

고용불안정이 정신건강에 미치는 영향: 고용상태 변화 유형과 우울의 인과관계 추정

변 금 선
(한국노인인력개발원)

이 혜 원*
(서울대학교)

본 연구는 한국복지패널자료의 18세 이상 65세 미만 임금근로자를 대상으로 고용불안정이 우울에 미치는 영향을 확인하였다. 비정규직 규모가 점차 증가하고 있고, 고용유형의 다변화로 고용불안정이 일상화되고 있지만 고용불안정의 영향, 특히 정신건강에 미치는 영향에 대해서는 충분한 연구가 이루어지지 않았다. 본 연구는 한국복지패널자료 6차(2010년)와 7차 자료(2011년)의 근로연령 임금근로자를 대상으로 2개 연도 사이의 고용상태 및 고용상태 변화가 우울수준(CES-D)에 미치는 영향을 분석하였다. 도구변수추정과 성향점수매칭(PSM)을 적용해 고용불안정과 우울간의 역인과관계로 인한 내생성 문제를 해결하고자 했다. 분석결과, 고용불안정은 우울수준을 증대시키는 것을 확인할 수 있었다. 특히, 현재 고용상태보다는 고용상태의 변화가 우울수준에 영향을 미치는 주된 요인이었으며, 고용불안정의 유형별 분석에 있어서는 정규직에서 비정규직으로 이동 혹은 실직 집단이 정규직 유지 집단에 비해 우울수준이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 내생성을 제거하였을 때, 기존 연구에서 제한적으로 확인된 고용불안정과 우울의 인과관계가 더욱 명확해질 수 있음을 보여준다. 고용불안정으로 인한 정신건강 문제를 완화하기 위한 적극적 정책 개입이 필요하다.

주요 용어: 고용불안정, 비정규직 노동, 정신건강, 우울, 도구변수 추정, 성향점수매칭

* 교신저자: 이혜원, 서울대학교(woniggo@gmail.com)

■ 투고일: 2018.4.4 ■ 수정일: 2018.7.11 ■ 게재확정일: 2018.7.13

I. 서론

고용불안정(employment instability)은 한국의 노동시장 특성을 가장 잘 나타내는 용어이다. 세계화로 인한 기업경쟁의 심화, 산업구조의 변화, 장기적 경기침체로 고용형태가 다변화되었으며 정규직의 자리를 비정규직이 대체하고 있다. 2017년 현재 한국의 비정규직은 654만명으로 임금근로자 셋 중 한명이 비정규직이다.¹⁾ 18-24세 초기 청년층의 절반이 비정규직에 종사하고, 18-29세 전체 청년의 35%는 비정규직 근로를 통해 생애 첫 일을 시작한다(통계청, 2017). 이에 더해 정보통신기술 발달에 따른 플랫폼 경제의 확대는 근로자의 고용불안정 수준을 더욱 악화시키고 있다(황덕순, 2016).²⁾ 현대인은 노동을 통해 자아실현을 하고 삶을 구성한다. 고용불안정은 인간의 삶 전반에 지대한 영향을 미친다. 일을 계속하는 것에 관한 예측가능성을 낮춰 삶의 자율성을 침해하며, 동시에 소득손실, 사회안전망으로부터의 배제, 인적자본 축적 제약 등의 결과를 초래한다(Benach et al., 2014).

본 연구는 고용불안정이 정신건강에 미치는 영향, 특히 우울에 미치는 영향에 주목한다. 우울증은 정신건강 수준을 보여주는 대표적 질병이다. 세계 우울증 환자는 3억 5천만 명이며, 우울증의 질병 부담은 2030년에는 1위가 될 것으로 예측되고 있다(송태민, 2015). 이러한 경향은 국내에서도 뚜렷하게 확인된다. 건강보험심사평가원에 따르면 우울증 진료인원은 2009년 약 55만 6천명에서 2013년 약 66만 5천명으로 5년간 약 10만 9천명(19.6%)이 증가하였고, 총진료비는 2009년 약 2,135억원에서 2013년 약 2,714억원으로 5년간 약 579억원(27.1%)이 증가했다(건강보험심사평가원, 2014). 한편, 2012년 대비 2016년 20대 우울증 환자는 22% 증가했는데 이는 80세 이상을 제외한 전 연령대 중 가장 큰 증가폭이다(건강보험심사평가원, 2018). 압축적 경제발전과 노동시장 분절로 노동자들의 고용 안정성이 급격히 악화되었으며, 많은 근로자들이 해고의 위험에 수시로 노출되고 있다. 비정규직과 정규직간의 차별과 사회적 배제에 대해

1) OECD에 따르면, 1년 미만의 근로계약을 체결하는 기간제 근로자, 계약기간을 명시하지 않았더라도 자신의 의지와 상관없이 계약이 종료될 수 있는 한시적 근로자의 비중은 2016년 현재 21.9%로 OECD국가 평균(11.2%)의 두배 가까운 수치이다(OECD, 2018).

2) 플랫폼 노동이란 디지털 기술의 발전으로 배달대행업, 대리운전업, 기사노동 중개업 등 디지털 플랫폼을 기반으로 일하는 노동을 의미한다. 플랫폼 노동자는 이와 관련돼 노동을 제공하는 고용주가 없는 노동자들을 의미하며, 이는 지식경제사회의 고도화로 고용안정성이 악화될 수 있음을 유추하게 해준다(김동규 등, 2018).

서는 많은 연구가 이루어졌으나, 고용불안정이 정신건강에 미치는 영향에 대해서는 충분한 연구가 이루어지지 않았다.³⁾

서구에서는 1990년대부터 고용불안정이 정신건강에 미치는 영향을 실증적으로 확인하는 연구가 수행되었다. 초기에는 고용불안정이 정신건강에 영향을 미치지 않거나 반대의 인과관계가 성립한다는 연구(Dooley et al., 2000; Kivimaki et al., 2003; Virtanen et al., 2005)와 고용불안정이 정신건강에 영향을 미친다는 연구(Iversen & Sabroe, 1988; Meltzer et al., 2010; Roskies, Louis-Guerin, & Fournier, 1993; Naswall, Sverke, & Hellgren, 2005; Van Vuuren, Klandermans, Jacobson, & Hartley, 1991)가 혼재되어 있었다. 그러나 패널자료를 이용한 연구가 수행되면서 고용불안정과 정신건강의 관계는 고용불안정이 정신건강에 부정적인 영향을 미치는 것으로 수렴되고 있다(De Witte et al., 2016). 그러나 국내연구 결과들은 여전히 혼재되어 있다. 기존 연구 결과가 일관되지 않은 이유는 분석자료 혹은 고용불안정 측정 방법의 차이 때문이기도 하지만, 주로는 고용불안정과 정신건강의 관계에 존재하는 변수간 내생성(endogeneity)과 집단 내의 이질성을 고려하지 못했기 때문이다. 고용불안정과 정신건강의 관계는 그 방향을 특정하기가 어렵다. 건강하지 않기 때문에 일을 장기간 지속하지 못 할 수 있고(혹은 건강상태가 나빠서 인해 고용주로부터 선택받지 못 할 수 있고), 동시에 잦은 일자리 이동과 고용지속의 불확실성, 비정규직의 열악한 노동조건 등으로 인해 건강상태가 나빠질 수 있기 때문이다. 고용불안정과 건강 사이에 존재하는 내생성을 해결하려면 패널 자료를 이용해 시차를 두고 분석하거나, 미관측 이질성을 통제하는 방식으로 모형을 설계해야 한다. 그러나 다수의 연구들이 횡단면 자료를 이용해 ‘고용불안정→건강’의 방향을 전제로 인과관계를 추정한다. 즉, 단일 시점의 고용형태가 우울, 정신건강, 주관적 건강 상태에 미치는 영향을 분석해 두 변수간에 존재하는 내생성 문제를 해결하지 못한다. 한편, 여러 연도에 걸쳐 조사된 패널자료를 이용한 연구들은 전년도 고용형태를 통제하는 방식(Lagged dependent variable model)으로 내생성을 해결하려는 시도를 하고 있으나, 고용불안정과 건강에 영향을 미치는 미관측 요인을 반영하지 못 해 추정 결과를 신뢰하기 어려운 측면이 있다.

3) 2009년 쌍용자동차 대량해고 이후 잇따른 해고노동자와 가족들의 죽음(총 29명)으로 해고로 인한 자살이 ‘사회적 타살’로 여겨지기 시작했고, 정책개입이 필요한 공공의 문제로 인식되기 시작했다. 하지만 이는 상시적으로 불안정 고용상태에 놓인 근로자들의 정신건강에 대한 관심으로 확대되지 못했으며 학술연구 역시 충분하지 않은 실정이다.

고용불안정이 우울에 미치는 부정적인 영향을 확인하기 위해서는 고용형태 변화를 경험하는 집단의 이질성을 고려할 필요성이 있다. 고용불안정이 건강에 미치는 영향을 확인하려는 내재적 목적은 본인의 의지와는 관계없이 안정적인 노동 상태를 지속하기 어려운 취약집단이 고용불안정 상태로 인해 경험하는 불건강(ill health)을 드러내는데 있다. 기존 연구들은 고용불안정을 특정 시점의 고용형태, 혹은 정규직에서 비정규직으로의 고용형태 변화로 측정한다. 하지만 이 집단에는 자발적으로 비정규직을 택한 집단이 포함되어 있기 때문에 비자발적으로 고용불안정을 경험하는 집단에게서 나타나는 불건강 효과를 식별할 수 없다.

본 연구는 기존 연구의 한계를 보완하여 고용불안정과 우울의 인과관계를 규명하고자 한다. 첫째, 본 연구는 패널자료를 이용해 고용불안정을 고용형태 변화 유형으로 측정한다. 즉, 본 연구는 고용불안정을 2개 연도에 관측된 고용상태(정규직, 비정규직, 실직 및 구직포기)의 변화로 유형화하였다. 이를 통해 고용불안정을 경험하는 집단내 이질성을 최소화했다. 둘째, 변수간 내생성을 해결하기 위해 인과관계 추정 모형을 적용해 고용불안정과 우울수준의 관계를 분석하였다. 변수간 내생성을 해결하고 미관측요인을 통제하기 위해 도구변수 추정(Instrumental variable regression)과 성향점수매칭(Propensity score matching analysis, PSM)을 적용하였다. 또한 기존 연구와 비교하기 위해 전년도 우울수준을 통제변수로 투입한 시차종속변수 모형(Lagged dependent variable model, LDV) 분석을 병행하였다.

