

불안정 노동의 양면성에 관한 연구: 객관적·주관적 불안정성의 상호관계를 중심으로*

이병훈** · 김은경*** · 김한나****

요약

이번 연구에서는 불안정 노동의 양면, 즉 객관적 상태와 주관적 인식의 상호관계를 시론적으로 규명한다. 일자리 불확실, 소득 불충분, 노동조건 취약 그리고 사회적 보호 불안전으로 구성되는 불안정 노동의 다차원성을 고려하여 객관적 상태에 대해 헤도닉 가중치의 산출방식을, 그리고 주관적 인식에 대해서 요인분석의 가중치 산출방식을 각각 적용하여 객관적·주관적 불안정노동지수를 측정 후 양 측면의 상호관계를 분석하였다. 2020년 한국노동패널조사자료의 임금노동자 표본을 대상으로 불안정 노동의 양면성을 검토한 바에 따르면, 불안정 노동의 객관적 조건과 주관적 인식이 일정하게 밀접한 상호관계를 보여주지만, 서로 일치하는 동조효과(synchronization effect)의 조응관계를 갖지 않는 것으로 확인되었다. 불안정 노동의 양 측면 사이에 존재하는 괴리 또는 부조응의 관계는 객관적 불안정과 주관적 불안정에 대한 영향요인들의 상이한 작동방식에서 확인된다. 특히, 성별·연령·학력·결혼관계·거주지역 등의 개인적 속성변수들이 불안정 노동의 객관적 상태와 주관적 인식에 영향 미치는 방식이 상이하다는 점이 드러났다. 한편, 불안정 노동의 객관·주관 측면에 대해 일자리 속성요인들- 근무기간(-), 고용형태(+), 직장/사업체규모(+)-은 동일한 방향의 영향을 미치고 있어 개인적 속성들과 대조된다.

주요어: 노동 불안정화, 불안정 노동의 양면성, 객관적 불안정성, 주관적 불안정성, 다차원적 분석

* 이 논문은 2021년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임.(NRF-2021S1A5A2A010 63530). 또한, 이 논문은 2016년도 중앙대학교 CAU GRS 지원에 의하여 작성되었음.

** 제1저자, 중앙대학교 사회학과 교수(bhlee@cau.ac.kr)

*** 교신저자, 중앙대학교 사회학과 박사과정(witheunk@gmail.com)

**** 공동저자, 중앙대학교 사회학과 석사수료(gkssk4300@gmail.com)

1. 머리말

지난 20여 년 동안 많은 나라에서 노동시장의 구조변동과 더불어 일자리 또는 노동의 성격이 심대한 변화를 보여주고 있는 가운데, 그 변화의 특징적 추세로서 불안정화(precaaritization)를 꼽는 것에 그리 이견이 없을 듯하다(Kalleberg et al., 2021). 노동의 불안정화는 거의 모든 업종과 직종으로 널리 확산되어 주변 노동시장에서 일하는 비정규직 또는 저임금 노동자뿐 아니라 대기업 정규직 노동자와 전문·관리직 종사자 등으로 구성된 핵심 노동시장에서도 확인되고 있다(ILO, 2016; Vallas & Prene, 2012; Kalleberg, 2011; 이병훈 등, 2009). 불안정 노동은 성과 가족관계, 계급구조, 정치 참여 그리고 시민권 및 이주 등의 다양한 맥락조건에 관통하며 현대 사회에 지대한 영향을 미치기도 한다(Armano et al., 2017). 그런 만큼, 불안정 노동은 국내외의 노동연구에 있어 중요 이슈로 부각되어 다뤄지고 있다.

노동의 불안정화를 분석하려는 경우, 그 불안정한 상태에 대해 객관과 주관의 두 측면을 구분하여 살펴보는 것이 필요하다. 불안정 노동은 한편으로 고용·임금/소득·작업환경·사회안전망·노조 보호 등과 같은 객관적인 노동조건에 있어서 열악한 상태를 의미하기도 하지만, 다른 한편으로 일하는 사람들이 자신의 노동을 통해 체험하는 불안심리와 불만족의 주관적인 인식(perception)이나 느낌(feeling)을 나타내는 개념으로 이해될 수 있기 때문이다. 노동 불안정의 객관적 조건과 주관적 인식은 서로 영향을 미치지만, 그 영향의 방식에 대해서는 그리 예단하기 쉽지 않다. 불안정 노동의 객관적 조건은 그 일을 수행하는 노동자의 주관적 인식태도에 지대한 영향을 미칠 것이며, 역으로 노동자의 불안정한 심리상태가 노동의 물적 조건을 지속하거나 변동시키는 데 중요하게 작용할 수 있다. 또한, 불안정 노동의 객관적 조건과 주관적 인식이 어떻게 상호 작용할지에 대해서는 노동 주체들의 특성과 맥락적 상황 등에 따라 동조적 조응(synchronized affinity) 관계를 보일 수 있거나 서로 어긋나는 탈구된 괴리(disarticulated discrepancy)의 경향을 나타낼 수 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 예를 들어, 안정적인 근로계약조건을 갖춘 정규직 노동자가 상시적 구조조정이나 업적평가의 압박에 시달려 고용불안의 심리상태를 보여줄 수 있는 반면, 불안정 노동을 대표하는 비정규직 노동자들이 자발적인 취업의사 또는 기대수준에 따라 오히려 주관적으로 만족스런 태도를 갖는 것으로 확인되기도 한다(Dörre, 2014; 김영아·Bonneuil, 2019).

그동안 불안정 노동의 경험적 분석을 다루는 국내외 연구에서는 대부분 객관적 또는 주관적 지표들의 어느 한 측면에만 초점 맞춰 살펴보고 있다(이병훈 등, 2022). 선행 연구의 검토를 통해 최혜지·정은수(2018a; 2018b)만이 객관적·주관적 측면 모두를 측정하여 고령자의 불안정 노동 상태를 분석하고 있는 것으로 확인된다. 그런데, 노동의 불안정성을 나타내는 두 측면, 즉

객관적 조건과 주관적 인식이 어떠한 상호관계를 갖는지를 경험적으로 밝혀내는 선행연구는 거의 찾아보기 어렵다. 이같은 연구공백을 메우기 위해 이번 연구에서는 2020년 한국노동패널 조사(KLIPS)의 임금노동자 자료를 활용하여 불안정 노동의 실체를 구성하는 객관적 조건과 주관적 인식의 양 측면 사이에 존재하는 상호관계에 대해, 특히 객관적 조건이 주관적 인식태도에 미치는 영향에 대해 시론적으로 살펴보고자 한다. 아울러, 불안정 노동의 복합적 특성을 감안하여 객관적·주관적 지표들을 다차원적 구성으로 조작화하여 측정할 것이며, 성별·연령/세대·학력 등의 개인적 속성과 업종·직종·고용형태 등의 일자리 특성에 대한 통제와 조절을 통해 객관·주관적 노동 불안정 지표 간의 상호관계를 검토해보기로 한다.

2. 선행연구 검토

불안정 노동은 단순히 고용 불안정(job insecurity)에 국한하기 보다 노동생활의 불안정함을 폭넓게 지칭하는 개념으로 다루지고 있다. 이때 불안정함을 뜻하는 ‘precarious’의 영어 개념에 대해 그 어원과 학술적 용어로서의 정립과정을 살펴보는 것이 그 개념을 정확히 이해하고 활용하는 데에 도움이 될 것이다. 여러 연구에서는 precarious의 라틴어 어원이 기도하기(pray) 또는 간청하기(plead)의 의미를 가진 ‘precor’로부터 파생되어 ‘기도로써 해소되길 바라는 불확실한 위험상태’를 뜻하는 개념인 ‘precarius’에서 비롯된 것으로 밝히고 있다(Casas-Cortes, 2016; Dörre, 2014; Van der Linden, 2014; Barbier, 2011; 신경아, 2019).¹⁾ 노동 불안정에 대한 학술적 용어가 등장한 것은 프랑스 사회학자 피에르 부르디외(Bourdieu, 1963)가 1950년대 알제리 식민지 노동자들의 열악한 근로빈곤과 고용불안 상태를 집약적으로 표현하기 위한 개념으로 프랑스어의 불안정함을 나타내는 ‘précarité’을 사용하면서였다(Schierup & Jørgensen, 2016; Doogan, 2015; Barbier, 2011). 불안정의 개념이 노동연구분야의 전문용어로 자리잡게 된 것은 Rogers와 Rogers(1989)가 작성한 ILO 보고서 「노동시장 규제와 불안정 일자리(Precarious jobs in labour market regulation)」에서 고용불안, 노동통제권 결여, 제도-조직적 보호 부재, 저임금 등으로 특징지어지는 일자리의 문제상태를 종합적으로 집약하여 표현하는 불안정성(precairousness)의 개념을 제시한 이후 서구의 후속 연구들에서 이 개념을 널리 활용함에 따른 것이었다(김영아 & Bonneuil, 2019; 채석진, 2016).

서구 선진국을 비롯해 전세계적으로 노동의 불안정화가 널리 확산됨에 따라 불안정 노동에

1) Dörre(2014)의 경우에는 precarious의 라틴어 어원에 대해 물품 대여(loan)를 지칭하는 precarium에서 찾고 있으며, 그 대여의 권리가 언제라도 파기될 수 있다는 점에서 불안정하고 불안전한(unstable & insecure) 상태를 뜻한다는 상이한 소수의 의견을 제시하고 있다.

