

노동정책연구
2024. 제24권 제1호 pp.31~55
한국노동연구원
<http://doi.org/10.22914/jlp.2024.24.1.002>

연구논문

임금근로자의 노조도구성 인식에 관한 연구 : 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자를 중심으로

최은영*

본 연구는 한국노동연구원의 한국노동패널조사(KLIPS) 9차(2006년)~24차(2021년) 데이터를 이용하여 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자를 중심으로 노동조합 도구성 인식을 추정하였다. 분석방법은 확률효과모형(RE)과 고정효과모형(FE)의 패널 선형회귀분석이다. 추정결과, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자의 노조도구성 인식은 정규직, 30인 이상 기업 근로자보다 낮게 나타났다. 비정규직은 정규직보다 임금인상에 대한 노조도구성 인식이 2.2% 낮게 나타났고, 30인 미만 기업 근로자는 30인 이상 기업 근로자보다 고용안정에 대한 노조도구성 인식이 2.0% 낮게 나타났다. 이러한 결과는 비정규직, 30인 미만 기업 근로자들이 노동조합을 통해 기업과 교섭할 수 있는 권리를 가지고 있어야 노조도구성 인식이 형성될 수 있는데, 그것이 불가능하다고 여겨지기 때문이다. 따라서 노동조합은 사회적 책임을 가지고, 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자와 같은 노동 취약계층의 권익 보호와 근로조건 개선에 지속적인 관심을 가져야 할 것이다.

핵심용어 : 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자, 노동조합 도구성

논문접수일 : 2023년 8월 25일, 심사의뢰일 : 2023년 9월 4일, 심사완료일 : 2023년 11월 14일

* 경제사회노동위원회 전문위원(ey79choi@korea.kr)

I. 서론

한국의 노동조합은 정규직·대기업을 중심으로 한국노총과 민주노총의 양대 노총이 이끌고 있다. 한국의 노동조합조직률은 2021년 기준 14.2%로 임금근로자 중 대부분은 노동조합에 가입하지 않은 상태다. 2022년 경제활동인구조사에 따르면, 본인이 근무하는 사업장에 노동조합이 없는 임금근로자가 72.5%, 사업장에 노동조합이 있고, 가입대상이나 가입하지 않은 임금근로자도 8.3%에 달한다. 비정규직은 85.6%가 노동조합이 없는 사업장에서 근무하고 있고, 30인 미만 소규모 기업 노조조직률은 0.2%에 불과하다. 어수봉 외(2014)는 대기업, 공공부문에서 노조조직률이 높은 반면, 그 외 부분은 노조조직률이 낮고, 기업별 노동조합 중심이어서 소수의 조직 근로자만이 보호 수준이 높아 내부자-외부자 격차 및 이중구조화가 확대된다고 주장했다.

임금근로자들은 주관적으로 인식하는 근로조건이 상대적으로 열악하다고 판단될 때, 그리고 노조가 근로조건 개선에 도움이 된다고 인식할 때 노조원이 되기를 희망한다(정재우, 2015). 그리고 노동조합을 통한 편익이 노조참여의 비용보다 크다고 판단하면 노동조합에 대한 긍정적인 태도를 가질 수 있다(신민주·정홍준, 2022). 그러나 노동조합이 자신들의 임금인상과 고용안정과 같은 근로조건 개선에 도움이 되지 않는다고 판단하면 노동조합에 대한 부정적인 태도를 가질 수 있다. 이러한 노동조합에 대한 근로자들의 인식과 태도는 노동조합의 조직률과 함께 노동조합의 활동과 미래 노사관계를 예측할 수 있는 중요한 지표가 된다는 점에서 매우 중요하다(이영면 외, 2016).

이러한 맥락에서 본 연구는 한국노동연구원의 「한국노동패널조사(Korean Labor & Income Panel Study)」 데이터를 이용하여, 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자를 중심으로 노동조합 도구성(union instrumentality) 인식을 살펴봤다. 먼저, 지난 16년(2006~2021)간 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자의 노조 도구성 인식이 어떻게 변화하였는지 살펴보고, 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자와 같은 노동 취약계층을 중심으로 노조도구성 인식을 분석했다. 여기에서