본 연구는 그간 고용불안정이 초래하는 결과에 관해 충분한 연구가 이루어지지 않은 우울이라는 정신건강에 초점을 맞추었다는 점에서 학술적으로 의미가 있다. 기존 실증 연구에서 특정하지 못하였던 고용불안정이 정신건강에 미치는 인과적 영향을 검증해 고용불안정과 건강 연구의 이론화에 기여할 수 있다. 본 연구의 분석결과는 고용불안정이 일상화된 현대 사회에서 그로 인해 파생되는 사회적 문제를 해결하기 위한 보건, 복지정책 방안을 마련하는데 실증 근거자료로 활용될 수 있다. 본 연구의 내용은 다음과 같이 구성된다. 우선 고용불안정의 정의, 고용불안정과 우울의 관계를 설명하는 메커니즘을 살펴보고, 고용불안정과 우울의 관계를 분석하는데 있어서 제기되는 몇 가지 분석 이슈에 대해 확인한다. 이를 토대로 고용불안정과 우울간의 인과효과 추정을 위한 모형을 설정하고, 분석결과를 토대로 연구의 이론적, 정책적 함의를 도출하였다.

II. 이론적 배경

1. 고용불안정의 정의

고용불안정은 “업무 지속성을 예측할 수 없는 상태”(Davy, 1997), “직무수행의 미래에 대한 우려”(Vuuren & Klandermans, 1990)로 정의되며, 고용계약의 지속가능성과 일자리 이동 등을 기준으로 조작적으로 정의된다. 기존 연구들은 비정규직(non-standard work, atypical work, contingent work, irregular work), 불안정 노동(precarious work), 임시직(temporary work), 시간제 노동(part-time work) 등 다양한 측면에서 고용불안정 연구를 수행해왔다(Benach et al., 2014).

고용불안정은 고용의 ‘불확실성’, ‘비지속성’을 뜻하므로 현 시점의 고용안정성과 더불어 미래에 대한 실질적인 일자리 이동을 포괄하여 측정할 필요성이 있다. 하지만 횡단 자료를 이용한 연구들은 일반적으로 특정 시점 고용형태가 완전고용, 계속고용, 직접고용이 아닌 경우를 비정규직으로 정의하고 비정규직과 정규직의 건강 결과(health outcome)의 차이를 분석한다. 특정 시점의 고용 상태(status)를 이용해 고용불안정의 영향을 측정하는 것은 고용불안정에 내포된 특성을 충분히 반영하기 어렵다. 한편, 종단 자료를 이용한 연구들은 정규직에서 비정규직으로의 변화에 초점을 맞추거나, 정규직 지속 집단과 비정규직 지속 집단을 비교하는 방식으로 고용불안정을 측정하였다. 이는 횡단면 자료를 이용한 연구에 비해 고용불안정의 특성을 정확하게 반영할 수 있으나, 고용형태 변화 유형 중 일부만 분석대상으로 하여 고용불안정의 총체적 영향을 확인하지 못한다는 한계가 있다(Virtanen et al., 2008). 이와 더불어 고용상태 변화의 질은 집단내의 이질성을 고려하는데 있어서 중요한 이슈이다. 특정 시점에 정규직 혹은 비정규직으로 관측된다 하더라도 이들이 이후 시기 혹은 이전 시기의 고용상태에 따라 해당 시점의 고용불안정 수준이 달라질 수 있기 때문이다. 즉, t 시점에 비정규직으로 관측되지만 $t+1$ 시점에 정규직인 집단은 비정규직에서 정규직으로 이행하기 위한 가교일자리로서의 고용불안정을 경험했다고 볼 수 있다. 한편 t 시점에서 $t+1$ 시점에 정규직에서 비정규직으로 이행한 집단은 비정규직을 스스로 선택한 집단일 가능성이 높다. 즉, 미관측 이질성(가족돌봄 등)으로 자발적으로 비정규직을 선택한 개인이 겪는 고용불안정은 비자발적 선택에 의해 겪는 고용불안정과는 다를 수 있다. 이러한 미관측 이질성으로 인해

우울에 미치는 영향이 달리 나타날 수 있다.

요컨대, 고용불안정이 우울에 미치는 영향을 확인하려면 종단자료를 이용해 시간에 따른 고용상태의 변화를 분석모형에 반영해야 한다. 또한 고용상태 변화의 질적 차이에 따라 우울에 미치는 영향 혹은 그 방향이 다르게 나타날 수 있으므로, 정규직에서 비정규직, 비정규직에서 정규직으로 이동 등 다양한 변화 특성을 반영해 집단별 우울수준 차이를 검증할 필요성이 있다.

2. 고용불안정과 우울의 메커니즘

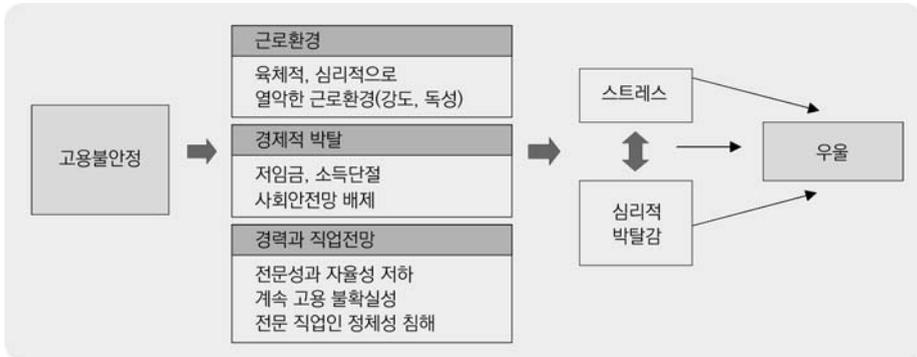
고용불안정과 건강에 관한 연구들은 대부분 이론적 틀이 결여된 경우가 많다. 이는 대부분 연구들이 고용불안정의 영향보다는 불건강을 초래하는 다양한 요인에 초점을 맞추는 역학(epidemiological) 연구이기 때문이다. 즉, 기존 연구들은 고용불안정의 결과보다는 불건강의 양상과 그것을 초래한 새로운 요인 중 하나인 고용불안정에 주목하였다. 초기 연구들은 대규모 자료를 확보해 연구결과의 일반화 가능성을 높여 현상을 객관적으로 설명하는 것에 집중했으며, 비교적 최근에서야 고용불안정의 결과로서 불건강을 확인하려는 연구가 수행되기 시작했다(De Witte, Pienaar, & Cuyper, 2016).⁴⁾

고용불안정이 우울에 미치는 영향에 관해서는 다양한 관점에서 설명이 이루어져왔다. Benach와 동료들은 고용불안정이 우울에 미치는 경로를 세 가지 측면(근로환경, 전문성과 자율성, 박탈)로 설명하였다. 첫째, 건강을 해치는 근로환경으로 인해 우울수준이 높아질 수 있다. 비정규직은 직간접적으로 건강상태에 나쁜 영향을 미치는 근로환경에 노출된다고 알려져 있다(Gash et al., 2007; Moscone, Tosetti, & Vittadini, 2016). 비정규직은 정규직에 비해 물리적, 심리적 측면에서 열악한 근로환경에 놓이게 된다. 강도 높은 육체노동, 유독물질 노출, 그리고 산업안전에 필요한 장비가 부족하며, 이에 더해 일에 관한 낮은 통제와 사회적지지 상태에 놓인다. 둘째, 비정규직은 정규직에 비해 전문성과 개인의 자율적인 삶에 있어서 제약을 경험하게 된다. 단기 고용계약으로 인해 계약관계에 있어서 부정의(injustice, unfair)를 경험하고, 이는 무기력감과 미래의 기회에 관한 부정적 전망을 하게 만든다. 또한 이는 개인의 경력과 인적자본 형성에도 영향

4) 고용불안정과 건강에 관한 실증연구의 흐름에 대해서는 리뷰논문인 De Witte와 동료들(2016)과 Benach와 동료들(2014)을 참고하기 바란다.

을 미쳐서 개인으로 하여금 직업 전문성 구축 및 전문 직업인으로서의 정체성 형성을 저해한다. 마지막으로, 비정규직은 절대적, 상대적 박탈 상태에 놓이며 이는 우울수준에 부정적 영향을 미친다. 비정규직은 불완전고용(underemployment)의 관점에서 저임금 근로 비중이 높으며, 사회보장제도에서 제외되는 경우가 많다. 소득부족과 소득중단 등 경제적 어려움은 그 자체만으로 우울수준을 높일 수 있으며, 여기에서 초래되는 절대적, 상대적 박탈감은 우울수준을 더 악화시키게 된다.⁵⁾ 이상의 경로를 구조화하면 [그림 1]과 같이 정리할 수 있다.

그림 1. 고용불안정이 우울에 미치는 영향



출처: Benach와 동료들(2014)의 p.242 [그림 1]을 수정보완함.

3. 선택가설과 사회적 원인가설: 실증연구의 증거

고용불안정은 우울에 부정적인 영향을 미치는가? 즉, 고용이 불안정한 근로자는 그렇지 않은 근로자에 비해 우울수준이 높은가? 실증연구의 결과는 혼재되어 있다. 일부 연구는 고용불안정이 우울에 부정적 영향을 미친다고 보고하지만, 일부 연구들은 동시적 관계 혹은 역의 인과관계를 보여준다. 이는 고용불안정이 우울에 미치는 영향을 확인함에 있어서 두 가지 논쟁적 가설이 존재하기 때문이다.

5) De Witte와 동료들은 고용불안정과 건강의 관계를 Jahoda의 노동 기능론, 평가이론, 자원관리이론, 사회적 교환이론 등으로 설명하고 있는데 Benach와 동료들의 설명과 대동소이하다(De Witte et al., 2014).

앞에서 확인한 경로모형은 사회적 원인 가설(social causation hypothesis)을 보여준다. 즉, 고용불안정이 우울에 영향을 미친다는 것이다. 그러나 선택 가설(selection hypothesis)은 건강한 사람이 일을 하도록 선택된다고 설명한다. 즉, 건강한 사람이 지속적으로 일을 하므로 사회적 원인 가설과 정반대의 방향, 즉, 건강이 고용불안정에 영향을 미칠 수 있다는 것이다(Dooley et al., 2000; Kivimaki et al., 2003; Virtanen et al., 2005). 하지만 패널자료를 이용한 연구에서는 사회적 원인 가설이 더 설명력을 갖는 것으로 확인되고 있다. Roskies와 동료들(1993)은 고용불안정이 정신적 스트레스, 불안 그리고 우울과 관련이 있음을 입증하였다. 네덜란드와 이스라엘의 비교연구에서는 고용이 불안정한 근로자는 우울감과 부정적인 감정을 느낀다고 분석하였으며(Van Vuuren, Klandermans, Jacobson, & Hartley, 1991), Meltzer와 동료들(2010)은 성이나 연령, 경제적 요인을 통제하더라도 인지된 고용불안정이 우울감과 높은 상관관계가 있다고 주장하였다. 이외에 패널자료를 이용한 다른 연구들도 유사한 결과를 제시하고 있다(Dawson et al., 2015; Hellgren & Sverke, 2003; Moscone, LaMontagne et al., 2014; Quesnel-Vallée, DeHaney, & Ciampi, 2010; Tosetti, & Vittadini, 2016).