대한 학술적·정책적 연구가 크게 늘어나면서 연구자마다 다양한 개념 정의와 상이한 조작적 측정방법을 제시하고 있어 적잖은 혼선을 빚고 있다. 그 결과, 기존 연구에서 논증되는 노동 불안정의 개념이 합의된 내용을 확보치 못한 채 그 적용대상이나 구성 요소 그리고 조작적 측정 기준 등에 있어 모호하거나 임의적이고 심지어 불안정하여(ambiguous, arbitrary and even precarious) 학술적 논란을 적잖게 유발하고 있다는 지적이 제기되기도 한다²⁾(García-Pérez et al., 2020; Broughton et al., 2016; Doogan, 2015; Mitropolous, 2005; Rogers & Rogers., 1989). 이처럼 불안정 노동을 둘러싼 다양한 논점들이 제기되는 가운데, 그 불안정의 개념적 이해에 있어 정규-비정규직의 고용지위, 표준-비표준적 고용관계, 공식-비공식의 취업형태 등과 같은 이분법적 구분을 따르기 보다 불확실성(uncertainty)·불안정성(instability)·불안전함(insecurity) 및 작업위험 감당(work risk bearing) 등으로 특징지을 수 있는 일자리 또는 수행하는 노동의 질적 상태를 체험하고 인식하는 과정(process)으로 이해할 필요가 있다는 점에 대해 대체적인 공감대가 형성되고 있다(Kalleberg et al., 2021; Kalleberg & Hewison, 2013; Alberti et al., 2018; 불안정노동연구 모임, 2000). 또한, 불안정 노동을 조작적으로 정의할 때 다차원적이며 다중적 의미의 개념적 구성(multidimensional & polysemantic conceptual construct)으로 다뤄지는 것에 대해 그리 이견이 없다(García-Pérez et al., 2020; Armano et al., 2017; Munck, 2013; 이승윤 등, 2017). [그림 1]에서 예시하듯이, 불안정 노동의 다차원은 통상 일자리 또는 고용유지의 불확실(uncertainty), 노동소득의 불충분(inadequacy), 노동조건 취약(vulnerability), 그리고 사회보호 및 권익대변의 불안전(insecurity)으로 구성된 4개 요소들을 중심으로 측정-논증되고 있다(Kalleberg, 2011; Kalleberg & Vallas, 2017; 이병훈 등, 2022; 신경아, 2019).

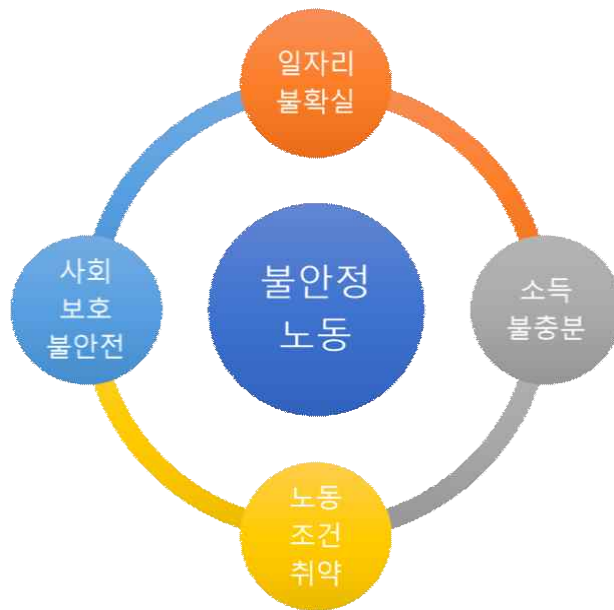
불안정 노동에 관한 선행연구는 주되게 객관적 노동조건에 초점 맞추어 분석하고 있는 가운데, 일부 연구문헌에서만 노동의 불안정한 질적 상태를 논증함에 있어 객관적 측면 뿐 아니라 주관적 측면에 대해 접근할 것을 강조하고 있다(Masquelier, 2019; Alberti et al., 2018; Gallie, 2007; 신경아, 2019).³⁾ 노동의 불안정성(precaarity)은 한편으로 노동시장 및 일터의 유연화를 강화하는 사회경제적 구조 변동에 따른 객관적인 일자리 상태를 나타내는 개념이기도 하지만, 다른 한편으로 일상적인 불확실성과 시장주도적 유연성이 지배하는 시대상황의 사회심리적 충격(impact)을 받아 조성되는 일하는 사람들의 주관적 심리상태를 의미하기도 한다(Masquelier,

2) 한편, 칼레버그 등(Kalleberg et al., 2021)은 불안정 노동의 개념적 불분명함(fuzziness)이 오히려 사용자들에게 인건비 삭감, 정규인력 감축, 고용유연성 극대화, 노조 조직화 억제, 그리고 고용관리부담 회피 등을 담보해주는 다양한 취업형태를 파악하는 데에 유용하다는 점을 밝히고 있다.

3) Choonara(2019)는 노동 불안정의 객관적 상태와 주관적 심리태도를 구분하여 전자에 대해 precarity로, 후자에 대해 insecurity로 각각 별개의 개념용어를 사용할 것을 제안하고 있다.

2019). 다시 말해, 불안정 노동의 분석에 있어 객관적 차원이 고용·소득·작업환경·사회보호 등의 노동조건들에 있어 악화되는 실재적인(ontological & existential) 상태들에 초점을 맞춘 것이라면, 주관적 차원은 노동자들이 그들의 노동생활을 통해 체득하는 불안과 사회적 결핍의 인식 또는 정서(perception or feeling of insecurity & lost social integration)를 밝혀내려는 범주인 것이다(Alberti et al., 2018). 특히, Fullerton과 Wallace(2005)에 따르면, 일자리 불안정의 주관적 느낌(subjective feelings of job insecurity)은 일하는 사람들이 노동시장에서 그동안 체험해온 일자리의 문제적 상황에 대한 인식에서 비롯되기도 하지만, 그들의 일자리가 양질의 조건을 갖춘다고 하더라도 미래에 안정적으로 유지될지의 불확실성에 대한 염려와 불안이 있을 경우에도 생성되는 것으로 이해해 볼 수 있다. 이처럼, 불안정 노동의 주관적 인식이 그 객관적 상태에 의해 일방적으로 결정되거나 이를 단순히 반영하는 것이 아닌 독자적인 차원으로 형성되어 작용한다는 점에 유의할 필요 있다(Dörre, 2014).

[그림 1] 불안정 노동의 개념 구성



국내외의 선행연구에서는 불안정 노동의 상태를 나타내는 두 개 차원인 객관적 조건과 주관적 인식이 상당히 복합적인 방식으로 상호작용하고 있는 것에 대해 몇 가지의 흥미로운 논점을 제기하고 있다. 우선, 불안정 노동에 대한 주관적 인식이 그 객관적 조건들에 의해 단선적으로 규정된다기 보다는 일하는 사람들이 갖고 있는 정상성(normality)의 통념 기준과 사회적 관계

그리고 시공간적 맥락 등에 영향을 받아 다양하게 체험되고 이질적으로 지각된다는 점이 강조되고 있다(García-Pérez et al., 2020; Dörre, 2014). 이를테면, 비정규직 고용형태 또는 저임금 노동과 같이 불안정한 노동조건에서 일하는 사람들이라 해서 모두가 동일한 주관적 인식태도를 보이는 것은 아니다. 많은 불안정 노동자들이 그들의 노동 삶에 관철되는 시장 지배력의 강화에 순응하여 무기력과 좌절의 심리상태를 나타내지만, 더러는 부당한 노동현실에 분노하거나 문제 삼는 비판의식을 형성하며 이에 맞서려는 집단적 저항행동을 표출한다(Armano et al., 2017; Della Porta et al., 2015). 따라서, Arnold와 Bongiovi(2013)가 강조하듯이, 불안정 노동이 누구에게나 동질적으로 체험·인식되는 것이 아니며, 교육/학력·연령/세대·가족부양책임·사회안전망 및 노동시장 보호장치 등에 기반하여 상이한 수준의 주관적 취약성(subjective vulnerability)을 드러낸다는 점에 유의할 필요가 있다.

더 나아가, 불안정 노동의 객관적 조건과 주관적 인식이 반드시 동조적인 상호관계(synchronized inter-relationship)로 서로 조응하는 것은 아니라는 점이 밝혀지고 있다.⁴⁾ 실제, 표준적 고용관계(standard employment relations)에 기반하여 안정적인 노동조건을 갖춘 정규직 노동자들이 성과 경쟁과 상시적 구조조정에 시달리며 심각한 불안정의 심리상태에 빠져들 수 있는 반면, 불안정 노동을 대표하는 비정규직 노동자들이 낮은 기대수준의 내면화에 따라 오히려 직무만족의 주관적인 태도를 보여줄 수 있는 것으로 분석되고 있다(ILO, 2016; 김영아·Bonneuil, 2019). 이같이 불안정 노동에 대한 객관적 조건과 주관적 인식이 서로 어긋나는, 탈구된 괴리 또는 부정합(disarticulated discrepancy or non-correspondence)은 노동시장 차원의 '제조된 불확실성(manufactured uncertainty)'(Doogan, 2009)의 신드롬에서 확인되기도 한다. 유럽 주요국을 대상으로 고용안정의 객관적 추세와 주관적 인식 조사자료를 연계시켜 분석한 Doogan(2015; 2009)은 서유럽 선진국들에서 장기고용의 일자리 안정성이 증대하고 있음에도 불구하고 고용불안과 일자리 상실에 대한 대중적인 불안심리가 갈수록 확산되고 있어 객관-주관의 부조응현상이 고착화되고 있음을 밝히고 있다. 달리 말하자면, 불안정 노동이 여전히 노동시장의 소수 약자집단에서 확인되는 객관적인 조건, 즉 '소수의 조건(minority condition)'임에도 불구하고 사회심리적으로는 다수의 일하는 사람들이 공유하는 '다수의 체험(majority experience)'으로 자리잡고 있는 역설적인 경향이 밝혀지고 있는 것이다(Doogan, 2015). 또한, 불안정 노동의 주관적 인식에 대해 비정규직 등의 주변 노동자집단 내부에서 상당한 편차가 존재한다는 점과 정규직 등의 핵심 노동자집단에서도 불안정한 심리태도가 널리 퍼져 있다는 점에 대해 설명하기 위해서는 정치경제와 사회문화의 거시적 맥락적 여건과 더불어

4) 비슷하게, 계층연구에서도 소득 및 자산의 경제적 지표에 입각한 객관적 계층지위와 주관적 계층소속의식 사이에 상당한 편차가 존재하고 있음을 밝히는 경험적 분석결과를 찾아볼 수 있다(이병훈, 2017; 김정훈 등, 2016; 윤희숙, 2013).

