는 13.9%로 매우 낮아 크게 의미를 갖지는 못한다.

다차원적 사회적 배제가 우울상태에 미치는 영향의 경우 경제, 주거, 건강, 사회참여, 노동배제의 모든 영역이 연관되어 있음을 알 수 있다. 즉 경제생활, 주거환경, 가족관계, 직업만족도가 낮고 건강보험미납과 미충족의료 경험의 수치가 높을수록 초기 주관적 건강상태가 낮은 것으로 나타났다. 변화율의 경우 경제생활만족도, 건강보험미납, 미충족의료 경험한 사람들이 초기 우울점수가 상대적으로 높아 시간이 지나면서 우울감이 더 이상 높아지기 힘든 천장효과가 발생하였거나 혹은 소득 및 건강보장정책을 통해 경제 및 건강배제를 경험한 사람들의 상태가 시간의 흐름에 따라 개선됐을 수 있는데, 이에 대한 부분은 추후 연구에서 보다 구체적으로 살펴볼 필요가 있다.

본 연구의 분석결과에서 살펴보았듯이 다차원적 사회적 배제는 주관적 건강보다는 우울상태에 더 많은 영향을 미치고, 변화율보다는 초기값에 영향을 많이 미친다는 것을 알 수 있었다. 따라서 시작단계에서 적극적 개입을 통해 사회적 배제의 수준을 경감시키는 것이 정규직과 비정규직 사이의 건강에서의 격차를 더 효율적으로 줄일 수 있을 것으로 생각된다. 초기 다차원적 사회적 배제의 경감의 위해서는 기본적으로 소득보장을 통해 경제배제를 줄이고, 계층 간 주거혼합을 통해 주거배제를 극복하는 소셜믹스 정책 등의 노력이 필요하다(공윤경, 2016). 이외에도 의료보장성의 확충을 통해서 건강보험 미납과 미충족의료로 인한 건강상의 불이익을 줄여 건강배제를 감소시키고(조현희, 권기협, 문상호, 2010), 열악한 환경에 있는 비정규직의 노동시장환경을 개선하여 그들의 직업만족도를 높여줌으로써 보다 나은 건강을 유지시켜주려는 노력이 필요하다(노광표, 2017). 마지막으로 본 연구결과에서 보듯이 가족관계 향상프로그램을 통해서 배우자를 비롯한 가족지지체계를 잘 유지하는 것이 비정규직 근로자의 초기 우울상태를 완화하는데 긍정적인 영향을 미칠 수 있다(김진영, 임인숙, 송예리아, 한신원, 2012; 박경순, 2015).

본 연구는 기존의 선행연구들과 달리 비정규직과 정규직 집단의 비교를 통해서 주관적 건강과 우울상태의 변화를 살펴보았고, 특히 다차원적 사회적 배제가 비정규직 근로자의 주관적 건강과 우울상태에 미치는 영향을 종단적으로 살펴보았다는데 연구의 의의가 있다. 하지만 이차자료인 한국복지패널의 특성상 다차원적 사회적 배제의 모든 영역을 다 포괄하여 살펴보지 못하였고, 건강상태의 평균 변화정도가 크지 않아 본 연구에서 원래 의도했던 다차원적 사회적 배제가 주관적 건강과 우울상태의 변화율에 미치는 영향에 대한 유의미한 결과를 많이 찾을 수는 없었다. 그리고 본 연구에서 왜 정규직과

비정규직 사이의 건강에서의 차이가 수렴되는지를 구체적으로 밝혀내지 못했는데, 향후 연구에서는 다차원적 사회적 배제가 정규직과 비정규직 집단사이의 건강불평등에 미치는 영향을 완화시키는 소득, 의료, 고용보장 등 전반적인 사회보장정책의 역할을 조절효과 분석을 통해서 살펴볼 필요가 있을 것으로 생각된다.