사회적 원인가설로 수렴되는 경향을 보이는 서구와 달리 국내연구들은 그 결과가 혼재되어 있다. 고용불안정이 우울수준을 높인다는 연구(김진현, 2017a; 박진옥, 정민수, 2008; 송이은, 김진영, 2012; 신순철, 김문조, 2007; 유정원, 송인한, 2016; 최선희, 정우석, 이자해, 2007; 손신영, 2011)가 있는 반면, 일부 연구는 고용불안정의 부정적 영향을 발견하지 못하였거나 미약하다고 보고한다(박진옥, 한윤정, 김승섭, 2007; 김명희, 김창엽, 박진경, 이치로 가와치, 2008; 김진현, 2017b; 박세홍, 김창엽, 신영전, 2009). 국내연구 중 다차년도 패널자료를 이용해 고용불안정과 정신건강의 관계를 분석한 연구는 김진현(2017b), 박세홍, 김창엽, 신영전(2009), 박진옥과 정민수(2008) 등이 있으나 모두 고용불안정과 우울의 인과관계를 확인하기에는 제한적이다. 김진현(2017b)은 다차원적 사회적 배제(경제, 주거, 건강, 사회참여, 노동)가 주관적 건강과 우울에 미치는 영향을 포괄적으로 보여준다는 점에서 의미가 있으나, 고용상태 변화 혹은 고용불안정과 우울의 관계를 명확히 식별하기 어렵다. 박세홍 등(2009)은 고용상태 변화를 독립변수로 하고, 전년도 우울수준을 통제한 모형을 이용해 분석하였는데 고용상태 변화가 우울에 미치는 영향이 유의하지 않다는 결과를 제시하고 있다. 박진옥과 정민수(2008)는 1998년부터 2000년까지의 임금근로자의 정규직과 비정규직간 상태

변화가 주관적 건강에 미친 영향을 분석하고, 고용상태 변화가 주관적 건강에 부정적 영향을 미친다고 보고하였다. 그러나 종속변수를 정신건강이 아닌 주관적 건강에 한정하였고, 해당 시기는 외환위기 직후라는 점에서 실직으로 인한 영향을 반영할 필요가 있음에도 고용을 유지한 집단을 연구대상으로 설정하여 고용불안정의 영향을 충분히 확인하기에는 제약이 있다.

4. 고용불안정과 우울의 인과관계 추정

두 변수의 인과관계를 규명하는데 있어서 편의를 발생시키는 핵심적인 요인은 내생성(endogeneity)이다. 이는 최소자승 회귀분석(Ordinary least square, OLS)의 중요한 가정인 “ $E(u|X=x)=0$ ”이 위배됨을 의미하며, X 가 Y 에 미치는 영향을 과대추정 혹은 과소추정하게 해서 두 변수 사이의 실재(true) 관계를 찾아내는 것을 어렵게 만든다. 따라서 이를 해소하는 것은 고용불안정과 건강의 관계를 확인하는데 있어서 핵심적인 이슈이다. 고용불안정과 우울의 인과관계 추정을 방해하는 요소로는 역인과관계, 표본선택편의, 집단내 미관측 이질성이 있다. 첫째, 역인과관계(Reverse causality)와 관련해 Repetti와 동료들(1989), Waldron과 동료들(1991) 등은 불건강이 노동시장에 진입하는 것을 막는다는 것을 입증하였다. 한편 Ross와 Mirosky(1995)는 고용과 건강에 있어서 두 가지 방향의 영향이 상존한다고 주장하였다. 본 연구는 고용불안정이 건강에 미치는 영향을 가정한 사회적원인가설을 토대로 한다. 따라서 두 변수의 관계를 확인하는데 있어서 선택가설의 영향을 분리할 필요성이 있다. 둘째, 집단내 미관측 이질성(Unobserved heterogeneity)이다. 고용불안정과 우울에 모두 영향을 미치는 미관측요인은 고용불안정을 경험한 집단의 이질성을 촉발해 고용불안정이 우울에 영향을 미친 것이 아님에도 불구하고 영향을 미치는 것과 같은 허위의 인과관계(spurious causality)를 만들어 낼 수 있다. 따라서 고용불안정이 우울에 미치는 독립적인 영향을 확인하기 위해서는 미관측 요인을 통제해야 한다.

Ⅲ. 분석방법

1. 분석자료 및 연구대상

본 연구는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 실시한 한국복지패널조사의 제6차 연도(2010년)부터 제7차 연도(2011년)까지 2년간의 자료를 이용하였다. 한국복지패널조사는 소득계층별 경제활동상태별 연령별 등 각 인구집단의 생활실태와 복지욕구 등을 역동적으로 파악하고 정책효과성을 평가하는 것을 목적으로 한 종단면 조사(longitudinal survey)이다(한국보건사회연구원, 2017). 본 연구는 각 년도의 가구자료와 가구원 자료를 결합한 자료를 사용하였으며, 2개 년도의 조사가 완료된 가구원(개인)으로 연구대상을 한정하였다.⁶⁾ 분석대상은 2010년 12월 현재 만18-64세 인구 중 고용주와 자영업자를 제외한 임금근로자로 실직자 등 노동시장에서 이탈한 집단(실직 혹은 구직포기)은 제외하였다. 한편, 사례누락을 줄이기 위해 1차년도에 임금근로자였으나 2차년도에 노동시장에서 이탈한 사례는 분석대상에 포함하였다. 우울수준과 주관적 건강상태 등에 모두 응답한 최종 분석대상은 총 3,122명이었다.

2. 분석방법

앞에서 살펴본 바와 같이 고용불안정이 우울에 미치는 인과적 영향을 확인하는데 있어서 가장 핵심적인 것은 내생성을 유발하는 요인들을 제거하는데 있다. 따라서 본 연구는 역인과관계를 해결하고, 미관측 이질성을 통제하기 위해 도구변수 분석(IV regression)을 적용했다. 또한 성향점수매칭(PSM)을 이용해 고용불안정이 우울에 미치는 독립적인 영향을 확인하였다. 이와 더불어 고용불안정은 고용형태의 불안정(정규직/비정규직)과 일자리 이동에 있어서의 변화(정규직, 비정규직, 실직 및 구직포기자로의 이동)를 반영해 측정했다. 먼저, 고용상태와 고용상태 변화 여부가 우울점수에 미치는 영향을 확인하고, 이어서 고용상태의 변화는 집단에 따라 이질적인 영향을 미칠 수 있으

6) 고용불안정의 장기적 영향을 확인하기 위해서는 다년간 누적된 자료를 이용해 우울계적과 고용불안정 계적의 관계를 확인하거나, 패널분석(고정효과모형, 확률효과모형 등)을 적용하는 것이 적절하다. 본 연구는 2개년도 자료를 이용하였으므로 고용불안정의 장기적 영향을 확인하기 어렵다는 한계가 있으며, 본 연구의 분석결과는 이러한 연구를 위한 선행연구로서 의미를 갖는다.

므로 고용상태 변화를 특정 시점의 고용상태와 고용상태 변화의 방향(상향, 하향 등)을 고려해 고용불안정을 5개 유형으로 나누어 고용불안정이 우울점수에 미치는 영향을 확인하였다.

가. 분석모형

1) 도구변수 추정(Instrumental variable regression)

도구변수추정은 오차항 u_i 과 상관관계가 있는 내생변수 X (고용불안정)를 도구변수 Z (내생변수와는 관계가 있지만 종속변수와는 직접적인 관계가 없는 변수)를 이용해 추정하고, 이를 독립변수로 사용한다. 이를 통해 독립변수 X 중 오차항과 상관관계가 있는 부분을 배제하여 미관측요인으로 인한 내생성을 제거할 수 있다. 식(1)에서 도구변수를 이용해 내생변수인 고용불안정을 추정하고, 이 추정값을 식(2)에 투입해 고용불안정과 고용의 인과관계를 추정한다. β_1 는 우리의 관심변수인 고용불안정과 우울의 회귀계수이다.

$$\widehat{Instability}_i = \pi_0 + \pi_1 Z_i + \pi_2 X_{others\ i} + v_i \quad (1)$$

$$Mental\ Health_i = \beta_0 + \beta_1 \widehat{Instability}_i + \gamma X_{others\ i} + u_i \quad (2)$$

도구변수추정이 타당성을 갖추기 위해서는 도구변수가 valid해야 한다. 도구변수는 내생변수와는 관련이 있고(instrument relevance, $\text{corr}(Z_i, X_i) \neq 0$) 종속변수와는 직접적인 관련이 없는 변수(instrument exogeneity, $\text{corr}(Z_i, u_i) = 0$)여야 한다. 적절한 도구변수를 탐색하기 위해 기존 문헌에서 이직에 영향을 미치는 변수를 활용해 고용불안정에 영향을 미치지만 우울수준에는 직접적인 영향을 미치지 않는 도구변수를 검토하였다. 본 연구에서는 노조가입여부, 직무만족도, 지역실업률을 도구변수 후보로 선정하고 도구변수 타당도 검사 등을 통해 최종적으로 노조가입여부와 직무만족도를 도구변수로 채택하였다.⁷⁾⁸⁾ 한편, Moscone, Tosetti, Vittadini(2016)의 연구는 소속된 직장내의 비

7) 일반적으로 이직에 영향을 미치는 요인은 구조적, 조직적, 개인적 차원의 요인이 있는데, 조직적 요인 중 노조가입은 이동을 감소시키는 것으로 알려져 있다(이영면, 2005; Elias, 1994; Green et al., 2000; Martin, 2003; Mishra & Mishra, 2013; Ng et al., 2004). 개인적 요인 중 직무만족도

정규직 비율을 도구변수로 채택하였는데, 본 연구의 경우 실직자와 구직포기자를 분석 대상에 포함하고 있고 직장단위의 비정규직 비율에 대한 정보를 확인할 수 없어서 이를 도구변수로 고려하지 않았다. 한편, 도구변수 추정에서 또 한 가지 주의할 점은 2단계로 추정할 경우 표준오차를 부정확하게 추정할 수 있다는 점이다. 통계패키지는 두 단계를 한 번의 과정으로 분석하는 명령어를 제공하고 있지만, 내생변수가 다범주변수인 경우에는 2단계로 나누어 추정을 해야 하므로 부정확한 추정을 할 수밖에 없다⁹⁾. 따라서 전체 집단을 대상으로 고용상태 변화를 내생변수로 도구변수 추정을 하고, 고용불안정의 세부유형에 있어서는 고용상태가 가장 안정적인 정규직 유지 집단(안정집단)을 기준으로 각각 도구변수 추정을 실시하였다.

2) 성향점수매칭(propensity score matching, PSM)

관측된 변수를 이용해 성향점수(Propensity score)를 추정하여 실험군과 유사한 대조군을 매칭함으로써 처치 이외의 요인을 랜덤하게 만들 수 있다. 이를 통해 고용불안정 이외의 요인을 동질화 하여 각 집단이 경험하는 '고용불안정'이 건강에 미치는 독립적인 효과를 확인할 수 있다.