성별·연령/세대·학력·가족관계 등의 개인적 속성과 직종·업종·고용형태 등의 일자리 특성을 중심으로 검토될 필요 있음이 강조되고 있다(Doellgast et al., 2018; Keim et al., 2014). 아울러, 노동 불안정성의 주관적 측면은 사용자의 유연화 통제에 의해 부과되는 객관적인 노동조건에 의해 크게 영향을 받기도 하지만, 역으로 주관적 인식태도가 자본-노동의 세력관계를 재편함으로써 객관적인 불안정 상태를 더욱 악화시키거나, 정반대로 상당히 완화할 수 있다(Doellgast et al., 2018). 예를 들어, 대다수의 비정규직 등과 같이 객관적으로 불안정한 노동조건에 일하는 노동자들이 자신의 열악한 노동생활에 대해 강한 불만이나 분노를 느끼는지, 또는 불가피한 현실로 순응하는 인식태도를 갖는지에 따라 그들의 사용자와의 노사관계에 있어 저항과 순종 및 이탈이라는 상반된 행위방식으로 대응하고 그로 인해 취약한 고용여건이 개선되기도 하고 유지-악화되기도 한다. 그런 만큼, 객관-주관의 상호관계를 분석함에서는 있어 그 영향 방향에 대해 객관→주관에 대해서 뿐 아니라 주관→객관에 대해서도 충분히 논구할 필요가 있다.

이상의 선행연구 검토내용에 근거하여 불안정 노동의 다차원적 개념구성에 맞추어 객관적 조건과 주관적 인식의 불안정노동지수(Precarious Labor Index, PLI) 값을 각각 측정해서 양 측면의 상호관계를 살펴보기로 한다.

3. 연구방법과 분석자료

불안정 노동의 객관적 조건과 주관적 인식에 대한 다차원 지수의 측정을 위해 전자에 대해 헤도닉 가중치를, 후자에 대해 요인분석의 가중치를 각각 산출하는 방법을 적용하였다. 좀 더 구체적으로, 불안정 노동의 객관적인 상태에 대한 다차원 지수(multidimensional index) 측정을 위해 가르시아-페레자 등(Garcia-Pérez et al., 2017; 2020)이 제시하고 있는 차원계수방법(Count Approach)을 활용한 헤도닉 가중치의 산출방법을 활용하였다. 불안정 노동의 주관적 인식에 대한 다차원적인 측정을 위해서는 피조사자들의 의견을 묻는 동일한 측정범주(예, 일자리 만족)의 세부 항목들을 그룹화하여 복합 지수(composite index)를 산출하는데 활용되는 요인분석(factor analysis)을 적용하고 있다. 객관적-주관적 불안정 노동지수를 산출하는 방법론적 절차와 분석자료를 다음에서 차례로 살펴보기로 한다.

1) 헤도닉 가중치를 활용한 객관적 불안정노동지수(O-PLI)의 측정⁵⁾

객관적 불안정노동지수(objective precarious labor index, O-PLI)의 조작적 측정을 위해 4개 차원(일자리 불확실, 소득 불충분, 노동조건 취약 그리고 사회적 보호 불안전)의 7개 지표를 선정하여 지표별 불안정 여부 또는 수준을 판별하는 세부 기준값(z_j)을 설정하였다. 우선, 일자리 불확실에 대해서는 한시성과 불규칙을 따지는 두 개의 지표로 구성하였다. 일자리 한시성은 근로계약의 기간 한정 여부와 반복갱신 가능성을 기준 삼아 근로계약기간이 한시적이며 반복갱신이 되지 않는 경우를 1점의 가장 불확실한 상태로 간주하였으며, 근로계약기간이 한시적이지만 반복갱신되는 경우에는 0.5점의 불확실, 무기근로계약으로 일하는 경우를 확실(0점)의 상태로 처리하였다. 일자리 불규칙에 대해서는 일의 '많고 적음'과 상관없이 일자리(직장)에 정기적으로 출근하는 경우 확실(0점)로, 직장 또는 일거리가 '있다 없다'하는 경우 불확실(1점)로 분류하였다. 소득 불충분에 대해서는 OECD의 저임금 판정기준인 월임금 중위값의 2/3를 적용하여 현재 일자리에서 얻는 월평균 임금이 2020년 중위임금인 2,875천원의 2/3 미만인 경우 불충분(1점)으로 설정하였다.⁶⁾ 노동조건 취약의 경우에는 노동시간과 근로계약의 두 개 지표로 측정하였다. 노동시간의 취약성에 대해서는 주당 노동시간의 과다·과소를 기준 삼아 판정하였다. 부연하면, 현행 노동관계법에서 규정하고 있는 1주 최대 52시간 상한보다 더 일하는 경우(과다노동)와 15시간 미만의 초단시간노동에 해당되는 경우(과소노동)를 노동시간의 취약으로 간주하여 1점을 부여하였다. 근로계약 부재는 노무제공의 기본 조건들을 명시적으로 규정하는 근로계약서를 작성치 않은 경우(1점)로 처리하였다. 사회적 보호의 불안전에 대해서는 노동조합과 사회보험의 가입여부를 묻는 두 개의 지표로 구성하였다. 노조가 없거나 가입치 않은 경우를 노조의 조직적 보호를 받을 수 없는 미보호의 상태(1점)로 처리하였다. 사회보험에 대해서는 4대 보험(국민연금, 건강보험, 고용보험, 산재보험)의 가입 수에 따라 모두 가입한 경우 0점부터 3개 가입 0.25점, 2개 가입 0.5점, 1개 가입 0.75점, 모두 가입치 않은 경우 1점 순으로 점수를 차등 배정하였다. 다만, 특수지역연금 수혜자(예: 공무원, 교원, 군인 등)에 대해서는 고용보험과 산재보험의 적용이 제외되는 대신 해당 연금에서 산업재해 및 실직 관련 보상이

5) 헤도닉 가중치를 적용하여 다차원의 불안정노동지수를 산출하는 진행방법의 자세한 설명에 대해서는 이병훈 등(2022)을 참조할 것.

6) 중위임금은 고용노동부가 2020년에 실시한 「고용형태별근로실태조사」 자료를 활용하여 산출한 수치이다. 고용형태별근로실태조사와 한국노동패널조사의 2020년 자료를 활용하여 산출한 중위임금을 비교한 결과, 한국노동패널(2,500,000원)보다 고용형태별근로실태조사(2,875,000원)의 중위임금이 더 높음을 확인하였다. 소득 관련 판별기준(저임금)을 적용해보면 한국노동패널조사의 경우 약 23%, 고용형태별근로실태조사 기준 약 30%가 소득 불충분에 해당된다. 이번 연구에서는 소득 불안정에 대한 보다 엄격한 측정기준이라 판단되는 고용형태별근로실태 조사자료를 활용한 저임금 해당여부를 판별하고 있다.

주어진다는 점을 감안하여 특수지역연금을 가입한 경우 고용·산재보험 모두를 가입하고 있는 것으로 간주하였다. [표 1]에서는 불안정 노동의 객관적 상태에 대한 4개 차원의 7개 구성 지표들을 판별하는 기준값을 종합 정리하여 제시하고 있다.

[표 1] 객관적 불안정노동지수(O-PLI)의 4개 차원 7개 지표 조작화

차원(D)	조작화지표	불안정 판별 기준값(z_j)
일자리 불확실	일자리 한시성	한시적 근로기간계약과 반복·갱신 여부
	일자리 불규칙	불규칙적으로 일함
임금 불충분	저임금	월단위 중위임금 2/3인 1,916,667원 미만
노동조건 취약	노동시간 취약	주 15시간 미만 또는 52시간 초과
	근로계약 부재	근로계약서 미작성
사회적 보호 불안전	노동조합 미보호	노동조합 미가입(또는 미존재)
	사회보험 미보장	가입 보험 수에 따라 차등점수 부여

객관적 불안정노동지수를 구성하는 4개 차원의 7개 지표들이 노동 불안정을 구성하는 비중이나 영향의 상대적 크기가 동등치 않을 경우에는 그 비중/영향의 상대적인 크기 차이를 반영하는 가중치(weights)의 값을 부여하는 것이 필요하다. 왜냐하면 복합지수(composite index)를 측정함에 있어 상이한 크기의 영향을 미치는 지표들에 대해 가중치 부여 없이 동등하게 취급하는 경우에는 구성 지표들의 영향력 차이를 무시하는 왜곡된 지수 값을 산출한다는 문제점을 피할 수 없기 때문이다(OECD, 2008). 이 같은 점을 감안하여 객관적 불안정노동지수를 구성하는 4개 차원의 7개 지표들이 갖는 상대적 영향력의 크기(가중치)를 파악하기 위해 헤도닉 가중치의 산출방법을 적용하였다. 헤도닉 가중치(W_j) 값을 구하기 위해서는 객관적 불안정노동지수의 7개 지표들이 임금근로자의 '일자리 만족도'에 미치는 개별 효과를 추정하는 다중회귀분석을 통해 각 지표 변수의 통계적 유의도와 회귀계수 값을 확인할 것이 필요하다. (1)의 다중회귀분석모형에는 Y_i 를 임금근로자 i 의 일자리 만족도로 설정하고 객관적 노동불안정의 7개 지표 변수들뿐 아니라 일자리 만족도에 영향 미칠 수 있는 성별, 연령, 학력, 고용형태, 직종, 산업 등의 주요 통제변수를 포함하였다. 회귀분석 결과, 일자리 만족도에 대해 불안정 노동의 7개 객관 지표 중 6개만이 통계적으로 유의하다는 점을 확인하였고, 이들 지표변수의 표준화 계수를 활용하여 헤도닉 가중치를 산출하였다. 구체적으로, 통계적으로 유의미한 6개 지표의 표준화 계수(Beta)를 합한 값을 기준으로 각 지표가 일자리 만족도에 미치는 효과의 상대적 비율을 계산하였다. 마지막으로, 표준화 계수의 상대적 비율을 가중치 합(6점)에 적용하면 객관적 불안정노동지수를 구성하는 각 지표의 가중치 값이 산출되는 것이다.

$$Y_i = \alpha_1 I_1(x_1^i) + \dots + \alpha_m I_m(x_m^i) + \varepsilon^i \quad (1)$$

[표 2]는 다중회귀분석을 통해 불안정노동지수의 7개 지표가 일자리 만족에 미치는 영향력을 분석한 결과(회귀계수와 표준화 회귀계수 Beta)와 가중치 환산값을 보여주고 있다. 일자리 한시성을 제외한 6개 지표가 통계적으로 유의미하여 그들의 가중치가 산출되었는데, 구체적으로 저임금(1.638)이 가장 큰 가중치 값을 가지며, 그 다음으로 사회보험 미보장(1.365), 일자리 불규칙(0.769), 노동조합 미보호(0.901), 노동시간 취약(0.757), 근로계약 부재(0.570)의 순으로 구성되고 있다. 다시 말해, 헤도닉 가중치의 산출방법을 적용하여 객관적 불안정노동을 측정하는 경우 6개 지표가 상이한 크기(가중치)의 영향력을 행사하고 있음을 확인하였다. 헤도닉 가중치의 산출방법을 적용하여 측정된 지표별 가중치 값을 합산하여 분석표본의 개별 노동자들에게 부여되는 객관적 불안정노동지수는 최소 0점 ~ 최대 6점 범위 안의 값으로 매겨졌다.