30인 미만 기업 근로자는 기존 연구에서 분석하지 않은 기업규모 변수를 활용했다. 한국노동패널조사(KLIPS)의 기업규모 변수는 결측치가 많아 선행연구들에서 사용하기 어려웠지만, 그동안 데이터가 축적되어 본 연구에서는 분석이 가능했다¹⁾. 그리고 노조도구성 인식을 측정할 수 있는 세부 항목(부당한 대우 보호, 고용안정, 임금인상)에 대한 분석을 통해 노조도구성 인식에 대한 구체적인 내용을 살펴봤다. 이러한 분석은 중장년, 정규직, 대기업 중심의 노동조합에서 소외된 노동 취약 계층에 대한 연구로 노동조합의 역할과 책임에 대한 시사점을 얻을 수 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 이어지는 제II장에서는 노조도구성 인식에 관한 이론적 배경을 살펴보고, 청년, 비정규직, 소규모기업 근로자와 노조도구성에 대한 선행연구들을 검토한다. 제III장에서는 실증분석에 사용할 자료를 제시하고, 연구모형과 분석방법을 설명한다. 또한 65세 미만 임금근로자에 대한 기초통계량을 보여주고, 지난 16년(2006~2021년)간 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자의 노조도구성 인식 변화를 살펴본다. 제IV장에서는 65세 미만 임금근로자의 노조도구성 인식 추정결과를 확률효과모형과 고정효과모형으로 제시하고, 그 결과를 해석한다. 마지막 제V장에서는 연구의 정책적 함의를 제시한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구 검토

1. 노조도구성 인식에 관한 연구

근로자들은 노동조합 가입 이전에 노동조합의 효용성은 무엇인지, 나에게 어떠한 도움이 되는지를 먼저 생각한다(강경주·이영면, 2022). 이와 같이 근로자들은 노동조합에 대한 비용과 편익을 따져보고, 편익이 더 크다고 판단되면 가입을 고려할 것이다(Green and Auer, 2013). 이처럼 도구적 동기에 의해 근로자들이 판단하는 노동조합의 효용성을 노동조합 도구성(union instrumentality, 노조도구성)이라 하며, 노조도구성(수단성)은 경제적 효용성 이론과 같은 맥락으로 이해

1) 2014년 노동패널 학술대회에서 기업규모 변수를 사용하여 논문이 발표되었으나, 게재된 논문에서는 제외되었다(이영면 외, 2016).

되어 왔다(노용진·박우성, 2007, 배성현 외 2013).

노조도구성에 대한 근로자들의 인식은 임금인상이나 고용안정성 등 일반적으로 모든 근로자에게 중요하다고 인식되는 결과들을 확보할 수 있는 노조의 능력에 대한 인식 혹은 믿음을 의미한다(Sinclair and Tetrick, 1995). 다시 말하면, 노동조합이 근로자와 같은 비전과 생각을 공유하고 근로자의 근로조건을 유지 및 개선하는 데에 얼마나 유용한지에 대한 근로자들의 인식인 것이다(강경주·이영면, 2022). 이러한 노조도구성 인식이 생기는 가장 큰 이유는 노동조합이 사용자와 집단으로 교섭할 권리를 가지고 있어 회사의 부당노동행위나 노동조건을 개선하는 역할을 할 수 있기 때문이다(Kochan, 1979; 신민주·정홍준, 2022 재인용). 근로자들은 기업 내에서 고용불안이 높고, 노동시장에서 차별이 발생할수록 노동조합을 통해 이러한 문제들이 해결될 수 있길 바란다. 이는 개별 근로자들이 회사와 직접 교섭하는 것보다는 노동조합이라는 집단적인 이해대변 조직을 통해 교섭하는 것이 더 유리하다고 생각하기 때문이다(신민주·정홍준, 2022).

노조도구성 인식과 관련된 국내외 선행연구들은 노사관계 분야에서 많이 이루어졌다. 노조도구성과 노조가입(Charlwood, 2002), 노조몰입(Chan et al., 2004), 노조참여와 노조시민행동(Aryee and Chay, 2001)에 대한 연구가 진행되었고, 공공분야(Chan et al., 2004; 하미승 외, 2016), 금융서비스업(김형탁·이영면, 2019), 교육분야(Goeddeke and Kammeyer-Mueller, 2010)와 같이 특정 업종 및 분야의 근로자들을 대상으로 노조도구성을 연구한 논문들이 있다. Charlwood (2002)는 영국의 비노조 근로자를 대상으로 노조도구성에 대한 믿음과 노조 가입 의향 사이에는 매우 밀접한 관계가 있음을 증명했다. 그리고 비노조 육체노동자 중 28%는 '노조가 어떤 식으로든 직장을 더 좋게 만들 것이다'라고 했고, 57%는 '무관심했다'고 했다. Chan et al.(2004)은 홍콩 소방관을 대상으로 노조참여에 영향을 미치는 요인을 분석했는데, 직접적인 요인은 정서적 노조몰입이지만, 수단(도구)은 정서적 노동조합에 대한 헌신과 참여가 선행되어야 한다고 했다. Aryee and Chay(2001)는 싱가포르의 공공부문 조합원을 대상으로 한 연구에서 노조지원인식과 노조도구성이 노조시민행동을 중재하는 역할을 한다고 했으며, 하미승 외(2016)는 공무원들을 대상으로 공무원노조에 대한 인식, 조직몰입, 노사 간 관계 문화 등 인식·태도·문화 요인들이 노동조합의 도구적 효용성과 공익적 효과에 긍정적인 영향을 미친다고 밝혔다.