본 연구의 경우 2년 동안 정규직을 유지한 집단을 대조군으로, 그리고 비정규직 유지

역시 이직율에 부적인 영향을 미친다(나인강, 2005; 이영면, 2005; 정성석, 이기훈, 2008; Carmeli & Weisberg, 2006; Chung & Lee, 2008). t-1시점 소속된 직장에 노조가 결성되어 있을수록 해고될 가능성이 낮지만 개인의 우울수준에는 직접적인 영향을 미치지 않기 때문이다. 한편, 직무만족도가 낮을수록 해고되거나 일을 그만둘 가능성이 높지만, 만족도라는 것은 개인의 주관적 평가라는 점에서 우울수준과 같은 정서적 상태에 직접적으로 관련될 수 있다는 점에서 외생성 가정을 충족시키지 못 할 가능성이 높다. 따라서 외생성 가정을 충족시킬 것으로 예상되는 노동공급에 영향을 주는 노동수요 변수(지역별 실업률)를 제3의 도구변수로 선택하였다.

8) 타당도 검증 결과 직무만족도, 노조유무는 외생성과 내생성 가정을 동시에 충족시켰다. 그러나 세 변수를 모두 투입했을 때와 직무만족도와 지역별실업률을 투입했을 때, 지역별실업률 하나만 투입한 모형에서는 모두 약한 도구변수(weak instrument)로 도구변수의 타당도 검증(relevance test)을 충족시키지 못 하였다.

9) 이와 관련해 Lien와 동료들(2008)은 다범주 내생변수의 도구변수 추정에서 다항로지스틱 회귀분석을 이용해 예측확률을 구하고 이를 2단계의 독립변수로 투입하면 2SLS에서 발생하는 inconsistent SE의 문제를 피할 수 있다고 설명하고 있다. 본 연구의 독립변수인 고용불안정 유형을 이용해 같은 방법으로 도구변수 추정을 한 결과는 SE와 회귀계수 값이 부정확하게 추정되는 것을 확인하였다. 이는 고용불안정 유형이 서로 긴밀히 연결되어 다항로지스틱 회귀분석이 가정하는 IIA(Irrelevant independence assumption)가정을 충족시키지 못 하거나, 예측확률을 투입하는 것만으로 2단계 추정으로 인한 SE 문제가 해결되지 않을 수 있음을 의미한다.

나 고용상태 변화를 경험한 다른 고용불안정 세부유형별 집단을 실험군으로 하여 PSM을 실시하였다. 성향점수는 연구모형에 투입된 독립변수를 이용하여 로지스틱 회귀분석으로 추정하였다. 본 연구는 고용불안정을 경험하는 집단의 이질성을 최소화하는데 초점을 맞추어 편의를 줄일 수 있는 매칭방법인 Nearest Neighbor Matching with a Caliper(1:1)를 사용하였다. 이는 실험군의 성향점수와 가장 가까운 대조군의 개인을 매치하되, 그 거리인 캘리퍼(Caliper, 성향점수 범위)를 정하는 방식으로 가장 가까운 사례를 선택하더라도 실제로는 큰 차이가 있을 수 있으므로, 특정 거리 제한을 설정하여 그 안에 위치한 사례 쌍들만을 매칭하는 방법이다. Rosenbaum와 Rubin(1985)은 추정된 성향점수 표준편차의 1/4을 캘리퍼 크기로 사용할 것을 권장하였으며 본 연구도 이를 따랐다. 한편 성향점수매칭을 통해 두 집단의 동질성이 확보되었는지를 확인하기 위해 매칭균형검사(matching balance check)를 시행하였으며, 공통 영역(common support)에서 제외된 사례를 확인하였다. 이후 매칭된 사례에 대해 선형확률모형(LPM), 최소자승회귀분석(OLS)을 실시하였다. 마지막으로, 매칭 사례를 대상으로 도구변수 추정을 적용한 추가모형을 설정해 분석하였다.

나. 변수의 측정

첫째, 독립변수인 고용불안정은 두 가지 차원에서 측정하였다. 우선 기존 연구와의 비교를 위해 2011년의 고용상태(정규직, 비정규직, 실직 및 구직포기자)와 2010년과 2011년 사이의 고용상태 변화 여부를 고용불안정으로 측정하였다. 여기서 비정규직은 고용관계(직접고용), 근로시간형태(전일제), 근로계약(무기계약), 근로지속가능성(가능) 중 하나라도 충족하지 못하는 경우를 비정규직으로 정의하였다. 이어 2년간의 고용형태 변화의 이질적 특성과 고용상태 변화의 방향을 고려하여 2년간의 고용형태 변화와 2011년의 고용형태에 따라 5개의 세부집단으로 구분하였다. 둘째, 종속변수는 우울수준으로 측정하였다. 우울수준은 0점에서 60점을 갖는 비율변수로 점수가 높을수록 우울수준이 높다고 할 수 있다.¹⁰⁾ 통제변수로는 기존 연구에서 영향을 미치는 것으로 확인이 된 인구사회학적 특성, 가구내소득, 전년도의 건강(1~5, 높을수록 좋음), 우울수준,

10) 한국복지패널조사는 CES-D를 11개 문항으로 조사하고 있으며, 11개 문항의 우울 총점에 20/11을 곱하여 60점 만점으로 환산하여 우울점수를 산출하고 있다(한국보건사회연구원, 2017).

로그임금 등을 투입했다.¹¹⁾ 도구변수로 사용한 직장만족도는 1~5의 값을 갖는 서열척도로 높을수록 만족도가 높다.

IV. 분석결과

1. 일반적 특성

<표 1>은 연구대상자의 고용형태 변화 유형에 따른 인구사회학적 특성을 살펴본 것이다.

전체 연구대상자 3,122명 중 안정집단이 1,729명으로 55.38%를 차지하여 비중이 가장 높았고, 비정규직이 24.98%의 비중을 차지하였다. 전체 대상자 중 남성이 1,814명, 여성이 1,308명이었다. 고용불안정 유형에 따른 성별의 차이가 존재하였는데 정규직을 유지한 안정집단에서는 남성이 69.8%로 훨씬 높은 비중을 차지하였고 남성 대상자 전체 1,814명 중 1,207명이 안정집단으로 남성의 대부분이 안정된 고용을 유지하고 있는 것으로 확인되었다. 여성은 전체 1,308명 중 안정집단이 522명으로 정규직을 유지하고 있는 경우가 많지 않았으며, 불안정집단이 486명으로 그 다음 많은 비중을 차지하였다. 불안정집단에서는 여성의 비중이 62.3%로 더 높았다. 상하이동 집단에서는 여성이, 하하이동 집단과 트랩집단에서는 남성의 비중이 더 높았으나, 절대적인 수를 비교했을 때는 그 차이가 크지 않았다. 연령은 전체대상자에서는 40-49세와 30-39세가 각각 31.21%와 28.11%로 가장 높은 비중을 차지하였고 고용불안정 유형별로는 안정집단에

11) 두 시기의 패널자료를 이용해 인과효과를 추정하는 연구에 있어서 오래된 논쟁은 Change score method와 Lagged dependent variable model(regressor model)에 대한 논의이다. CS method는 First difference model(fixed effect model)로, 두 시점에 관측된 자료를 차분하여 시불변 미관측요인을 제거함으로써 불편, 일치추정량을 얻을 수 있다. 반면 LDV는 t-1시기의 종속변수를 독립변수로 투입해 기초선(baseline)을 보정한다는 장점이 있지만 측정오류(measurement error)와 두 종속변수의 상관관계로 인한 과대추정 편이가 발생할 수 있다는 단점이 있다(Liker et al., 1985; Allison, 1990; Finkel, 1995; Johnson, 2005). 관련해 학자들간에 많은 이견이 있지만 본 연구는 고용상태의 변화뿐만 아니라 비정규직을 유지한 (변화를 경험하지 않은, 고정된 개인)의 건강도 주요 관심사이므로 개인고정효과를 제거하는 CS method가 아닌 LDV model을 적용하였다(Burgard et al., 2009; Dawson et al., 2015).

서는 30-39세와 40-49세가 각각 33.88%와 33.2%, 상향이동 집단에서는 18-29세와 40-49세가 각각 31.98%와 28.4%, 불안정집단에서는 40-49세와 50-59세가 각각 29.46%와 28%, 하향이동 집단에서는 40-49세와 30-39세가 각각 29.47%와 25.66%를 차지하였으며 트랩집단에서는 50-59세의 비중이 가장 높았다. 교육수준별로는 전체 연구대상자 중 고졸과 4년제 대졸 이상이 각각 37.7%와 34.14%로 가장 높은 비중을 차지하였으며 고용불안정 유형별로 보았을 때 안정집단에서는 4년제 대졸 이상이 45.45%로 가장 높은 비중을 차지하였다. 나머지 집단에서는 고졸의 비중이 가장 높았다. 전체 대상자 중 만성질환이 있는 대상자는 24.34%, 장애가 있는 대상자는 3.83%였으나 고용불안정 유형별로 나누어 보았을 때 트랩집단에서 만성질환과 장애의 비율이 각각 34.55%와 14.39%로 평균에 비해 또는 다른 집단에 비해 상대적으로 그 비중이 높았다.

표 1. 고용상태 변화 유형에 따른 연구대상의 인구사회학적 특성

(단위: 명(%), 점(se), 만원(se))

	안정 (정규직 유지)	상향이동 (비정규→정규)	불안정 (비정규유지)	하향이동 (정규→비정규)	트랩 (정규, 비정규 →실직, 구직포기)	전체
성별						
여성	522(30.20)	143(54.90)	486(62.32)	126(46.74)	30(36.63)	1,308(41.89)
남성	1,207(69.80)	118(45.10)	294(37.68)	143(53.26)	53(63.37)	1,814(58.11)
연령						
18-29세	274(15.86)	84(31.98)	102(13.02)	54(19.92)	17(20.80)	530(16.98)
30-39세	586(33.88)	48(18.26)	162(20.79)	69(25.66)	13(15.79)	878(28.11)
40-49세	574(33.20)	74(28.41)	230(29.46)	79(29.47)	17(20.59)	974(31.21)
50-59세	278(16.05)	50(19.23)	218(28.00)	50(18.61)	28(33.43)	624(19.98)
60-64세	17(1.01)	6(2.12)	68(8.73)	17(6.34)	8(9.39)	116(3.71)
가구원수	3.52(0.03)	3.42(0.07)	3.38(0.04)	3.36(0.07)	3.21(0.13)	3.45(0.02)
혼인상태(무배우자)	499(28.85)	115(44.10)	285(36.59)	106(39.37)	45(53.74)	1,050(33.62)
교육수준						
고졸 미만	98(5.64)	47(18.01)	198(25.43)	39(14.39)	23(28.15)	405(12.97)
고졸	545(31.53)	122(46.59)	352(45.12)	120(44.47)	39(46.50)	1,177(37.70)
전문대졸	300(17.37)	33(12.57)	90(11.51)	41(15.32)	10(12.11)	474(15.19)
4년제대졸 이상	786(45.45)	60(22.83)	140(17.94)	69(25.82)	11(13.24)	1,066(34.14)