김진현은 미국 Ohio State University에서 사회복지학 박사학위를 받았으며, 현재는 부산대학교 사회복지학과에서 부교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 건강정책, 건강불평등, 노인복지 등이며, 현재는 노동시장에서 비정규직 근로자의 건강과 건강불평등 문제에 관심을 가지고 연구하고 있다.  
(E-mail: jinhyun@pusan.ac.kr)

## 참고문헌

- 강산옥, 김안나, 박능후, 김은희, 유진영. (2005). 사회적 배제의 지표개발 및 적용방안 연구. 서울: 한국보건사회연구원.
- 강현정, 김윤정. (2010). 사회적 배제 경험 노인의 삶의 질 향상을 위한 방안. *한국가족관계학회지*, 14(4), pp.333-358.
- 강효진. (2006). 비정규직 근로자에 대한 국민건강보험 확대적용정책의 평가. 1999년-2003년 한국노동패널(KLIPS) 자료를 중심으로. *사회복지정책*, pp.387-412.
- 고상백. (2007). 고용불안정 시기의 특수건강진단: 사회적 배제현상과 개선방향. *대한직업환경의학회 학술대회논문집*. 대한직업환경의학회. pp.15-28.
- 고상백, 손미아, 공정옥, 이철갑, 장세진, 차봉석. (2004). 비정규직 근로자들의 직업적 특성과 사회심리적 스트레스. *대한산업의학회지*, 16(1), pp.103-113.
- 공윤경. (2016). 사회적 배제 극복을 위한 소셜믹스정책과 대안 주거운동. *한국도시지리학회지*, 19(1), pp.31-42.
- 김근희, 정현종, 장성훈, 김형수, 노대희, 정최경희. (2009). 비정규직 분류 기준에 따른 자가평가건강수준 비교: 패널자료를 이용한 경시적 분석. *대한직업환경의학회 학술대회논문집*, 11. 대한직업환경의학회, pp.511-512.
- 김교성, 노혜진. (2008). 사회적 배제의 실태와 영향요인에 관한 연구 -퍼지 집합이론을 이용한 측정과 일반화선형모델 분석. *사회복지정책*, 34, pp.133-162.
- 김진영, 임인숙, 송예리아, 한신원. (2012). 고용형태와 성별에 따른 주관적 건강에서의 격차: 건강자원과의 상호작용 효과를 중심으로. *한국인구학*, 35(1), pp.181-209.
- 김혜자, 박지영, 고난난, 진나연, 김정은. (2014). 한국복지패널(2005-2011)의 다차원적 빈곤개념을 활용한 도시 농촌 간 빈곤 격차에 대한 연구. *보건사회연구*, 34(1), pp.5-51.
- 남기섭, 유병주. (2007). 직무불안정성 지각과 정신적 건강 및 조직성과와의 관계에 관한 연구. *대한경영학회지*, 20(1), pp.65-85.
- 남기철. (2011). 한국의 노숙인복지와 주거지원. *비판사회정책*, 31, pp.121-159.
- 노광표. (2017). 공공부문 노동개혁 10대 과제: 공공기관을 중심으로. *노동사회*, 194,

pp.82-119.