[표 2] 지표별 헤도닉 가중치(hedonic weights) 결과

차원	지표(준거=안정)	Coef.	Beta	Weight (%)
일자리 불확실	일자리 한시성	0.047358	0.0185608	-
	일자리 불규칙	-0.0772393**	-0.0358854	0.769 (12.8)
소득 불충분	저임금	-0.0959528***	-0.0764457	1.638 (27.3)
노동조건 취약	노동시간 취약	-0.0739507**	-0.0353201	0.757 (12.6)
	근로계약 부재	-0.0307168*	-0.0266114	0.570 (9.5)
사회적 보호 불안전	노동조합 미보호	-0.0805235**	-0.0420641	0.901 (15.0)
	사회보험 미보장	-0.0940374***	-0.0637269	1.365 (22.8)
합계				6.000 (100.0)

주) * p<.05, ** p<.01, *** p<.001; (통제변수) 성별, 연령, 학력, 혼인여부, 현 직장 경력, 고용형태, 기업규모, 산업, 직종, 거주지역

2) 요인분석을 통한 주관적 불안정노동지수(S-PLI)의 측정

주관적 불안정노동지수(Subjective Precarious Labor Index, S-PLI)의 측정을 위해 주된 일의 조건들에 대한 임금노동자의 만족도 조사항목들을 대상으로 요인분석을 실시하였다. 구체적으로, 일의 만족도는 임금, 취업 안정성, 직무 수행내용, 작업환경, 노동시간, 개인적 발전가능성, 의사소통 및 인간관계에 대한 7개 항목으로 구성되며 매우 만족(1점)부터 매우 불만족(5점)까지의 리커트 5점 척도로 평가하고 있다.⁷⁾ [표 3]에서는 7개 항목의 모든 지표들 간에 통계

7) 이번 연구에 활용되는 한국노동패널자료에서 일 만족도를 조사하는 7개 항목은 일자리 불확실, 소득 불충분 그리고 노동조건 취약에 대한 것으로 구성되어 있어 사회적 보호 불안전의 차원이 제외되었음을 밝혀둔다.

적으로 유의한 수준에서 정적(+)인 방향의 상관관계가 존재하고 있음을 보여주고 있다. 또한, 요인분석의 모형 타당성에 점검하기 위해 바틀렛(Bartlett) 검정과 KMO 검정을 실시하였다. 통상적으로 KMO 값은 0.5 이상, 바틀렛 검정의 p 값이 0.05 이하면 분석자료가 요인분석을 실시하기에 적절하다고 판단되는데, [표 4]에서 보여주듯이 0.903의 KMO 값과 바틀렛 검정의 통계적으로 유의미함을 확인하여 7개 항목의 요인분석을 실시하기에 문제없음이 확인되었다.

[표 3] 일 만족의 세부항목들에 대한 상관분석 결과와 요인분석의 항목 가중치

지표	A	B	C	D	E	F	G	요인분석 항목 가중치
A. 임금	1.0000							0.09
B. 취업 안정성	0.4387***	1.0000						0.12
C. 직무 수행내용	0.4046***	0.5472***	1.0000					0.16
D. 작업환경	0.4038***	0.4910***	0.6820***	1.0000				0.17
E. 근로시간	0.3907***	0.4413***	0.5909***	0.6934***	1.0000			0.15
F. 개인의 발전가능성	0.4453***	0.5187***	0.5926***	0.6296***	0.5933***	1.0000		0.16
G. 의사소통 및 인간관계	0.4003***	0.5002***	0.5900***	0.5879***	0.5615***	0.6803***	1.0000	0.16

주) *** p<.001

[표 4] KMO 및 Bartlett 검정 결과

Kaiser-Meyer-Olkin 측도	0.903	
Bartlett의 구형성 검정	근사 χ^2	43921.382***
	자유도	21

주) *** p<.001

요인분석을 실시하여 1개 그룹으로 묶어지는 것을 확인할 수 있었으며, 그 분석결과로 생성된 요인값(factor value)을 분석표본의 개별 노동자들이 갖고 있는 불안정 노동의 주관적 인식 태도, 즉 주관적 불안정노동지수를 측정한 것으로 부여하였다. 이때, 주관적 불안정노동지수의 요인값에는 7개 지표항목의 가중치가 반영되어 있다. 요인(점수)을 설명하는 개별 항목의 총단위 분산대비 비율, 즉 가중치(weights)를 요인적재 값의 제곱으로 산출하는 방식(OECD, 2008)에 따라 계산된 7개 지표항목의 가중치는 [표 4]에서 제시된 바와 같다. 주관적 불안정노동지수를 구성하는 7개 지표항목들의 가중치는 9~17%의 일정한 편차를 보이고 있으며, 임금 및 취업 안정성이 가장 낮은 가중치를 갖는 반면 작업환경이 상대적으로 높은 비중의 영향력을 보이는 것으로 확인된다.

3) 분석자료 및 분석대상

이번 연구에서는 불안정 노동의 객관·주관 지수를 측정하고 그 상호관계를 분석하기 위하여 23차(2020년) 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 활용하고 있으며 임금노동자집단을 분석대상으로 삼고 있다. [표 5]에서는 이번 연구의 분석표본에 대한 기초통계를 제시하고 있다. KLIPS의 분석표본이 같은 해 8월에 실시된 경제활동인구 근로형태별 부가조사의 임금근로자 표본과 비교하여 근속기간이 다소 길고 대기업 소속과 일부 서비스업종(예: 부동산/임대, 정보처리/연구/과학/공공행정)에서 5% 정도의 상대적 비중 차이를 보이고 있다는 점을 제외하면 거의 대동소이하게 구성되어 있음이 확인되는 만큼 이번 연구의 분석결과로부터 우리나라의 임금노동자들에 대한 객관-주관적 불안정성을 추정하는 시론적 논증을 기대해볼 수 있으리라 판단된다.

[표 5] 분석표본의 구성

항목	사례수	평균(편차)/ [%]	2020년 경향표본	항목	사례수	평균(편차)/ [%]	2020년 경향표본	
성별	남성	5,086	[56.66]	산업	농림어업	76	[0.85]	
	여성	3,891	[43.34]		광업	10	[0.11]	
연령	8,977		47.27 (13.685)	제조업	1,809	[20.21]	19.2	
				전기/가스/수도	74	[0.83]	1.0	
학력	중학교 이하	1,225	[13.75]	건설업	814	[9.10]	8.1	
	고등학교	3,224	[36.18]	소매업	891	[9.96]	10.6	
	전문 대학	1,518	[17.04]	숙박 및 음식점	472	[5.27]	6.4	
	4년제 대학	2,532	[28.41]	운송/통신/금융	740	[8.27]	11.4	
대학원 이상	412	[4.62]	부동산/임대	331	[3.70]	8.0		
결혼	미혼	1,901	[21.18]	정보처리/연구/과학/ 공공행정	1,436	[16.05]	10.4	
관계	기혼유배우	6,137	[68.36]	교육/보건/사회/예술 /오락	1,867	[20.86]	20.3	
	이혼/별거/사별	939	[10.46]	수리/기타서비스	429	[4.79]	3.9	
거주 지역	수도권	4,554	[50.73]	직종	관리자	136	[1.52]	
	비수도권	4,423	[49.27]		전문가	1,314	[14.67]	
근속기간 (개월)	8,850		98.24 (97.955)	준전문가	891	[9.94]	22.4	
고용 형태	정규직	5,601	[62.39]	사무종사자	1,785	[19.92]	21.6	
기업	비정규직	3,376	[37.61]	서비스종사자	999	[11.15]	9.9	
	300인 미만	5,855	[81.31]	판매종사자	431	[4.81]	7.9	
규모	300인 이상		1,346	[18.69]	농림어업숙련종사자	34	[0.38]	0.4
				기능원 및 관련기능종사자	967	[10.79]	8.6	
				장치/기계조작 및 조립종사자	1,001	[11.17]	10.3	
				단순노무종사자	1,402	[15.65]	17.1	

[표 6]에서는 불안정 노동의 객관적 지수(O-PLI) 및 구성 지표들 그리고 주관적 인식(S-PLI)에 대해 주요 범주의 하위집단들에 대한 비교 분석의 결과를 보여주고 있다. O-PLI의 경우 헤도닉 가중치를 적용한 4개 차원 6개 지표항목의 합계(최소 0점~최대 6점)에 대해, 그리고 S-PLI의 경우 요인분석 실시 전 7개 지표항목의 평가점수 합계(최소 7점~최대 35점)와 요인분석 실시 후 지수의 평균 값을 각각 산출해 제시하고 있다. 불안정 노동의 객관적 지수와 주관적 인식에 대해 하위집단별 차이를 통계적으로 검정하기 위해 T-test와 ANOVA 분석을 실시한 결과 주관적 인식의 성별 이외에 모든 하위집단 차이가 통계적으로 유의하였음이 확인된다.