김형탁·이영면(2019)은 사무금융직 노조 간부를 대상으로 노조도구성 인식과 친노조태도는 모두 노조몰입과 노조참여에 유의미한 영향을 준다고 했다. 그리고 Goeddeke and Kammeyer-Mueller(2010)는 미국대학 교원의 노조지원에 대한 인식이 노조참여에 긍정적인 영향을 미치고, 노조도구성은 노조참여와 밀접하게 관련되어 있다고 밝혔다.

2. 청년, 비정규직, 소규모기업 근로자와 노조도구성에 관한 연구

청년, 비정규직, 소규모기업 근로자 등 노동시장 취약계층에 대한 노동조합의 역할과 기능은 매우 중요하다. 노동조합은 단체교섭과 같은 전통적인 노동조합 활동뿐만 아니라 취약 노동계층의 이해대변 기능을 수행할 수 있고, 사각지대에 있는 근로자들의 권익을 보호하고 복지 향상에 기여할 수 있다.

청년, 비정규직 근로자의 노조도구성에 대한 국내 연구들은 최근 들어 활발하게 이루어지고 있다(강경주·이영면, 2022; 박경원, 2014; 신민주·정홍준, 2022; 유진선, 2014; 이영면 외, 2016). 신민주·정홍준(2022)은 2019년 청년 세대들이 2006년 청년 세대들보다 노동시장에서 겪는 차별이나 고용 불안정성의 해결, 인간다운 삶을 위한 소득수준 확보, 불합리한 상황에 적극적으로 대응하기 위해 노동조합에 대한 수단성과 효과성을 높게 인식한다고 주장했다. 그리고 비정규직 역시 고용불안정 인식수준이 높기 때문에 노조수단성을 높게 인식한다고 주장했다. 반면, 유진선(2014)은 성인남녀 1,020명 중 청년세대와 중장년세대를 대상으로 노동조합에 대한 태도 결정요인을 분석한 결과, 청년세대 비정규직은 노조결성과 단체행동의 중요도가 낮고, 100인 이상 1,000인 이하 규모의 기업체에 종사하는 청년 노동자 집단은 노조활동가에 대한 신뢰도가 높다고 밝혔다.

박경원(2014)은 노조도구성 인식과 노조 가입의사의 관계를 정규직과 비정규직, 유노조 사업장과 무노조 사업장으로 나누어 살펴보았는데, 정규직과 비정규직 모두 노조도구성 인식은 노조 가입의사와 통계적으로 유의한 정(+)의 관계로 나타났다. 이영면 외(2016)는 2009년 이후 노조도구성 인식을 살펴보았는데, 비정규직 보다는 정규직이, 비조합원보다는 조합원의 노조도구성 인식이 높다고 했고, 강경주·이영면(2022) 연구에서는 여성, 비상용직, 제조업 집단에서 노조도구성 인식이 노조참여 의사를 예측하는 정도가 상대적으로 더 크게 나타났다고 밝혔다.