	안정 (정규직 유지)	상향이동 (비정규→ 정규)	불안정 (비정규유지)	하향이동 (정규→ 비정규)	트랩 (정규, 비정규 →실직, 구직포기)	전체
만성질환 있음	380(21.98)	55(21.19)	226(29.04)	69(25.83)	29(34.55)	760(24.34)
장애있음	47(2.72)	9(3.50)	40(5.17)	11(4.16)	12(14.39)	120(3.83)
시간당평균임금	1.71(0.03)	0.99(0.06)	0.96(0.03)	1.08(0.06)	0.81(0.05)	1.39(0.02)
가구연소득(균등화)	1,393(32.34)	1,607(86.94)	1,656(54.38)	1,571(82.36)	1,515(135.09)	1,495(25.08)
직장내 노조 있음	642(37.11)	21(8.06)	77(9.84)	41(15.08)	8(9.75)	788(25.25)
직업만족도	3.68(0.02)	3.24(0.05)	3.26(0.03)	3.33(0.05)	2.91(0.10)	3.49(0.02)
전체	1,729(55.38)	261(8.37)	780(24.98)	269(8.61)	83(2.65)	3,122(100.00)

<표 2>는 연구대상의 고용상태 변화 유형별 우울수준을 보여준다. 전체적으로 t시점에서 t+1시점 우울수준이 감소한 것으로 나타났는데, 트랩(실직, 구직포기자)집단의 경우만 소폭 증가한 것으로 확인됐다. 한편, t+1시점 기준 우울수준을 살펴보면, 정규직을 유지한 안정집단이 2.94로 우울 수준이 가장 낮았으며 실직 또는 구직포기자들인 트랩 집단이 9.18로 매우 높은 우울수준을 보였다. 불안정집단과 상향집단의 우울수준도 각각 5.13과 4.37으로 비교적 높은 우울수준을 보였다. 우울수준의 고용불안정 유형에 따른 특성은 고용상태가 정규직 유지일 때에 비해 정규직→비정규직, 비정규직→정규직, 비정규직 유지 집단에서의 우울수준이 높다고 보고한 박진옥 외(2007)의 연구 대상자와 같은 특성을 나타냈다.

표 2. 고용상태 변화 유형에 따른 우울수준(0~60점)

(단위: 명, 점, %)

	t시점 평균(se)	t+1 평균(se)	전체(n)
안정(정규-정규)	3.54 (0.14)	2.94 (0.13)	1,729 (55.71)
상향(비정규→정규)	6.62 (0.27)	4.37 (0.43)	261 (24.76)
불안정(비정규-비정규)	5.57 (0.49)	5.13 (0.24)	780 (8.41)
하향(정규→비정규)	5.31 (0.37)	3.75 (0.32)	269 (8.50)
트랩(고용→실직, 구직포기)	8.33 (0.86)	9.18 (0.89)	83 (2.62)
전체	4.75 (0.61)	3.83 (0.11)	3,122 (100.00)

2. 고용형태 및 고용형태 변화가 우울수준에 미치는 영향

<표 3>은 우울수준을 종속변수로 한 최소자승회귀분석 및 도구변수 분석 결과이다. 모형 1은 고용상태의 효과만을 추정한 모형으로 분석 결과 고용상태가 정규직인 집단에 비해 비정규직 집단의 우울수준이 더 높았으나 통계적으로 유의하지는 않았고(0.324, ± 0.288), 고용상태 변화여부를 투입하여 보정한 모형 2에서는 비정규직의 우울수준이 통계적으로 유의하게 높았다(4.149***, ± 1.136). 하지만 도구변수 추정을 수행한 모형 3에서는 비정규직의 우울수준이 더 낮았으나 통계적으로 유의하지 않았다(-1.109, ± 0.678). 고용상태가 실업 및 구직포기인 집단의 우울수준은 모형 1에서 정규직에 비해 우울수준이 높았고 통계적으로 매우 유의하였다(3.906***, ± 1.098). 표에는 포함하지 않았으나 고용상태 변화만 투입한 모형에서는 고용상태 변화를 경험한 집단의 우울수준이 더 낮았으며 통계적으로 유의하지 않았다(-0.292, ± 0.323). 모형 2에서도 실업 및 구직포기 집단의 우울수준이 더 높았으나 통계적으로 유의하지 않았다(0.352, ± 0.294). 하지만 고용상태 변수와 고용상태 변화 변수를 모두 포함한 후 도구변수를 사용하여 추정한 모형 4에서는 정규직에 비해 실직 및 구직포기 집단의 우울수준이 더 낮았고 통계적으로 유의하였다(-8.368*, ± 3.980). 모형 3에서는 현재 고용상태에 관계없이 고용상태 변화를 경험한 집단의 우울수준이 더 높았으며 통계적으로 유의하였다(14.768**, ± 4.405). 이는 현재의 고용상태보다 고용상태 변화 경험여부가 우울수준에 미치는 영향이 더 클 수 있음을 시사한다. 고용상태 변화 유형을 독립변수로 투입한 모형4에서는 트랩만 우울수준이 더 높고 유의했다(3.960***, ± 1.100). 나머지 유형은 통계적으로 유의하지 않았으며 일부 유형(하향 유형)의 계수방향은 가설(고용불안정이 높을수록 우울수준이 높다)과 일치하지 않았다.

한편, 성별, 연령, 교육수준, 혼인상태, 장애여부, 전년도 건강, 전년도 우울수준, 가구소득 등도 우울수준에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 그 방향은 기존 연구에서 확인한 결과와 일치했다. 남성, 배우자가 있는 경우, 교육수준이 높은 경우, 가구소득이 높을수록 우울수준이 낮았다. 또한 변수간 다중공선성(multicollinearity)이 있을 경우 회귀계수값을 신뢰하기 어렵다. 분산팽창계수(VIF, Variation Inflation Factor)를 분석한 결과 모든 모형에 투입한 변수의 분산팽창계수는 최소 1.03에서 최대 3.74의 값을 갖는 것으로 나타나 다중공선성이 없음을 확인하였다.

표 3. 고용상태 및 고용상태 변화가 우울수준에 미치는 영향 (최소자승회귀분석, OLS)

종속변수: 우울수준 (0-60점)

Model	모형1 (고용상태)	모형2 (상태+변화)	모형3 (상태+변화, 도구변수)	모형4 (상태변화 유형)
고용상태 (정규직)				
비정규직	0.324(0.288)	4.149***(1.136)	-1.109(0.678)	
실업, 구직포기	3.906***(1.098)	0.352(0.294)	-8.368*(3.980)	
변화여부(변화경험=1)		-0.292(0.323)	14.768***(4.405)	
고용상태 변화유형(안정: 정규직 유지)				
상향(비정규→정규)				0.579#(0.341)
불안정(비정규-비정규)				0.158(0.484)
하향(정규→비정규)				-0.208(0.384)
트랩(고용→실직, 구직포기)				3.960*** (1.100)
성별(여성)	-0.735** (0.281)	-0.738** (0.282)	-0.554(0.399)	-0.690* (0.286)
연령	-0.023 (0.018)	-0.024(0.018)	0.006(0.025)	-0.025(0.018)
고졸(중졸 이하)	-0.600 (0.411)	-0.603(0.410)	-0.413(0.588)	-0.570(0.412)
전문대졸	-1.517** (0.543)	-1.536** (0.544)	-0.541(0.806)	-1.467** (0.548)
대졸 이상	-1.450** (0.468)	-1.470** (0.467)	-0.425(0.754)	-1.399** (0.469)
배우자없음(있음)	0.982** (0.320)	0.988** (0.320)	0.576(0.447)	0.971** (0.320)
가구원수	0.030 (0.131)	0.029(0.131)	-0.363(0.431)	0.029(0.131)
만성질환유(없음)	0.278 (0.277)	0.278(0.277)	0.292(0.378)	0.292(0.277)
장애있음(비장애)	1.488# (0.757)	1.491* (0.756)	1.346(1.001)	1.477* (0.755)
전년도 건강	-0.557** (0.177)	-0.556** (0.177)	-0.648** (0.233)	-0.550** (0.177)
전년도 우울수준	0.228*** (0.026)	0.229*** (0.026)	0.220*** (0.031)	0.227*** (0.026)
가구소득 (만원)	-0.035** (0.084)	-0.039** (0.084)	0.204(0.147)	0.03(0.084)
로그임금	-0.151 (0.100)	-0.158(0.100)	0.184(0.186)	-0.148(0.100)
상수	6.777*** (1.617)	6.860*** (1.619)	3.004(2.086)	6.716** (1.633)
R^2	0.149	0.149		
Durbin-Wu-Hausman endogeneity test, X^2			22.200***	
First-stage F-test			10.83***	
J-test			2.998	
N	3,029	3,029	3,029	3,029

주: 1) 변수의 괄호안은 기준변수임. 괄호안은 Robust S.E. #, *, **, ***는 각각 .10, .05, .01, .001 수준에서 유의함.

2) 도구변수는 변화여부에 대한 도구변수로 직무만족도와 노조유무를 투입해 추정된 결과임.

3. 고용형태 변화 유형에 따른 집단 비교

이어서 안정집단을 기준으로 각 고용상태 변화유형의 우울수준을 비교하였다. 모든 모형에는 <표 3>에 투입한 변수(전년도 우울 등)를 통제하였으며 결과는 <표 3> 모형4의 결과와 대동소이했다.¹²⁾ 먼저, 안정집단(정규직 유지)과 상향집단(비정규직→정규직)의 우울수준을 비교한 결과 네개의 각기 다른 통계 모형 모두에서 안정집단에 비해 상향집단의 우울수준이 더 높았다(<표 4> 참조). 통계적으로 유의한 결과를 도출한 방법은 도구변수와 성향점수매칭 후 도구변수 방법으로, 분석 결과 안정집단에 비해 상향이 동한 집단의 우울 수준이 최소 약 5점에서 11점 정도까지 더 높았다. 이러한 결과가 도출된 가능한 이유는 1년 사이에 비정규직에서 정규직이 된 것이기 때문에 계속 정규직을 유지한 안정집단보다 더 불안할 수 있기 때문이다. 안정집단과 불안정집단(비정규직 유지)의 우울수준을 비교한 결과 네개 방법 결과 모두 불안정집단의 우울수준이 높았으며 그 중 도구변수분석 결과가 유의수준 0.05에서 통계적으로 유의한 결과를 보였는데, 안정집단에 비해 불안정집단의 우울점수가 약 6.5점 높았다. 이는 적절한 도구변수를 사용한 것이 선형확률모형에서는 발견하지 못한 변수 간의 관계를 발견한 것으로 볼 수 있다. 성향점수매칭 방법의 결과는 유의수준 0.1에서는 유의하였으나 0.05 수준에서는 유의하지 않았다(0.640#, ±0.372). 안정집단과 하향집단(정규직→비정규직)의 우울수준을 비교한 결과 선형확률모형 결과는 안정집단에 비해 하향집단의 우울수준이 낮다는 결과가 도출되었지만 통계적으로 유의하지 않았고(-0.030, ±0.389), 도구변수분석과 성향점수매칭 후 도구변수분석 결과는 하향집단의 우울수준이 높다는 결과가 나왔는데 도구변수분석 결과는 유의수준 0.05수준에서 유의하였으나(13.411**, ±3.901) 성향점수매칭 후 도구변수분석 결과는 유의수준 0.1수준에서 유의하였다(4.847#, ±2.486). 이러한 결과가 도출된 이유는 선형확률모형을 실시하였을 때는 내생성으로 인해 고용불안정과 우울수준의 관계를 제대로 추정하지 못하였는데 도구변수를 사용함으로써 내생성 문제를 해결한 후에 고용불안정과 우울의 관계가 편향없이 추정되었기 때문으로 생각된다. 통계적으로 유의한 도구변수분석 방법 결과, 안정집단에 비해 하향

12) 전체적인 결과의 유사성에도 불구하고 도구변수 추정에서 교육수준과 우울의 계수가 (+)이고 통계적으로 유의하지 않았는데, 이는 도구변수로 활용한 직무만족도, 노조유무와 교육수준이 높은 상관관계를 가지기 때문인 것으로 보인다. 전체 결과는 교신저자에게 요청할 경우 제공가능하다.