범주별 하위집단의 차이 여부를 분석한 결과를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다: 우선, 성별의 경우 불안정 노동의 객관적 조건(O-PLI)에 있어 여성(2.30)이 남성(1.65)에 비해 현저히 불안정하지만, 주관적 인식에서는 별 차이(남성 18.33점, 여성 18.35점)를 보이지 않는 것이 흥미롭다. 객관적 지표항목들을 세부적으로 살펴보면 저임금을 비롯한 4개 지표에서 여성이 남성보다 취약한 노동조건을 가지는 반면, 근로계약 부재와 일자리 불규칙에 대해서는 남성이 여성보다 불안정한 조건을 보여주고 있다는 점이 특기할 만하다. 연령집단의 비교에 있어서는 불안정 노동의 객관·주관 지수에 있어 전반적으로 노년(만 65세 이상) > 중장년(만 35~64세) > 청년(만 34세 이하)의 순서로 그 불안정의 심각성이 차등적으로 나타나는 것으로 확인되며, 특히 객관적 지수의 경우 노년층의 불안정이 중장년층과 청년층에 비해 두 배 이상 높은 것으로 분석되고 있다. 다만, 객관 지표항목들 중에서 근로계약 부재의 경우 중년층(40.07%)이 청년층(33.19%)과 노년층(34.20%)보다 높은 비율을 보여주는 의외의 분석결과를 제시하고 있다. 학력별 하위집단의 비교에서는 대체로 학력이 낮을수록 불안정 노동의 객관·주관 지수가 높아지는 것으로 확인되는 가운데, 흥미롭게도 대학원 이상의 고학력자 집단이 O-PLI 및 여러 세부지표(예: 노동시간 취약, 근로계약 부재, 노동조합 미보호, 사회보험 미보장)에서 4년제 대학·전문대학 졸업의 고학력자 집단에 비해 높은 불안정 수준을 보여주고 있다. 고용형태의 경우 비정규직이 정규직과 비교하여 불안정 노동의 객관 지수 및 세부 항목 그리고 주관적 인식에 있어 전반적으로 높은 수준을 나타내는 것은 상식적인 분석결과로 볼 수 있지만, 주관적 인식의 작은 차이(정규직 17.56 < 비정규직 19.63, 10.6%p)가 객관 지수(O-PLI)의 2배 이상 차이(정규직 1.31 < 비정규직 2.97, 55.9%p)와 큰 대조를 보인다는 점에 유의할 필요 있다. 기업규모의 경우에서도 예상대로 300인 미만의 중소기업 노동자집단이 300인 이상 대기업 노동자집단에 비해 불안정 노동의 모든 객관·주관 지표들에 있어 높은 수준을 보이고 있으며, 고용형태와 유사하게 객관 지수(O-PLI)의 차이(대기업 0.93 < 중소기업 1.97, 52.8%p)와 비교하여 주관적 인식의 차이(대기업 17.01 < 중소기업 18.65, 8.8%p)가 상당히 작은 것을 확인해볼 수 있다.

[표 6] 하위집단별 불안정 노동의 객관·주관 지수 비교

(단위: %, 점)

구분	객관적 조건							주관적 인식		
	일자리 불규칙	저임금	노동시간 취약	근로계약 부재	노동조합 미보호	사회보험 미보장	O-PLI 평균	T/F-test	S-PLI (원)평균	T/F-test
전체	9.11	29.99	9.86	38.11	90.41	37.82		2.02	-7.87e-09 (18.34)	
성별	남성	10.48	16.07	9.18	40.39	88.05	34.00	1.65	-0.006 (18.33)	-0.30
	여성	7.31	48.23	10.74	35.12	93.49	42.85	2.30	0.007 (18.35)	
연령	청년	3.52	24.34	5.91	33.19	90.74	23.65	1.61	-0.063 (18.15)	61.96***
	중장년	9.39	23.44	6.70	40.07	88.86	32.33	1.75	-0.020 (18.21)	
	노년	16.43	78.65	35.33	34.20	99.23	95.05	3.59	0.242 (19.43)	
학력	중학교 이하	23.28	70.87	24.08	40.69	98.04	75.81	3.34	0.434 (19.81)	212.94***
	고등학교	11.58	35.30	10.92	38.19	91.21	37.63	2.10	0.183 (19.01)	
	전문대학	4.41	17.89	5.60	34.19	87.34	19.85	1.45	-0.064 (18.10)	
	4년제 대학	2.81	12.06	3.71	38.76	87.03	29.09	1.36	-0.320 (17.23)	
	대학원 이상	2.67	11.41	5.34	40.29	91.95	38.83	1.47	-0.638 (16.35)	
고용 형태	정규직	1.70	12.54	5.11	38.22	85.99	22.28	1.31	-0.209 (17.56)	-28.82***
	비정규직	21.39	59.03	17.74	37.93	97.72	63.88	2.97	0.333 (19.63)	
기업 규모	300인 미만	8.74	31.51	8.92	38.43	96.09	32.78	1.97	0.097 (18.65)	16.29***
	300인 이상	1.86	5.95	1.86	26.89	67.96	14.15	0.93	-0.385 (17.01)	

주) 객관적 조건의 6개 지표에 대해서는 해당 임금노동자의 상대적 비율을 표기한 것임; *** p<.001

4. 분석결과

1) 불안정 노동의 객관·주관 지수에 대한 영향요인 상이

불안정 노동의 객관적 상태와 주관적 인식이 어떠한 상호관계를 보이는지를 살펴보기에 앞

서 불안정 노동의 객관·주관 지수에 유의한 영향을 미치는 요인들을 비교해보았다. 불안정 노동의 객관·주관적 상태에 영향 미치는 요인으로는 임금노동자의 주요 인적 속성(예: 성별, 연령, 학력, 결혼관계, 거주지역)과 일자리 속성(예: 근속기간, 고용형태, 직장(사업체)규모, 산업, 직종)을 주된 변수로 포함시켜 O-PLI와 S-PLI 대상의 OLS 회귀분석을 실시하였다. [표 7]에서 제시하고 있는 회귀분석의 결과에서 무엇보다 특기할 점은 불안정 노동의 객관적 상태와 주관적 인식에 대해 여러 영향요인들이 작용하는 방식이 상이하다는 것이다. 물론, 근속기간·고용지위·사업체규모와 같은 일자리 속성요인들이 O-PLI와 S-PLI에 동일하게 영향을 미치는 것으로 드러나, 근속기간이 길거나 정규직이거나 대기업 소속일수록 불안정 노동의 객관·주관 양 측면에 부적(-)으로 작용하는 것으로 확인된다. 다른 한편으로, 인적 특성을 나타내는 모든 요인들, 구체적으로 성별·연령·학력·결혼관계·거주지역은 O-PLI와 S-PLI에 상이하게 영향을 미치는 것으로 분석되고 있다.

[표 7] 객관·주관적 불안정노동지수에 대한 영향요인 비교

		객관적 불안정노동지수(O-PLI)		주관적 불안정노동지수(S-PLI)	
		Model 1		Model 2	
		B	S.E	B	S.E
성별(남성 기준)	여성	0.345***	0.029	-0.010	0.026
연령		-0.069***	0.007	0.018**	0.006
연령제곱		0.001***	0.000	-0.000**	0.000
학력(고등학교 기준)	중학교 이하	0.272***	0.046	0.259***	0.049
	전문 대학	-0.202***	0.036	0.182***	0.031
	4년제 대학	-0.129***	0.034	0.109**	0.033
	대학원 이상	0.189**	0.066	-0.126*	0.056
결혼관계 (기혼유배우 기준)	미혼	0.026	0.037	0.191***	0.033
	이혼/별거/사별	0.192***	0.044	0.029	0.039
거주지역(수도권 기준)	비수도권	0.036	0.024	-0.254***	0.022
근속기간(로그값)		-0.046***	0.010	-0.026**	0.010
고용지위(정규직 기준)	비정규직	0.838***	0.029	0.310***	0.026
사업체규모 (300인 이상 기준)	300인 미만	0.515***	0.033	0.257***	0.029
상수항		2.128***	0.176	-0.799***	0.155
N		7,016		7,050	
F		179.91***		45.61***	
Adj. R ²		0.4570		0.1728	

주) * p<.05, ** p<.01, *** p<.001; 11개 산업(제조업 기준)과 9개 직종(사무직 기준) 통제변수의 분석결과를 생략하였음.

성별의 경우, O-PLI에 있어 여성이 남성보다 통계적으로 유의한 수준에서 크게 불안정한 상황(+0.354^{***})에 놓여 있는 반면, S-PLI에 대해서는 남녀 간의 차이가 없을 뿐 아니라 여성의 회귀계수가 통계적으로 유의치 않은 수준에서 부적(-0.010) 방향을 보여주는 것이 특기할 만하다. 다시 말해, 불안정 노동의 객관적 상태에 있어 여성이 남성보다 현저히 더욱 불안정한 상황에 놓여 있음에도 불구하고, 자신의 노동상황에 대한 주관적 평가에서는 성별 간 차이가 존재치 않는 가운데 심지어 여성이 남성보다 좀 더 만족스런 심리태도를 가질 개연성(통계적 확률이 낮긴 하지만)이 확인되고 있다. 하는 일의 높은 객관적 불안정성과 낮은 주관적 불안정성을 나타내는 여성 노동자들의 모순적인 상황에 대해서는 그들의 주변적인 노동시장 지위를 반영함과 동시에 가부장적인 사회문화 속에서 자신의 노동에 대해 그들이 내면화하고 있는 낮은 기대수준을 드러내는 것으로 이해해볼 수 있다.

O-PLI와 S-PLI에 대해 연령이 미치는 영향을 살펴보면, 공통적으로 통계적으로 유의한 수준에서 비선형적 관계를 갖고 있으나 정반대의 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 불안정 노동의 객관적 조건에 대해 연령제곱이 정적(+)인 영향으로 작용한다는 점에서 연령이 증가할수록 그 불안정성이 감소하다가 특정 연령이 지나면서 증가하는 U자형 커브의 패턴을 보여준다. 반면, 불안정 노동의 주관적 인식은 연령제곱의 부적(-)효과를 가진다는 점에서 주관적 불안정성에 대한 '역U자' 커브 형태의 연령효과가 확인된다. 객관적 노동조건에 있어 사회이행기의 청년층 그리고, 특히 여의치 않은 노후생활에 시달리는 노년층에 비해 주력 노동인구집단(primary workforce)인 장년 및 중년의 연령층에서 노동 안정성이 높게 형성된다는 점은 노동시장연구에서 익히 알려진 사실을 재확인하고 있다. 그런데, 주관적 인식의 경우에는 대략 60대 후반까지 연령 상승과 더불어 그 불안정 심리가 증가하다가 그 이상의 초고령시기에 접어들면서 하락하는 것으로 확인되어 청년층부터 장년·중년층 그리고 노년층 초반에 이르기까지 연령이 높아질수록 주관적 불안정성이 더욱 심화되고 있다는 점을 밝히고 있다. 다시 말해, 연령층별 일자리의 객관적 조건/질 차이와 관계없이 고령 시점까지 연령층 상승에 따라 자신의 일에 대해 부정적인 태도가 늘어나는 것으로 확인된다. 이같이 연령단계별 주관적 불안정 인식의 악화가 발생하는 것에 대해 연령 상승에 따른 심리적 약화 현상으로 이해될 수도 있으나, 하나의 가설적 설명으로 노동시장 활동경험의 누적에 따른 심리적 마모효과(psychological abrasion effect)를 제기해볼 수 있을텐데, 이에 대한 추후 논증이 필요하겠다.