- 노병일, 손정환. (2011). 비정규직 근로자의 사회적 배제가 정신건강에 미치는 영향. 건설  
직 일용근로자의 우울을 중심으로. *한국사회복지학*, 63(1), pp.113-135.
- 노현희, 김명언, 장재윤, 김민수. (2004). 고용상태에 따른 심리적 안녕의 변화에 관한  
중단 연구: 성취프로그램 수료자들을 대상으로. *한국심리학회지*, 17(1), pp.19-41.
- 노혜진, 김교성. (2008). 결혼해체를 경험한 여성가구의 빈곤과 사회적 배제에 관한  
중단연구. *사회보장연구*, 24(4), pp.167-196.
- 모선희. (2015). 충남 독거노인의 사회적 배제 실태와 영향요인. *한국사회복지조사연구*,  
43, pp.191-209.
- 박경순. (2015). 사회적 배제가 농촌노인의 건강에 미치는 영향 및 사회적 지지의 조절효  
과. *사회복지정책*, 42(4), pp.231-253.
- 박능후, 김재희, 장춘명. (2015). 개인의 객관적 배제와 주관적 배제 격차에 관한 연구.  
*사회복지정책*, pp.185-218.
- 박능후, 최민정. (2014). 중고령자 사회적 배제의 다차원성과 역동성 분석. *사회과학연구*,  
25(2), pp.325-354.
- 박세홍, 김창엽, 신영전. (2009). 고용상태변화가 정신건강에 미치는 영향. *비판사회정책*,  
27, pp.79-120.
- 박수경, 이충권. (2014). 비정규직 근로자의 직무스트레스, 음주와 정신건강 간의 관계.  
*한국위기관리논집*, 10(12), pp.57-76.
- 박진욱, 한윤정, 김승섭. (2007). 고용형태의 변화에 따른 건강불평등. *예방의학회지*,  
40(5), pp.338-396.
- 박현선, 정수정. (2017). 결혼이주여성이 경험하는 다차원적 사회적 배제 영역간의 중단  
적 상호관계. *한국가족복지학*, 6(56), pp.197-224.
- 배병렬. (2014). LISREL 9.1 구조방정식 모델링: 원리와 실제. 서울: 청람.
- 배지연, 노병일, 곽현근, 유현숙. (2006). 노인의 사회적 배제와 우울에 관한 탐색적 연구.  
*노인복지연구*, 33, pp.7-28.
- 백학영. (2013). 정규직과 비정규직의 임금 격차와 불평등 그리고 빈곤: 연령집단별 차이  
를 중심으로. *사회복지정책*, 40(3), pp.75-105.
- 백학영, 안서연. (2012). 소득계층별 사교육비 증가에 따른 가구의 소비지출 변화. *한국사*

- 회정책, 19(3), pp.9-47.
- 손신영. (2011). 정규직 및 비정규직 근로 형태가 주관적 건강상태에 미치는 영향. 한국산  
업간호학회지, 20(3), pp.346-355.
- 송미영. (2008). 한국 여성노인의 빈곤: 성인지적 사회적 배제 관점에서. 한국노년학연구,  
17, pp.49-72.
- 송승연. (2016). 중장년층의 사회적 배제, 우울 그리고 자살생각의 관계. 정신보건과 사회  
사업, 44(3), pp.64-92.
- 신호성. (2009). 건강분야 사회적 배제 변화추이. 보건복지 Issue & Focus, 16, pp.1-8.
- 유동철. (2014). 사회적 배제의 요인 간 역동성에 관한 연구: 부산지역 취약계층 밀집마을  
을 중심으로. 비판사회정책, 44, pp.116-142.
- 윤성호. (2005). 한국노동빈민의 빈곤과 사회적 배제의 관련성에 관한 실증적 연구. 사회  
보장연구, 21(1), pp.149-176.
- 이용, 김동기. (2015). 장애인의 주관적 건강 영향요인 탐색: 사회적 배제와 사회경제적  
지위를 중심으로. 한국사회복지조사연구, 47, pp.133-158.
- 이원철, 하재혁. (2011). 비정규직과 자살생각의 관련성: 제1-4기 국민건강영양조사 토대.  
대한직업환경의학회지, 23(1), pp.89-97.
- 이정화. (2015). 농촌노인의 사회적 배제와 정신건강: 우울과 자살생각을 중심으로. 한국  
지역사회생활과학회학술대회 자료집, 4, pp.7-37.
- 임지혜. (2013). 한국의료패널 자료를 이용한 만성질환자의 미충족 의료 현황 분석. 보건  
과 사회과학, 34, pp.237-256.
- 전병주. (2012). 외국인 노동자의 사회적 배제가 심리적 복지감에 미치는 영향. 한국콘텐츠  
학회논문지, 12(2), pp.237-247.
- 전병주. (2013). 청년실업자의 사회적 배제가 심리적 복지감에 미치는 영향: 고용정책에  
대한 신뢰의 조절효과를 중심으로. 사회과학연구, 29(4), pp.197-224.
- 전해숙, 강상경. (2009). 노년기 우울궤적의 예측요인: 한국복지패널을 이용하여. 한국노  
년학, 29(4), pp.1611-1628.
- 정현정. (2013). 일개 도시 지역주민의 주관적 빈곤감에 관한 연구. 사회복지정책, 40(3),  
pp.321-345.
- 조현희, 권기힘, 문상호. (2010). 민간의료보험이 의료서비스 이용에 미치는 영향. 집계자