집단의 우울점수가 13점 정도 높았다. 안정집단과 트랩집단(고용→실직)의 우울수준을 비교한 결과 트랩집단의 우울수준이 네개 방법 모두에서 높았으며, 성향점수매칭 후 도구변수분석 방법을 제외하고는 통계적으로도 유의하였다. 안정집단에 비해 트랩집단의 우울수준이 최소 3점에서 최대 24점까지 높았다.¹³⁾

표 4. 고용불안정이 우울수준에 미치는 영향

종속변수: 우울수준 (0-60점)

Model	최소자승회귀분석 (OLS)	도구변수분석 (IV)	성향점수매칭 (PSM)	성향점수매칭 후 도구변수 추정 (IV on PSM)
안정(정규직 유지)				
상향이동(비정규-정규)	0.272 (0.491)	10.920***(2.708)	0.553(0.576)	4.855* (2.456)
불안정(비정규직 유지)	0.523 (0.351)	6.484***(1.553)	0.640# (0.372)	2.769# (1.472)
하향이동(정규-비정규)	-0.030 (0.389)	13.411**(3.901)	-0.098 (0.472)	4.847# (2.486)
트랩(실업, 구직포기)	4.514*** (1.127)	23.818** (7.045)	3.061* (1.231)	6.063 (6.975)
N	3,029	3,029	3,029	3,029

- 주: 1) 안정집단을 기준으로 각 고용상태 변화 유형집단을 더미변수로 투입한 모형의 회귀계수이며, 괄호안은 Robust S.E. #, *, **, ***는 각각 .10, .05, .01, .001 수준에서 유의함.
2) 성향점수매칭은 각 집단을 처치집단으로, 안정(정규직유지) 집단을 통제집단으로 nearest matching with caliper(PS의 표준편차*0.25)방식으로 매칭을 한 후 각각 선행확률모형과 도구변수 분석을 실시한 결과임. 매칭에는 <표 3>의 변수(고용상태 관련 변수 제외)를 투입함. 매칭 후 두 집단 특성은 통계적으로 유의미한 차이가 없었으며 편의가 감소하였음.
3) 도구변수 분석은 고용불안정집단 여부에 대한 도구변수로 직무만족도와 노조유무를 투입해 추정한 결과임. 도구변수 분석에서는 도구변수가 유효했으나 성향점수매칭 후 도구변수분석에서는 도구변수가 유효하지 않았음.

13) 한편, 독립변수인 고용불안정과 종속변수인 우울수준에 대해 하우스만 검정을 통하여 독립변수의 내생성 여부를 확인하고 도구변수의 타당도를 검증하기 위해 1단계(First-stage) F-test와 J-test를 수행하였다. 도구변수 분석은 내생성과 외생성 가정을 충족하였으나 성향점수매칭 후 도구변수분석은 외생성 가정은 충족하였으나 내생성 가정은 충족하지 못하였다. 도구변수가 내생성 가정을 충족하지 못하는 것은 독립변수와의 관련성이 없다는 것으로 이것은 도구변수를 이용하여 독립변수와 종속변수의 관계를 거의 추정하지 못하는 것을 의미한다. 따라서 이 모형의 결과를 해석하는데 있어서 주의가 필요하다. 도구변수의 타당도 검증 결과는 교신저자에게 요청할 경우 제공가능하다.

V. 결론

본 연구는 고용불안정과 우울수준의 인과적 관계를 추정하기 위해 고용형태 변화 유형이 우울수준에 미치는 영향을 분석하였다. 우선 기존 연구와 비교하기 위해 고용불안정을 고용상태 변수와 고용상태 변화 변수를 모형에 포함하여 분석하고, 이어 현재의 고용상태와 고용상태 변화 여부를 동시에 고려하여 연구대상자를 5개 하위 집단으로 범주화하여 분석하였다. 후자의 방법에서는 기존의 연구에서는 수행하지 않았던 도구변수를 이용함으로써 고용불안정이 가지고 있는 내생성 문제를 해결하여 고용불안정과 정신건강의 인과관계를 더 명확하게 추정하고자 하였으며, 성향점수매칭을 실시함으로써 하위 집단 간의 이질성을 보정하고자 하였다.

분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫 번째 방법을 사용한 결과 고용상태의 변화가 정규직, 비정규직 또는 실업 등 현재의 고용상태보다 우울수준에 미치는 영향이 더 크다는 결과를 확인하였으며, 이는 기존에 고용상태의 변화에 대한 명확한 조작적 정의가 없이 현재의 고용상태만을 고려하여 건강과의 관계를 파악하고자 한 선행연구들의 연구 방법에 한계가 있을 수 있음을 시사한다.

고용불안정이 우울수준에 미치는 영향을 분석한 결과 도구변수 방법을 수행하였을 때 정규직을 유지한 집단(안정집단)에 비해 비정규직 유지 집단, 정규직에서 비정규직으로 이동한 집단의 우울수준이 높았으며, 실직한 경우 4개 모형 모두에서 안정집단에 비해 우울수준이 높았다. 하지만 비정규직에서 정규직으로 변화한 상향집단의 경우 도구변수분석, 성향점수매칭 후 도구변수분석에서 상향집단이 안정집단에 비해 우울수준이 높았다. 이는 정규직을 계속 유지한 집단과 달리 이직을 경험하였기 때문인 것으로 보인다. 고용불안정 외에도 전년도우울, 장애여부, 학력, 혼인상태 등이 우울수준에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 성향점수매칭 이후에 결과가 유의하지 않아지는 경우가 상당하였는데, 이는 성향점수매칭 방법에서 성향점수 산출에 투입된 변수들 외의 미관측 요인들로 인한 내생성 문제가 해결되지 않았기 때문으로 여겨진다. 성향점수 산출시 부적절한 변수가 포함되거나 중요한 변수가 제외되는 경우 효율성이 떨어질 수 있으므로 투입 변수를 적절하게 선정하는 것이 매우 중요하다. 또한 성향점수매칭을 실시한 후에 도구변수 추정을 했을 때 도구변수의 내생성을 충족하지 못하는 사례가 있었는데 도구변수가 내생성을 충족하지 못한다면 집단 간의 이질성을 보정하지 못하더라도 도구

변수분석만 수행하는 것이 고용불안정의 내생성 문제를 해결하는 측면에서 더 바람직하다고 생각된다. 성향점수매칭은 대상자의 관찰된 특성만을 대상으로 매칭을 실시하기 때문에 관찰되지 않는 특성으로 인한 내생성 문제는 해결할 수 없으며, 실제로는 동질 집단이 아니라도 관찰된 특성만 가지고 이질 집단이 동질 집단인 것처럼 만들어질 수 있다. 따라서 성향점수매칭을 실시할 경우 현재의 고용불안정이 우울에 미치는 영향을 과소추정 할 수 있다. 또한 성향점수매칭에 사용되는 대상자의 특성들은 고용불안정 상황 그 자체를 보여주는 것인데 이 변수들이 통제된다는 것은 결국 고용불안정을 통제하는 것으로 볼 수도 있다. 따라서 김명희 등(2006)의 연구 결과에서 볼 수 있듯이, 관찰된 특성의 과도한 통제는 고용불안정과 우울의 인과관계를 파악하는데 문제가 될 수 있다고 판단된다.

이상의 분석을 통해 우리는 임금과 인구사회학적 특성을 통제하고 도구변수를 통해 고용불안정의 내생성을 보정하였을 때에도 고용불안정은 우울에 유의하게 부정적인 영향을 미치는 것을 확인하였다.

본 연구의 정책적 함의는 다음과 같다. 첫째, 우선 고용안정성을 확보해야 한다. 고용불안정이 미치는 부정적 영향을 줄이는 최선의 방법은 고용불안정에 상시 노출되어 있는 비정규직을 줄이는 일이다. 최근 공공부문을 중심으로 이뤄지고 있는 비정규직의 정규직 전환을 위한 노력이 그 대안이 될 수 있다. 하지만 그 과정에서 대량해고가 이루어질 수 있고, 신규고용이 감소하므로 구직자와 비정규직 전환 대상에서 제외된 집단의 고용안정성을 어떻게 확보할 것인가에 대한 심도있는 고민이 필요하다.

둘째, 본 연구의 분석결과 정규직을 유지한 집단에 비해 비정규직에서 정규직으로의 이동을 경험한 집단의 우울수준이 높은 것으로 나타났다. 즉, 정규직이 되어 고용안정성이 높아지더라도 우울수준이 높았다. 이는 '이직'이라는 변화, 비정규직이라는 고용불안정의 장기적 영향 등에서 그 원인을 찾을 수 있다. 이는 고용불안정의 부정적 영향을 확인함에 있어서 상태간 질적 변화와 더불어 이직이라는 일자리 이동 자체의 영향 그리고 비정규직의 장기적 영향을 분리할 필요가 있음을 시사한다. 본 연구에서는 자료의 한계로 확인하지 못 하였다. 후속연구에서는 장기간 패널자료를 이용해 이직횟수, 비정규직 지속기간 등을 모형에 반영하여 보다 정교한 연구가 이루어지기를 기대한다.

셋째, 가장 우울 위험이 높은 집단은 1차년도에는 일을 했지만 2차년도에는 실직한 집단이었다. 최근 노동시장의 불안정성 증대와 경기침체를 고려할 때 실직은 정규직과

비정규직 모두에게 큰 위협이 될 수 있다. 실업자를 대상으로 집중적인 정신건강 서비스를 확충할 필요성이 있다. 상시적 고용불안정은 자살률과 밀접한 관련이 있다는 점을 고려할 때, 장기 실업과 잦은 일자리 이동, 단기근로 등 고용불안정 위협이 큰 청장년층에 대한 정신건강서비스 프로그램을 개발하고 확대할 필요성이 있다. 고용노동부의 취업성공패키지나 복지부의 자활사업 등에 참여하는 실직자 혹은 해고경험이 있는 청장년을 대상으로 우울증 진단과 정신건강 관련 상담을 실시하는 방안도 가능할 것이다.