학력변수의 상이한 영향을 살펴보면, O-PLI에 대해 중학교 이하의 저학력과 대학원 이상의 최고 학력은 정적(+) 관계를 보이는 반면, 전문대와 4년제 대학의 경우 부적(-) 방향으로 작용하고 있다. S-PLI의 대해서는 중졸 이하로부터 전문대와 4년제 대학의 학력까지 주관적 불안정에 대해 정적(+)인 영향을 미치긴 하지만 그 강도가 약화되었으며, 대학원 이상의 고학력자 집단에

는 부적(-) 영향이 확인되고 있다. 종합해보면, 불안정 노동의 객관적 상태에 대해 미치는 학력의 영향은 중졸 이하의 저학력과 대학원 이상의 고학력에서 그 불안정성이 상승하고 전문대와 4년제 대학의 학력에서 감소한다는 점에서 'U자' 형태의 비선형관계로 밝혀지는 반면, 주관적 인식태도의 경우에는 중학교부터 대학원 이상에 이르기까지 학력이 높아질수록 그 불안정 심리가 완화되는 반비례의 선형관계로 확인된다. 또한, 불안정 노동의 객관적 상태와 주관적 인식에 대한 학력의 효과를 종합해보면, 그 학력 수준에 따라 상이하게 나타나는 것이 특징일 만하다. 중학교 이하의 저학력자 집단에는 불안정 노동의 객관적 상태와 주관적 인식이 일관되게 정적(+) 관계, 즉 높은 불안정성을 보이고 있다. 반면, 전문대와 4년제 대학의 경우 객관적 불안정이 낮지만 주관적 불안정을 높게 드러내는 한편, 대학원 이상의 고학력자 집단에서는 그 정반대로 높은 객관적 불안정성과 낮은 주관적 불안정을 나타내고 있다. 학력 효과에 대한 분석결과를 요약해보면, (첫째) (중졸 이하의) 저학력이 노동시장의 취약한 지위와 그에 따른 불안정한 심리태도로 귀결된다는 점, (둘째) 전문대와 4년제 대학의 고학력자들은 현재 수행하는 일의 객관적인 조건이 상대적으로 양호한 편이지만 일의 주관적 불만을 높게 표출하여 불안정 노동의 객관·주관 괴리를 드러내고 있다는 점, 그리고 (셋째) 대학원 이상의 고학력자들은 객관적 불안정성과 주관적 안정성을 보여주어 역방향의 괴리를 나타내고 있다는 점으로 정리된다. 전문대·4년제 대학과 대학원 이상의 상반된 학력효과에 대해서는 후자 집단의 경우 그들의 취업조건이 전자에 비해 취약한 상태에 놓여 있지만, 석박사 학위를 요구하는 전문직종의 미래 발전가능성에 대한 기대심리가 작용하며 주관적 만족도를 높여주는 것으로 논의해볼 수 있다. 반면, 전문대와 4년제 대학의 학력자들은 상대적으로 안정적인 노동조건을 확보하고 있지만, 현재 일자리의 질에 대해 불만스럽게 생각하는 그들의 주관적 심리태도를 확인할 수 있어 이들 고학력집단에서 노동 불안정성에 대한 객관-주관의 부조응 경향을 보여주는 것이 특징일 만하다.

결혼관계의 영향에 있어서는 통계적으로 유의한 수준의 분석결과로서 이혼·별거·사별에 해당되는 기혼 무배우자 집단의 경우 하는 일의 객관적 불안정성이 현저히 높은 한편, 미혼자 집단에서 주관적 불안감 또는 불만이 크게 표출되는 것으로 드러났다. 이같은 분석결과는 이혼·별거·사별로 인한 기혼 무배우자들이 주변 노동시장의 일자리에 종사할 가능성이 높다는 점과 결혼 이전의 미혼자들이 기혼자와 비교하여 자신의 일에 대해 불안정 심리태도를 높게 갖고 있다는 점을 밝혀내는 것으로 결혼관계가 노동자 삶의 주·객관적 측면에 작용하는 인과메커니즘에 대해 흥미로운 시사점을 던져주고 있다. 끝으로, 수도권과 비수도권의 거주지역 차이는 O-PLI에 대해 통계적으로 유의하게 작용치 않았으나, S-PLI에 대해 비수도권의 거주자들이 더 높은 주관적 안정성을 가지는 것으로 분석되고 있다. 객관적인 노동조건이 거주지역에 따라 큰 차이 없음에도 불구하고 수도권 거주자 집단이 보여주는 상대적으로 높은 불안정의 주관적 심

리태도는 수도권외의 우월한 정주생활여건에도 불구하고 그 생활유지를 위한 경제적 압박감 및 밀집생활 스트레스가 크게 작용하여 비롯되는 것이라 이해해볼 수 있다.

2) 불안정 노동의 주관적 인식에 대한 객관적 조건의 복합적인 영향⁸⁾

[표 8]에서는 불안정 노동의 주관적 인식(S-PLI)에 대해 객관적 불안정이 미치는 영향 그리고 개인·일자리 속성변인들과의 조절효과(moderating effect)를 살펴보는 다변량 회귀분석의 결과를 제시하고 있다. (모델 3-1)에서는 불안정 노동의 주관적 인식에 대해 객관적 불안정이 통계적으로 유의하게 정(+)적인 영향을 미치지만, O-PLI 제공의 유의치 못함이 확인되어 비선형 관계가 존재치 않은 것을 보여준다. 다시 말해, 객관적 노동조건들이 불안정해질수록, 그에 정비례해서 주관적 불안정이 증대한다는 상호관계를 분명히 확인하고 있다. (모델 3-2)~(모델 3-4)에서는 S-PLI를 대상으로 O-PLI가 개인과 일자리의 주요 속성변인들과 상호작용하여 미치는 영향에 대한 회귀분석의 결과를 제시한다. 주관적 불안정에 대해 객관적 불안정성이 비정규직과 중소기업(300인 미만) 소속과 상호작용하는 조절효과는 통계적으로 유의치 않은 것으로 분석되고 있다.⁹⁾ 반면, 불안정 노동의 주관적 인식에 대해 객관적 불안정과 여성의 조절효과는 통계적으로 유의한 것으로 드러났다. 이같은 분석결과는 객관적 불안정이 늘어날수록 남성에 비해 여성이 주관적 불안정을 덜 느낀다는 점을 밝혀주고 있다. 실제, [그림 2]에서 보여주듯이 객관적 불안정이 늘어남에 따라 주관적 불안정의 증가폭이 남성과 비교하여 여성에게 더 완만한 것이 확인된다. 이는 불안정 노동의 객관적 상태에서 남성에 비해 보다 열악한 지위에 놓여 있는 여성들이 주관적 불안정에서는 오히려 더 둔감한 태도를 갖고 있다는 점을 분명히 보여준다. 하는 일의 객관적 불안정에 더욱 심각한 조건을 갖고 있는 여성들이 그 노동에 대해 주관적으로 덜 불안정한 인식을 보이는 것은 그만큼 노동시장에서 차별과 배제의 주된 대상으로 자리

8) 이번 연구에서 활용되는 2020년 조사자료에 대해 COVID-19의 질병재난으로 고용여건에 막대한 영향을 준 외생적 사건의 발생을 유의하여 기존 차수와의 비교 필요성을 제기한 심사자의 지적에 따라 2019년 조사자료를 동일한 방법으로 O-PLI와 S-PLI 그리고 통제·조절변수들을 가공하여 S-PLI에 대한 회귀모형의 분석을 실시하였으며, 그 분석결과는 거의 대동소이한 것으로 확인되었다. 다만, 상이한 분석결과로는 (1) O-PLI x 300인미만 사업체가 2020년에 통계적 유의성이 없는 정적(+) 영향을 보여주었으나, 2019년에는 통계적 유의한 부적(-) 효과를 갖는 것으로 드러났으며, (2) 중학교 이하의 저학력집단에서 2019년과 2020년 공통적으로 정적(+) 효과를 나타내고 있지만 2019년에서만 통계적으로 유의한 것으로 확인된다. 300인 이상 사업체 종사자의 경우 COVID-19 상황 하에 대기업보호효과를 경험하면서 객관-주관 사이 괴리가 상쇄된 것으로 보인다. 이상의 결과는 COVID-19의 외생적 사건이 주관적 불안정성에 대한 기업규모의 조절효과 및 저학력(중학교 미만의)의 효과를 완화·억제하는 영향을 미치는 것으로 추정해 볼 수 있다. 2019년의 회귀분석 결과는 <부록>으로 첨부한다.

9) 연령 더미변수(청년·장중년·노년), 학력 더미변수, 결혼관계 더미변수에 대해 O-PLI와의 조절효과 여부를 확인하기 위한 분석모형을 추가하여 검토하였으나 모두 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않아 생략하였음을 밝혀둔다.

매김될 가능성이 높은 여성들이 불안정한 취업 경험과 가계보조의 성역할 규범을 내면화하면서 안정적 일자리에 대한 기대수준을 낮추고 있기 때문으로 설명해볼 수 있다.¹⁰⁾ 반면, 남성들은 객관적 노동조건이 더 안정적임에도 불구하고 여성보다 주관적 불안정의 인식태도가 가파르게 늘어나는 것은 그들의 가부장적인 역할이 여전히 강조되는 한국 사회에서 객관적 노동조건이 불안정이 늘어날수록 자신의 일에 대한 심리적 만족도와 자신감의 상실이 크게 증폭되어 표출되고 있다는 점을 분명히 보여준다. 아울러, 성별과 결혼관계를 교차시켜 분석해봐도, [그림 2]에서 예시하듯이 객관적 불안정의 확대에 따라 미혼 남성과 기혼 남성이 미혼 여성과 기혼 여성에 비해 각각 더욱 크게 늘어나는 주관적 불안정에 사로잡혀 있다는 점은 남성들에게 전체적으로 심각한 불안심리가 증폭되어 표출되고 있음을 선명하게 드러내고 있다.