- 료를 중심으로 정책분석평가학회보, 20(2), pp.103-128.
- 최선희, 정우석, 이자해. (2007). 고용안전성이 임금노동자의 건강상태에 미치는 영향. 한국사회학회 사회학대회 논문집, 한국사회학회. pp.311-320.
- 최혜지. (2012). 이주여성의 사회적 배제가 문화변용에 미치는 영향. 사회보장연구, 28(1), pp.217-244.
- 통계청. (2017. 7. 5). 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사 각 연도 8월. [http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx\\_cd=4015](http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=4015)에서 2017.6.5. 인출.
- 허현희, 김진성, 차선화, 정혜주. (2016). 도시 빈곤지역 주민의 주변화와 건강불평등의 관계에 대한 질적 연구. 보건과 사회과학, 43, pp.5-32.
- DiPrete, T. A., & Eirich, G. M. (2006). Cumulative advantage as a mechanism for inequality: A review of theoretical and empirical developments. *Annual Review of Sociology*, 32, pp.271-297.
- Franks, P., Gold, M. R., & Fiscella, K. (2003). Sociodemographics, self-rated health, and mortality in the US. *Social Science and Medicine*, 56, pp.2505-2514.
- Idler, E., Leventhal, H., McLaughlin, J., & Leventhal, E. (2004). In Sickness but Not in Health: Self-ratings, Identity, and Mortality. *Journal of Health and Social Behavior*, 45(3), pp.336-356.
- Kim, I. H., Muntaner, C., Khang, Y. H., Paek, D., & Cho, S. I.(2006). The relationship between nonstandard working and mental health in a representative sample fo the South Korean population. *Social Science and Medicine*, 63(3), pp.566-574.
- Lewis-Beck, M. S., Bryman, A., & Futing Liao, T. (2004). *The SAGE encyclopedia of social science research methods*. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Marmot, M., & Wilkinson, R. (Eds). (2006). *Poverty, social exclusion, and minorities*. Oxford: Oxford University Press.
- OECD. (2017. Jun. 5). *Incidence of permanent employment\_Share of temporary employment*. <http://stats.oecd.org/>에서 2017.6.5. 인출.
- Pantzis, D., Gordon & Levitas, R. (Eds). (2006). *Poverty and Social Exclusion in*

Britain. Bristol: Policy Press.

Pierson, J. (2002). *Tackling social exclusion*. London: Routledge.

Ross, C. E., & Wu, C. (1996). Education, age, and the cumulative advantage in health. *Journal of Health and Social Behavior*, 37, pp.104-120.

# The Impact of Multidimensional Social Exclusions on Atypical Worker's Self-rated Health and Depression: Comparative Analysis with Typical Worker

**Kim, Jinhyun**

(Pusan National University)

---

Atypical worker have been excluded in many ways from economy, housing, health, social relations, and labor opportunities. However, few studies have empirically tested the relationship between multidimensional social exclusions and health. In this respect, this study aims to identify the relationship between multidimensional social exclusions and atypical worker's health, focusing on their self-rated health and depressive symptoms. In particular, this study longitudinally examine the impact of employment status and multidimensional social exclusions on self-rated health and depressive symptoms. The data contains a total of 2,585 typical and atypical workers drawn from the Korean Welfare Pane I(2006 - 2016). Among the findings of the data analysis is that atypical workers' self-rated health has not changed to a significant extent, while their depressive symptoms have substantially decreased over time. In addition, initial gaps in self-rated health and depressive symptoms between typical and atypical workers tend to slowly decline over time. Finally, results from the model including multidimensional social exclusions presented that unmet health care needs and job satisfaction significantly predicted self-rated health in baseline. For the intercept of depressive symptoms, economic satisfaction, housing, family relations, job satisfaction, unpaid health insurance and unmet health care needs were significant predictors. However, multidimensional social exclusions did not significantly predict the rate of changes in self-rated health and depressive symptoms. Based on these findings, this paper discussed how to reduce the impact of multidimensional exclusions for better health of atypical workers.

---

**Keywords: Multidimensional Social Exclusions, Atypical Worker, Self-Rated Health, Depression**