셋째, 고용안정성을 확보하는 것 이외의 추가적인 정책 역시 필요하다. 비정규직이라는 고용상태, 그리고 고용불안정이 사람들의 삶을 피폐하게 만드는 이유는 고용불안정이 잦은 일자리 이동과 일자리 지속의 불확실성으로 인한 열악한 노동조건과 경제적 불안정 등을 수반하기 때문이다. 낮은 임금과 직장내 동료들의 차별, 승진제외, 경력단절, 해고1순위, 잦은 일자리 이동으로 인한 불충분한 소득안정성, 사회보험 적용제외 등 고용불안정이 파생하는 각종 문제의 근본적 해결책은 정규직과 비정규직의 차이를 없애는 것이다. 자리를 이동하고 단기계약에 의해 비정규직으로 채용되더라도 동일노동, 동일임금, 동일처우 원칙을 지키고 일자리의 불확실성을 완화할 수 있도록 해야 한다. 비정규직에 대한 임금차별을 시정하고 고용보험의 적용확대(가입대상의 확대와 수급자격 기본요건의 단축 등) 등이 필요하다.

마지막으로, 고용불안정이 현대사회에 불가피한 고용특성이라면 고용불안정으로 인해 발생하는 정신건강 문제의 치료와 예방을 위한 공공서비스를 확충해야 한다. 정신건강에 대한 관심과 관련 서비스가 체계화된 서구와 달리 한국사회에서 정신건강에 대응하는 사회적 개입은 최근에서야 시작되었다.¹⁴⁾ 사회안전망이 포용하지 못하는 비정규직, 장기 실직자는 고용불안정으로 인한 정신건강 수준이 가장 낮은 집단이다. 이들에 대한 적극적인 접근이 요구된다. 온라인을 통한 우울증 자가진단 서비스와 찾아가는 정신건강 서비스 프로그램, 지역사회 네트워크를 이용한 사례발굴 등의 방법을 생각해 볼 수 있다.

본 연구는 몇 가지 측면에서 한계가 있다. 첫째, 본 연구는 고용불안정이 우울에 영향을 미치는 다양한 경로보다는 고용불안정이 우울감의 증대를 초래하는지, 인과관계를

14) 2018년 3월 정부는 “자살예방 국가 행동계획”을 확정하고 자살률을 낮추기 위한 방안으로 자살예방 게이트 키퍼(지역사회 자원 활용), 우울증 검진 연령 확대(40세와 66세에서 40대, 50대, 60대, 70대로 확대), 정신건강사례관리시스템(MHIS) 구축, 정신건강복지센터 인력 확충(지역사회 정신건강서비스 접근 강화) 등의 대책을 발표했다.

확인하고자 했다. 본 연구결과, 인과관계가 확인된다면 고용불안정과 우울 사이에 존재하는 어떠한 조건이 우울에 강한 혹은 약한 영향을 미치는지에 관한 매개모형 분석이 가능할 것이다. 이는 후속연구 과제로 남긴다. 둘째, 본 연구의 분석대상은 1차년도 고용주와 자영업자를 제외한 임금근로자로, 실직자 등 노동시장에서 이탈한 집단은 제외하였다. 1차년도 실직자를 포함할 경우 고용불안정과 우울에 관해 폭넓은 분석이 가능하다. 이들을 포함하지 못한 것은 연구설계의 한계이다. 본 연구의 목적은 고용상태 변화 이외의 요인을 최대한 통제하여 고용불안정과 우울의 인과관계를 추정하는 것에 있다. 1차년도에 노동시장에서 이탈된 집단에는 장기실직자, 단기실직자, 가사 육아등으로 인한 경력단절 등 다양한 요인으로 노동시장에서 이탈한 이질적 특성을 가진 사례가 포함되어 결과해석에 제약이 따른다. 한편, 비경활을 제외한 실직자를 포함할 경우에는 실직기간의 효과가 중요한 이슈로 제기되므로 본 연구의 모형보다는 장기패널자료를 이용한 분석모형을 적용하는 것이 적합하다. 본 연구는 2개연도 자료를 이용해 고용상태의 다양한 변화유형이 우울에 미치는 영향을 탐색적으로 확인하고자 했다. 실직자 등 노동시장 이탈집단을 포함한 분석은 후속연구에서 보다 정교하게 다루어지기를 기대한다. 셋째, 본 연구는 연 1회 측정된 자료를 사용하였다. 이 때문에 고용불안정 상태가 매우 높은, 매우 짧은 시기 동안에만 고용이었거나 실업을 반복하는 집단의 특성이 반영되지 못했다는 점에서 고용불안정의 누적적 영향을 확인하기에는 미흡하다. 하지만 제한적으로나마 도구변수 사용과 성향점수매칭을 통해 고용불안정이 갖는 내생성을 다소 해결했다고 생각된다. 고용불안정의 영향을 확인하는데 있어서 비정규직이나 잦은 일자리 이동에 노출된 시기를 반영하는 것이 중요할 수 있다. 후속 연구에서는 이에 대한 고려가 필요하다. 넷째, 본 연구는 실직자와 구직포기자를 포함하여 고용불안정에 취약한 집단의 우울수준을 비교하였다는 점에서 의미가 있다. 하지만 본 연구는 소득파악의 어려움과 고용불안정의 이질적 특성을 고려해 자영업자는 대상에서 제외하였다. 이 때문에 고용불안정의 부정적 영향을 충분히 반영하지 못 하였을 수 있다. 영세자영업자는 근로자는 아니지만 경기불황에 가장 취약한 집단이다. 폐업으로 인한 실직이 건강에 미치는 영향이 더 크게 나타날 수 있기 때문이다¹⁵⁾. 후속연구에서는 자영업자를 대상으로 폐업

15) 최성원, 이경용, 박종식(2009)은 자영업자를 포함해 건강과 고용의 관계를 분석하였는데, 직무만족도는 자영업자가 정규직과 비정규직에 비해 높았으며, 이와 동시에 스트레스경험률 역시 가장 높은 수준으로 나타났다.

등의 변화가 우울에 미치는 영향을 확인할 필요가 있다. 마지막으로 본 연구에서 사용한 한국복지패널자료는 전국 자료이다. 같은 정규직 또는 비정규직이더라도 지역 또는 직업에 따라 한 직장 내에서 정규직과 비정규직이 경험하는 업무, 차별 또는 스트레스의 정도가 다를 수 있다. 따라서 전국자료를 사용하였을 때 연구대상자의 특성이 상이하기 때문에 고용불안정이 건강에 미치는 영향이 편향되었을 수 있다. 이를 고려하기 위해서는 직장별 패널자료를 구축하여 장기간 관찰하는 준실험설계 방식의 연구를 시도할 수 있을 것이다. 이러한 한계에도 불구하고, 본 연구는 기존 연구에서 명확하게 확인하지 못 했던 고용불안정이 우울에 미치는 부정적인 영향을 내생성과 고용불안정을 경험하는 집단의 이질성을 고려해 실증적으로 확인하였다는 점에서 의미가 있다.

변금선은 서울대학교 사회복지학 석·박사학위를 받았으며, 현재 한국노인인력개발원 선임연구원으로 재직 중이다. 주요 관심분야는 빈곤, 고용불안정, 생애과정 불평등이며, 현재 고용불안정이 건강에 미치는 영향, 청년기 노동시장 이행 불평등, 노년기 활동적 노화의 변화 등을 연구하고 있다.
(E-mail: gsbyun@kordi.or.kr)

이혜원은 서울대학교 보건대학원에서 보건학 석·박사학위를 받았으며, 현재 동대학 보건환경연구소에서 연구교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 공중보건학, 보건통계, 환경역학, 대기오염의 건강영향이며, 현재 대기오염의 신경 및 정신질환 영향 평가 등을 연구하고 있다.
(E-mail: woniggo@gmail.com)

참고문헌

- 건강보험심사평가원. (2014). **통계로 보는 질병정보**. 서울: 동 기관.
- 건강보험심사평가원. (2018). **통계로 보는 질병정보**. 원주: 동 기관.
- 김동규, 김중진, 김한준, 최영순, 최재현. (2018). 4차 산업혁명 미래 일자리 전망. 충북: 한국고용정보원.
- 김명희, 김창엽, 박진경, 이치로 가와치. (2008). 비정규 고용의 건강 영향: 성향점수를 이용한 한국노동패널자료 분석 결과. 한국사회학회 2008 전기 사회학대회 발표 자료집, pp.327-329.
- 김진현. (2017a). 근로자의 고용형태와 스트레스유형별 우울상태. **사회과학연구**, 28(4), pp.287-304.
- 김진현. (2017b). 다차원적 사회적 배제가 비정규직 근로자의 주관적 건강 및 우울상태에 미치는 영향: 정규직 근로자와의 비교분석. **보건사회연구**, 37(3), pp.398-432.
- 나인강. (2005). 직무만족, 이직의도 및 이직행위의 관계에 대한 패널자료 분석. **대한경영학회지**, 49, pp.509-530.
- 박세홍, 김창엽, 신영진. (2009). 고용상태 변화가 정신건강에 미치는 영향: 한국복지패널을 이용한 우울감을 중심으로. **상황과 복지**, 27, pp.79-120.
- 박지선. (2016). 불안정 고용이 정신건강에 미치는 영향. 석사학위논문. 서울대학교.
- 박진욱, 정민수. (2008). 일반화추정방정식(GEE) 모형을 적용한 비정규직 노동자의 고용 형태 변동과 건강수준 차이 연구. **사회연구**, 16, pp.77-103.
- 박진욱, 한윤정, 김승섭. (2007). 고용형태의 변화에 따른 건강불평등. **예방의학회지**, 40(5), pp.388-396.
- 손신영. (2011). 정규직 및 비정규직 근로 형태가 주관적 건강상태에 미치는 영향. **한국산업간호학회지**, 20(3), pp.346-355.
- 송이은, 김진영. (2012). 고용지위와 우울의 관계. **보건사회연구**, 32(1), pp.228-259.
- 송태민. (2015). 소셜 빅데이터를 활용한 우리나라 청소년의 우울 현황과 위험요인 분석. **보건·복지 Issue&Focus**, 296, pp.1-8.
- 신순철, 김문조. (2007). 직업과 고용형태가 주관적 건강상태에 미치는 영향. **보건과 사회과학**, 22, pp.205-224.