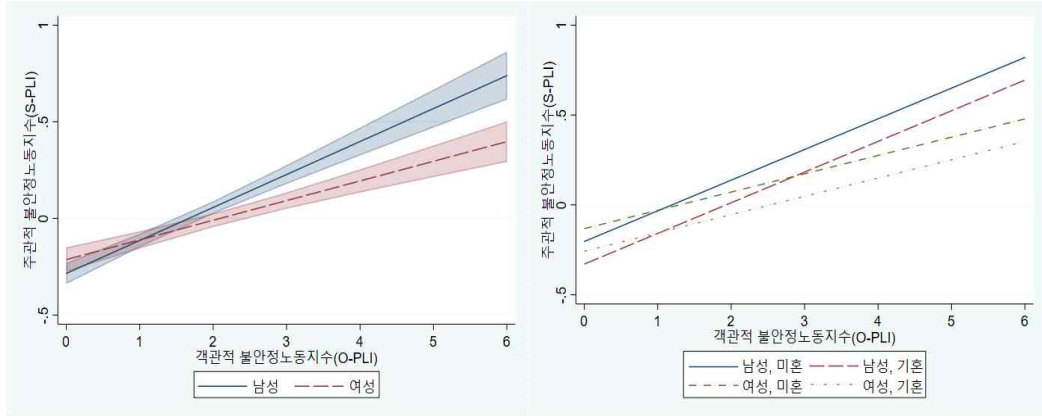
[표 8] 주관적 불안정노동지수에 대한 회귀분석 결과(2020년)

		주관적 불안정노동지수(S-PLI)							
		Model 3-1		Model 3-2		Model 3-3		Model 3-4	
		B	S.E	B	S.E	B	S.E	B	S.E
O-PLI		0.089**	0.031	0.171***	0.014	0.134***	0.015	0.095**	0.029
O-PLI 제곱		0.009	0.006						
O-PLI x 여성				-0.069***	0.017				
O-PLI x 비정규직						0.001	0.019		
O-PLI x 300인 미만								0.044	0.030
성별(남성 기준)	여성	-0.057*	0.026	0.072 [†]	0.041	-0.058*	0.026	-0.058*	0.026
연령		0.025***	0.006	0.026***	0.006	0.025***	0.006	0.025***	0.006
연령제곱		-0.000***	0.000	-0.000***	0.000	-0.000***	0.000	-0.000***	0.000
학력(고등학교 기준)	중학교 이하	0.034	0.041	0.040	0.041	0.035	0.041	0.034	0.041
	전문 대학	-0.042	0.032	-0.036	0.032	-0.041	0.032	-0.042	0.032
	4년제 대학	-0.163***	0.030	-0.158***	0.030	-0.162***	0.030	-0.162***	0.030
	대학원 이상	-0.327***	0.059	-0.329***	0.059	-0.330***	0.059	-0.329***	0.059
혼인(기혼유배우 기준)	미혼	0.185***	0.033	0.174***	0.033	0.186***	0.033	0.185***	0.033
	이혼/별거/사별	-0.004	0.039	0.007	0.039	0.000	0.039	-0.001	0.039
거주지역(수도권 기준)	비수도권	-0.264***	0.021	-0.261***	0.021	-0.263***	0.021	-0.264***	0.021
근속기간(로그값)		-0.020*	0.009	-0.020*	0.009	-0.019*	0.009	-0.020*	0.009
고용지위(정규직 기준)	비정규직	0.195***	0.028	0.199***	0.027	0.196***	0.048	0.198***	0.027
사업체규모(300인 이상 기준)	300인 미만	0.199***	0.030	0.181***	0.030	0.189***	0.030	0.142**	0.044
	상수항	-0.834***	0.158	-0.916***	0.158	-0.857***	0.158	-0.822***	0.159
N		7,011		7,011		7,011		7,011	
F		48.51***		49.00***		48.42***		48.49***	
Adj. R ²		0.1917		0.1933		0.1914		0.1917	

주) [†] p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001; 11개 산업(제조업 기준)과 9개 직종(사무직 기준) 통제변수들의 분석결과를 제외함.

10) 여성의 낮은 기대수준에 대한 좀 더 생생한 예로서는 자신 및 자녀의 생계부양을 책임져야 하는 이혼여성들이 '타치는 대로' 일을 찾아 취약한 노동조건을 문제시 않는 낮은 자존감을 내면화하고 있다는 점을 손꼽을 수 있다(김정현, 2011). 비정규직 여성들이 남성뿐 아니라 정규직 여성에 비해 자신의 일에 대해 높은 긍정적인 평가를 하는 것도 비슷한 맥락으로 이해될 수 있다(이병훈, 2017).

[그림 2] 주관적 불안정 노동에 대한 객관적 불안정과 성별의 조절효과 예시



5. 맺음말

이번 연구에서는 불안정 노동의 객관적 상태와 주관적 인식에 대해 이들 측면의 상호관계를 규명하는 시론적인 분석을 진행하였다. 불안정 노동의 다차원성을 고려하여 객관적 상태에 대해 헤도닉 가중치의 산출방식을, 그리고 주관적 인식에 대해서는 요인분석의 가중치 산출방식을 각각 적용하여 객관적·주관적 불안정노동지수(O-PLI & S-PLI)를 측정하여 양 측면의 상호관계 분석에 활용하였다.

2020년 한국노동패널조사자료의 임금노동자 표본을 대상으로 불안정 노동의 양면성을 검토한 분석의 결과로부터 도출되는 주요 논점을 정리해보면 다음과 같다. 우선, 불안정 노동의 객관적 상태와 주관적 인식은 정비례의 상호관계를 갖는 것으로 확인되었다. 이는 O-PLI에 대한 S-PLI의 유의한 정적(+) 영향을 보여주는 회귀분석 결과를 통해 뒷받침된다. 다만, 두 지수 간의 다소 낮은 상관계수($r = +0.3270, p < .001$)로부터 그 상호관계의 강도가 그리 높지 않은 수준이었음에 유의할 필요 있다. 하지만, 객관·주관의 불안정성을 초래하는 영향요인들이 일치하는 동조적 효과(isomorphic effect)의 조응관계를 보여주는 것은 아니라는 점이 분명해졌다.

둘째, 불안정 노동의 양 측면 사이에 일정하게 존재하는 괴리 또는 부조응의 관계는 객관적 불안정과 주관적 불안정에 대한 영향요인들의 상이한 작동방식에서 확인된다. 성별·연령·학력·결혼관계·거주지역 등의 개인적 속성변수들이 불안정 노동의 객관적 상태와 주관적 인식에 영향 미치는 방식이 상이하다는 점이 드러났다. 좀 더 구체적으로 특기할 만한 분석결과로는 (1) 객관적 불안정의 높은 수준을 보이는 여성들이 주관적 불안정에 대해서는 남성과 별 차이를

나타내지 않으며, 오히려 객관적 불안정이 높아질수록 남성의 주관적 불안정이 여성보다 더욱 심각해진다는 점, (2) 불안정 노동의 객관·주관 측면에 대한 연령의 영향이 정반대의 비선형적 관계- O-PLI의 U자 커브와 S-PLI의 역U자 커브 -를 보여주고 있다는 점, (3) 불안정 노동에 대한 학력의 효과에서도 전문대와 4년제 대학의 학력집단이 낮은 객관적 불안정과 높은 주관적 불안정을 나타내는 한편, 대학원 이상 고학력자의 경우 정반대로 객관적 불안정이 높고 주관적 불안정이 낮다는 점, (4) 거주지역의 경우에는 비수도권이 수도권에 비해 (객관적 불안정에 별 차이 없지만) 주관적 불안정을 낮춰주는 영향을 보인다는 점을 손꼽을 수 있다. 또한, 불안정 노동의 주관적 인식태도에 대해 성별(여성)이 객관적 조건과 부적(-)인 조절효과를 보인다는 점이 주목할 만한 분석결과이다. 이는 안정적인 노동조건에 놓인 남성들이 불안정한 노동조건에 여성들에 비해 더 높은 불안정 심리태도를 보일 뿐 아니라 객관적 노동조건에 불안정성이 높아질수록 그들의 주관적 불안정성이 상대적으로 더욱 심각해진다는 점을 밝히고 있다. 이같이, 노동 불안정의 객관적 상태와 주관적 인식에 대해 성별을 비롯한 연령·학력·결혼관계·거주지역과 같은 개인적 속성이 미치는 영향이 상이하게 작용하고 있다는 점에서 불안정성의 객관·주관 측면이 반드시 일치되는 동조적 관계(synchronized relationship)를 갖는 것은 아니라는 점을 드러내고 있는 만큼, 향후 연구에서 그 양측면의 괴리/부조응에 대한 배경이유가 충실히 논구될 필요가 있겠다.

셋째, 불안정 노동의 객관·주관 측면에 대해 일자리 속성요인들은 동일한 방향의 영향을 미치고 있는 것으로 분석되고 있다. 구체적으로, 객관적·주관적 불안정이 근속기간이 길수록 줄어들고, 비정규직과 중소기업체 소속의 경우 늘어나는 공통의 경향을 보여주고 있다. 이같이, 불안정 노동의 양 측면에 대해 주요 일자리 속성들이 동조적인 조응관계를 낳고 있다는 점에서 상충적인 상호관계를 유발하는 개인적 속성들과 대조된다. 이처럼, 불안정 노동의 객관적 상태와 주관적 인식에 대해 임금노동자들이 갖춘 인적 속성과 그들의 일자리가 가진 특성이 상이하게 작용하는 배경 원인을 밝혀내는 것은 불안정시대 노동시장의 작동원리를 심층적으로 논구하기 위한 중요 연구과제로 꼽을 수 있을 것이다.