- 유경아, 김영란, 박창수, 이태용. (2018). 고용상태 변화와 고용지위가 우울에 미치는 영향. *한국산학기술학회 논문지*, 19(1), pp.251-259.
- 유정원, 송인한. (2016). 임금근로자의 고용의 질이 우울에 미치는 영향. *정신보건과 사회사업*, 44(1), pp.106-133.
- 이난희, 송태민. (2015). 경제활동 참여상태에 따른 우울과 자아존중감의 상호 인과성 분석. *보건정보통계학회지*, 40(3), pp.71-84.
- 이영면. (2005). 비정규직의 이직의사와 이직행위에 대한 연구: 정규직과의 비교를 중심으로. *인사·조직연구*, 13(1), pp.35-63.
- 이주희, 김명희. (2015). 일자리에서의 불평등 인식이 정신건강에 미치는 영향: 고용형태를 중심으로. *산업노동연구*, 21(3), pp.147-180.
- 정성석, 이기훈. (2008). 2단계 로지스틱 회귀모형을 이용한 직무만족도와 이직행동에 관한 연구-대졸자 직업이동 경로조사 자료를 중심으로. *CSAM (Communications for Statistical Applications and Methods)*, 15(6), pp.859-873.
- 최선희, 정우석, 이자해. (2007). 고용안정성이 임금노동자의 건강상태에 미치는 영향. *2007 전기사회학대회 한국사회학50년 정리와 전망 (미간행)*.
- 최성원, 이경용, 박종식. (2009). 취업자의 고용형태와 건강. *대한직업환경의학회 학술대회 논문집*, pp.563-565.
- 한국보건사회연구원. (2017). *한국복지패널조사 유저가이드*. 세종: 동 기관.
- 황덕순. (2016). 디지털 기술과 플랫폼 노동이 제기하는 사회정책 과제들. *국제노동브리프*, 14(9), pp.3-6.
- Allison, P. D. (1990). Change scores as dependent variables in regression analysis. *Sociological Methodology*, 20, pp.93-114.
- Angrist, J. D., Imbens, G., & Rubin, D. (1996). Identification of causal effects using instrumental variables. *Journal of American Statistical Association*, 91(434), pp.468-472.
- Benach, J., Benavides, F. G., Platt, S., Diez-Roux, A., & Muntaner, C. (2000). The health-damaging potential of new types of flexible employment: a challenge for public health researchers. *American Journal of Public Health*, 90(8),

pp.1316-1317.

- Benach, J., Vives, A., Amable, M., Vanroelen, C., Tarafa, G., & Muntaner, C. (2014). Precarious employment: understanding an emerging social determinant of health. *The Annual Review of Public Health*, 35, pp.229-253.
- Burgard, Sarah A., Brand, Jennie E., & House, James S. (2009). Perceived Job Insecurity and orker Health in the United States. *Social Science and Medicine*, 69(5), pp.777-785.
- Carmeli, A. & Weisberg, J. (2006). Exploring turnover intentions among three professional groups of employees, *Human Resource Development International*, 9(2), pp.191-206.
- Chung, S. S., & Lee, K. H. (2008). A Study on Job Satisfaction and Turnover Behavior with 2-Stage Logistic Regression: In Case of Graduates Occupational Mobility Survey. *Communications for Statistical Applications and Methods*, 15(6), pp.859-873.
- Dawson, C., Veliziotis, M., Pacheco, G., & Webber, D. J. (2015). Is temporary employment a cause or consequence of poor mental health? A panel data analysis. *Social Science & Medicine*, 134, pp.50-58.
- De Witte, H., Pienaar, J., & De Cuyper, N. (2016). Review of 30 Years of Longitudinal Studies on the Association Between Job Insecurity and Health and Well Being: Is There Causal Evidence?. *Australian Psychologist*, 51(1), pp.18-31.
- Dooley, D., Prause, J., & Ham-Rowbottom, K. A. (2000). Underemployment and depression: longitudinal relationships. *Journal of Health and Social Behavior*, 41(4), pp.421-436.
- Elias, P. (1994). Job-related training, trade union membership, and labor mobility: A longitudinal study. *Oxford Economic Papers*, 46, pp.563-578.
- Ferrie, J. E., Marmot, M. G., Griffiths, J. & Zioglio, E. (1998). *Health consequences of job insecurity: Labour market changes and insecurity*, WHO.
- Finkel, S. E. (1995). Causal analysis with panel data. *Sage University Paper Series*

- on *Quantitative Applications in the Social Sciences*, 105. Sage.
- Gash, V., Mertens, A., & Gordo, L. R. (2007). Are fixed-term jobs bad for your health?: A comparison of West-Germany and Spain. *European Societies*, 9(3), pp.429-458.
- Green, F., Felstead, A., Mayhew, K., & Pack, A. (2000). The Impact of Training on Labour Mobility: Individual and Firm level Evidence from Britain. *British journal of industrial relations*, 38(2), pp.261-275.
- Hellgren, J., & Sverke, M. (2003). Does job insecurity lead to impaired well being or vice versa? Estimation of cross lagged effects using latent variable modelling. *Journal of Organizational Behavior*, 24(2), pp.215-236.
- Imbens, G., & Angrist, J. D. (1994). Identification of local average treatment effects. *Econometrica*, 62(2), pp.467-475.
- Iversen, L., & Sabroe, S. (1988). Psychological well being among unemployed and employed people after a company closedown: A longitudinal study. *Journal of social issues*, 44(4), pp.141-152.
- Johnson, D. (2005). Two-Wave Panel Analysis: Comparing Statistical Methods for Studying the Effects of Transitions. *Journal of Marriage and Family*, 67, pp.1061-1075.
- 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 of the South Korean population. *Social science & medicine*, 63(3), pp.566-574.
- Kim, M. H., Kim, C. Y., Park, J. K., & Kawachi, I. (2008). Is precarious employment damaging to self-rated health? Results of propensity score matching methods, using longitudinal data in South Korea. *Social science & medicine*, 67(12), pp.1982-1994.
- Kivimaki, M., Vahtera, J., Virtanen, M., Elovainio, M., Pentti, J., & Ferrie, J. E. (2003). Temporary employment and risk of overall and cause-specific mortality. *American Journal of Epidemiology*, 158(7), pp.663-668.

- LaMontagne, A. D., Milner, A., Krnjacki, L., Kavanagh, A. M., Blakely, T. A., & Bentley, R. (2014). Employment arrangements and mental health in a cohort of working Australians: are transitions from permanent to temporary employment associated with changes in mental health?. *American journal of epidemiology*, 179(12), pp.1467-1476.
- Lien, H. M., Chou, S. Y., & Liu, J. T. (2008). Hospital ownership and performance: Evidence from stroke and cardiac treatment in Taiwan, *Journal of Health Economics*, 27, pp.1208-1223.
- Liker, J. K., Augustyniak, S., & Duncan, G. J. (1985). Panel Data and Models of Change: A Comparison of First Difference and Conventional Two-Wave Models. *Social Science Research*, 14, pp.80-101.
- Martin, C. (2003). Explaining labour turnover: Empirical evidence from UK establishments. *Labour*, 17(3), pp.391-412.
- McDonough, P., (2000). Job insecurity and health. *International Journal of Health Services*, 30(3), pp.453-476.
- Meltzer, H., Bebbington, P., Brugha, T., Jenkins, R., McManus, S., & Stansfeld, S. (2010). Job insecurity, socioeconomic circumstances and depression. *Psychological Medicine*, 40, pp.1401-1407.
- Mishra, S., & Mishra, D. (2013). Review of literature on factors influencing attrition and retention. *International Journal of Organizational Behaviour & Management Perspectives*, 2(3), pp.435-444.
- Moscone, F., Tosetti, E., & Vittadini, G. (2016). The impact of precarious employment on mental health: the case of Italy. *Social Science & Medicine*, 158, pp.86-95.
- Näswall, K., Sverke, M., & Hellgren, J. (2005). The moderating role of personality characteristics on the relationship between job insecurity and strain. *Work & Stress*, 19(1), pp.37-49.
- OECD. (2018). *Temporary employment (indicator)*. doi:10.1787/75589b8a-en
- Quesnel-Vallée, A., DeHaney, S., & Ciampi, A. (2010). Temporary work and

- depressive symptoms: a propensity score analysis. *Social Science & Medicine*, 70(12), pp.1982-1987.
- Repetti, R. L., Matthews, K. A., & Waldron, I. (1989). Employment and Women's Health. Effects of Paid Employment on Women's Mental and Physical Health. *American Psychologist*, 44, pp.1394-1401.
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1985). Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score. *American Statistician*, 39, pp.33-38.
- Roskies, E., Louis-Guerin, C., & Fournier, C. (1993). Coping with job insecurity: How does personality make a difference?. *Journal of organizational behavior*, 14(7), pp.617-630.
- Van Vuuren, T., Klandermans, B., Jacobson, D., & Hartley, J. (1991). Employees' reactions to job insecurity. In Hartley, J., D. Jacobson, B. Klandermans, & van Vuuren, T.(eds.), *Coping with jobs at risk*. (pp.79-103). Sage Publications Ltd.
- Virtanen, P., Liukkonen, V., Vahtera, J., Kivimäki, M., & Koskenvuo, M. (2003). Health inequalities in the workforce: the labour market coreperiphery structure. *International Journal of Epidemiology*, 32(6), pp.1015-1021.
- Virtanen. M., Kivimäki. M., Joensuu. M., Virtanen. P., Elovainio. M., & Vahtera, J. (2005). Temporary employment and health: a review. *International Journal of Epidemiology*, 34, pp.610-622.
- Virtanen. P., Vahtera. J., Broms. U., Sillanmä. L., Kivimä. M., & Koskenvuo, M. (2008). Employment trajectory as determinant of change in health-related lifestyle: the prospective HeSSup study. *Epidemiology*, 34, pp.610-622.
- Waldron, I. (1991). Effects of Labor Force Participation on Sex Differences in Mortality & Morbidity. (pp.17-38) in Frankenhaeuser, U., Lundberg, & Chesney, M.. (eds.), *Women, Work, and Health: Stress and Opportunities* (pp.17-38). Boston: Springer.
- WHO. (2008). *The global burden of disease: 2004 update*, Geneva, Switzerland.

The Impact of Employment Instability on Mental Health: The Case of South Korea

Byun, Geumsun

(Korea Labor Force Development
Institute for the aged)

Lee, Hyewon

(Seoul National University)

This study examined the effect of employment instability on depression among wage earners aged 18 to 65 years using the Korean Welfare Panel Study (KOWEP) data. Employment instability is becoming more common with the increase in irregular workers and the diversification of employment types. However, previous studies have not fully investigated the effect of employment instability. This study assessed the effect of changes in employment status between 2010 and 2011 on the level of depression (CES-D) in 2011. We controlled for the endogeneity due to reverse causation and selection bias by applying instrumental variable estimation and propensity score matching. As a result, employment instability has an significant effect on increased level of the depressive symptom. In particular, the unemployed and those who moved from regular to irregular jobs had a higher level of depression than those in regular employment. This result shows the social causation between employment instability and depression. Active policy intervention is necessary to deal with the mental health problems of precarious workers.

Keywords: Employment Instability, Precarious Work, Mental Health, Depressive Symptom, CES-D, Instrumental Variable Estimation, Propensity Score Matching