■ 참고문헌 ■

- 김영아 & Bonneuil, N. (2019). 불안정 고용의 동태적 분석- 주관적 불안정성을 중심으로. 한국노동연구원.
- 김정현 (2012). 저소득 이혼여성의 빈곤화과정: 가족제도와 노동시장에서의 사회적 배제 경험을 중심으로. 한국가족복지학. 38. 69-102.
- 김정훈, 김을식, 이다겸 (2016). 소득·자산기반 증산층 측정 및 계층이동 결정요인에 관한 연구. 재정학연구. 9(3). 157-192.
- 불안정노동연구 모임 (2000). 신자유주의와 노동의 위기: 불안정노동 연구. 서울: 문화과학사.
- 신경아 (2019). 노동의 불안정성과 젠더. 페미니즘 연구. 19(1). 173-206.
- 윤희숙 (2013). 증산층 현황에 대한 다면적 분석과 증산층 확대전략에의 시사점. KDI 경제전망. 30(1). 35-51.
- 이병훈 (2017). 기회불평등에 대한 국민 인식태도의 인과분석. 한국사회정책. 24(2). 157-179.
- 이병훈, 김은경, 송리라 (2022). 헤도닉 가중치 및 불안정 강도를 활용한 불안정 노동의 다차원 분석. 한국사회정책. 29(1). 49-77.
- 이병훈, 윤정향, 김종진, 강은애 (2008). 양극화시대의 일하는 사람들: 환경미화원에서 변리사까지. 서울: 창비.
- 이승윤, 백승호, 김윤영 (2017). 한국의 불안정 노동자. 서울: 후마니타스.
- 채석진 (2016). 테크놀로지, 노동, 그리고 삶의 취약성. 한국언론정보학보. 79. 226-259.
- 최혜지, 정은수 (2018a). 고령 노동자의 불안정 노동과 삶의 질. 사회과학연구. 25(2). 217-237.
- _____ (2018b). 프레카리아트화와 중고령 임금노동자의 정신건강. 비판사회정책. 60. 385-420.
- Alberti, G., Bessa, I., Hardy, K., Trappmann, V. & Umney, C. (2018). In, against and beyond precarity: work in insecure times. Work, Employment and Society. 32. 447-57.
- Armano, E., Bove, A., & Murgia, A. (2017). *Mapping precariousness, labour insecurity and uncertain livelihoods: Subjectivities and resistance*. London: Routledge.
- Arnold, D., & Bongiovi, J. R. (2013). Precarious, informalizing, and flexible work: Transforming concepts and understandings. American Behavioral Scientist. 57(3). 289-308.
- Barbier, J. (2011). Employment precariousness in a European cross-national perspective: A sociological review of thirty years of research. Centre d'Economie de la Sorbonne. (<https://halshs.archivesouvertes.fr/halshs-00654370/en/>).
- Bourdieu, P. (1963). *Travail et travailleurs en Algérie*. Paris: Mouton et Co.
- Broughton, A., Green, M., Rickard, C., Swift, S., Eichhorst, W., Tobsch, V., Magda, I., Lewandowski, P., Keister, R., Jonaviciene, D., Martín, N., Valsamis, D., & Tros, F. (2016). Precarious employment in Europe. European Parliament.
- Casas-Cortes, M. (2016). A geneology of precarity: a toolbox for rearticulating fragmented social realities in and out of the workplace. In Schierup, C., & Jorgensen, M. (eds.). *Politics of precarity: Migrant conditions, struggles and experiences*. Boston: Brill. 30-51.
- Choonara, J. (2019). *Insecurity, precarious work and labour markets*. Switzerland: Palgrave Macmillan.

- Della Porta, D., Hanninen, S., Siisiainen, M., & Silvasti, T. (2015). The precarization effect. In Della Porta, D., Silvasti, T., Hänninen, S., & Siisiäinen, M. (eds). *The new social division: Making and unmaking precariousness*. New York: Palgrave Macmillan.
- Doogan, K. (2009). *New capitalism? The transformation of work*. Cambridge: Polity Press.
- _____. (2015). Precarity – Minority condition or majority experience. In della Porta, D., Silvasti, T., Hänninen, S. & Siisiäinen, M. (eds.). *The new social division*. Basingstoke: Palgrave Macmillan. 43–62.
- Dörre, K. (2014). Precarity and social disintegration: A relational concept. *Journal Für Entwicklungspolitik*, 30(4). 69–89.
- Fullerton, A. & Wallace, M. (2005). Traversing the flexible turn: U.S. workers' perceptions of job security, 1977–2002. *Social Science Research*. 36. 201–221.
- Gallie, Du. (2007). *Employment regimes and the quality of work*. New York: Oxford University Press.
- García-Pérez, C., Prieto-Alaizb, M., & Simón H. (2017). A new multidimensional approach to measuring precarious employment. *Social Indicators Research*. 134(2). 437–454.
- _____. (2020). Multidimensional measurement of precarious employment using hedonic weights: Evidence from Spain. *Journal of Business Research*. 113. 348–359.
- Hewison, K. (2016). Precarious work. In Edgell, S., Gottfried, H., & Granter, E. (eds). *The Sage handbook of the sociology of work and employment*. London: Sage.
- ILO (2016). *Non-standard employment around the world: Understanding challenges, shaping prospects*. Geneva: ILO.
- Kalleberg, A. L., & Vallas, S. P. (2017). Probing precarious work: theory, research, and politics. *Research in the Sociology of Work*. 31. 1–30.
- Kalleberg, A. L. (2011). *Good jobs bad jobs: The rise of polarized and precarious employment systems in the United States, 1970s to 2000s*. New York: Russell Sage Foundation.
- Kalleberg, A., Hewison, K., & Shin, K. (2021). *Precarious Asia: Global capitalism, political economy, and work in Japan, South Korea, and Indonesia*. New York: Stanford University Press.
- Masquelier, C. (2019). Bourdieu, Foucault and the politics of precarity. *Distinktion: Journal of Social Theory*. 20(2). 135–155.
- Mitropoulos, A. (2006). Precari-Us?. *Mute* 1(29). (www.metamute.org/editorial/articles/precari-us).
- Munck, R. (2013). The precariat: A view from the South. *Third World Quarterly*. 34(5). 747–762.
- OECD (2008). *Handbook on constructing composite indicators: Methodology and user guide*. Paris: OECD publishing.
- Rogers, G., & Rogers, J. (1989). *Precarious jobs in labour market regulation: the growth of atypical employment in Western Europe*. Geneva: International Institute for Labour Studies.
- Schierup, C., & Jørgensen, M. (2016). Politics of precarity: Migrant conditions, struggles and experiences. *Critical Sociology*. 42(7–8). 947–958.
- Vallas, S., & Prener, C. (2012). Dualism, job polarization, and the social construction of precarious work. *Work and Occupations*. 39(4). 331–353.

Van der Linden, M. (2014). San precario: a new inspiration for labor historians. *Labor: Studies in Working-class History*. 11(1). 9-21.

[부록] 주관적 불안정노동지수에 대한 회귀분석 결과(2019년)

	주관적 불안정노동지수(S-PLI)							
	Model 3-1		Model 3-2		Model 3-3		Model 3-4	
	B	S.E	B	S.E	B	S.E	B	S.E
O-PLI	0.1547***	0.0358	0.186***	0.015	0.151***	0.018	0.223***	0.032
O-PLI 제곱	-0.0054	0.0079						
O-PLI x 여성			-0.106***	0.019				
O-PLI x 비정규직					-0.031	0.022		
O-PLI x 300인 미만							-0.099**	0.032
성별(남성 기준) 여성	-0.0915***	0.0257	0.053	0.036	-0.092***	0.026	-0.093***	0.026
연령	0.0313***	0.0063	0.033***	0.006	0.031***	0.006	0.031***	0.006
연령제곱	-0.0003***	0.0001	0.000***	0.000	0.000***	0.000	0.000***	0.000
학력(고등학교 기준)								
중학교 이하	0.0961*	0.0400	0.103*	0.040	0.099*	0.040	0.101*	0.040
전문 대학	-0.0513	0.0322	-0.048	0.032	-0.052	0.032	-0.052	0.032
4년제 대학	-0.1945***	0.0307	-0.191***	0.031	-0.194***	0.031	-0.194***	0.031
대학원 이상	-0.4248***	0.0588	-0.421***	0.059	-0.425***	0.059	-0.427***	0.059
혼인(기혼유배우 기준)								
미혼	0.1889***	0.0333	0.174***	0.033	0.187***	0.033	0.186***	0.033
이혼/별거/사별	0.0222	0.0400	0.028	0.040	0.022	0.040	0.023	0.040
거주지역(수도권 기준)								
비수도권	-0.1526***	0.0215	-0.148***	0.021	-0.153***	0.022	-0.152***	0.022
근속기간(로그값)	-0.0332***	0.0092	-0.036***	0.009	-0.033***	0.009	-0.032**	0.009
고용지위(정규직 기준)								
비정규직	0.1646***	0.0277	0.163***	0.028	0.211***	0.042	0.162***	0.028
사업체규모(300인 이상 기준)								
300인 미만	0.2108***	0.0294	0.205***	0.029	0.209***	0.029	0.286***	0.037
상수항	-0.8996***	0.1547	-0.958***	0.154	-0.893***	0.154	-0.945***	0.155
N	7,294		7,294		7,294		7,294	
F	42.58***		43.68***		42.64***		42.89***	
Adj. R ²	0.1664		0.1700		0.1665		0.1674	

주) * p<.05, ** p<.01, *** p<.001; 11개 산업(제조업 기준)과 9개 직종(사무직 기준) 통제변수들의 분석결과를 제외함.

Abstract

The Ambilaterality of Precarious Labor in South Korea: Focused Analysis on the Inter-relationship between the Objective and Subjective Labor Precarity

Byoung-Hoon Lee* · Eunkyung Kim** · Hanna Kim***

This study examines the inter-relationship between the objective and subjective facets as the ambilaterality of labor precarity, by using the wage workforce data of Korea Labor Institute Panel Survey collected in 2020. In light that precarious labor consists of multiple dimensions such as uncertainty of job, insufficiency of income, vulnerability of working conditions, and insecurity of social protection, we apply hedonic regression and factor analysis for measuring weights of precarious labor indicators and producing the Objective and Subjective Precarious Labor Indexes (O-PLI & S-PLI). Our empirical analysis finds that the objective state and subjective perception of precarious labor are to some extent inter-related, but hardly have a synchronized relationship. The non-synchronize gap between the objective state and subjective perception of precarious labor is observed in the differing mechanism of how causal factors affect the two facets. Individual characteristics, in terms of gender, age, education, marriage, and residential region, have significant effects over precarious labor between the objective and subjective facets in the different way. In contrast, job attributes, such as tenures, employment type and firm size, have isomorphic effects on both objective state and subjective perception of precarious labor.

Keywords: labor precaritization, ambilaterality of precarious labor, objective labor precarity, subjective labor precarity, multidimensional weights analysis

◆ 2022. 7. 31. 접수 / 2022. 8. 26. 1차수정 / 2022. 9. 11. 게재확정

* Chung-Ang University, Department of Sociology (bhlee@cau.ac.kr)

** Chung-Ang University, Department of Sociology (witheunk@gmail.com)

*** Chung-Ang University, Department of Sociology (gkssk4300@gmail.com)