한편, 노동조합이 주로 기업별로 조직되는 환경하에서는 기업규모가 클수록 노동조합 가입 기회도 늘어난다. 한국의 노조조직률은 기업규모 간 격차가 명확히 존재하고, 30명 미만 사업장에서 노동조합 조직률은 0.2%에 불과하다(고용노동부, 2021). 노용진·박우성(2007)은 기업체 규모와 노동조합 가입 성향이 정(+)적인 관계에 있고, 유형근(2017)은 대기업에 비해 중소기업 노동자들이 노조에 대한 부정적 인식을 가질 확률이 더 높다고 주장했다. 반면, 정홍준(2012)은 규모가 작은 기업체에 근무하는 비정규노동자의 노조 참여의사가 300인 이상 대기업 노동자에 비해 더 크다는 사실을 밝혔다. 이는 영세기업 비정규노동자가 자신의 근로조건을 개선하기 위해 노동조합 가입을 더 원한다는 것으로 해석할 수 있다. 이와 같은 연구들은 기업규모가 근로자들의 노조가입성향에 미치는 영향에 대한 연구로, 기업규모가 직접적으로 노조도구성 인식에 미치는 영향에 대한 연구는 이루어지지 않았다.

지금까지 노동 취약계층의 노조도구성 인식 관련 연구는 주로 비정규직과 노조 미가입 근로자에 대해 분석했고, 최근 들어 청년에 주목하고 있다. 본 연구는 소규모기업 근로자를 포함하여, 상대적 노동 취약계층인 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자를 중심으로 노조도구성 인식에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 이를 통해, 취약근로자가 자신의 열악한 노동문제를 해결하기 위한 수단으로써 노동조합을 긍정적으로 인식하고 있는지 아니면 노동조합이 취약근로자들을 대표하고 있지 못한 상황에서 노동조합에 대한 부정적인 인식과 태도를 가지고 있는지를 확인해보고자 한다.

Ⅲ. 자료 및 연구방법

1. 분석자료

본 연구에서 활용한 자료는 한국노동패널조사(KLIPS) 2006년(9차)~2021년(24차) 개인 자료이다. 한국노동패널조사(KLIPS: Korean Labor & Income Panel Study)는 비농촌지역에 거주하는 5천여 가구의 가구원을 대상으로 경제활동을 포

합한 다양한 활동을 추적조사하는 종단면 조사(longitudinal survey)로, 1998년에 1차 조사가 시행된 이후 매년 조사가 진행되고 있다. 한국노동패널조사(KLIPS)에서 노동조합 도구성에 대한 인식 문항은 2006년(9차)부터 개인 설문으로 조사하고 있다.

본 연구에서는 노조도구성 인식을 살펴보기 위해 현재까지 조사된 전체 자료(16년간)를 이용하여 시계열 불균형 패널(unbalanced panel)을 구축했다. 패널 데이터 분석은 선형회귀모형에서 다중공선성(multi-collinearity) 문제를 완화시킬 수 있으며, 패널 개체(개인)마다 여러 시점에서 관측된 데이터를 갖고 있으므로 더 많은 정보와 변수의 변동성(variability)을 제공한다(최은영 외, 2018). 결과적으로 효율적인 추정량(efficient estimator)을 얻을 수 있는 장점이 있다. 본 연구에서 분석할 표본은 임금근로자 중 노인인구를 제외한 65세 미만으로 선정했다. 이는 청년세대 분석에서 비청년세대에 노인까지 포함하면 결과해석에 오류가 있을 수 있어 비청년세대를 중장년 연령대로 한정하기 위함이다. 그리고 독립변수로 사용할 기업규모(종업원 수)는 한국노동패널데이터에서 결측치가 상당히 많은 자료이기 때문에, 전체 종업원 수를 묻는 2개의 설문에 대한 데이터(연속형 값, 범주형 값)를 통합하였다. 최종표본 수는 분석에 투입할 모든 변수들의 결측치를 제거한 75,851명이다.

임금근로자의 노조도구성 인식은 한국노동패널조사(KLIPS)에서 다음 3개의 질문을 활용하여 측정했다. 질문은 우리나라 노동조합이 근로자들의 근로조건과 관련하여 실질적으로 도움이 되는지에 대한 견해를 묻는 문항으로 “① 우리나라의 노동조합은 고용주의 부당한 대우로부터 근로자들을 보호하는 데 도움이 된다(부당한 대우 보호), ② 우리나라 노동조합은 근로자들의 고용안정에 도움이 된다(고용안정), ③ 우리나라 노동조합은 근로자들의 임금인상에 도움이 된다(임금인상)”이다. 이에 대한 응답은 “(1) 매우 그렇다, (2) 대체로 그런 편이다, (3) 그저 그렇다, (4) 그렇지 않은 편이다, (5) 전혀 그렇지 않다”로 리커트(Likert) 척도로 조사되었고, 역코딩하여 분석에 투입했다. 종속변수는 위 3개 문항을 각각 단일변수로 투입했고, 3개 문항의 평균 변수도 투입했다.

노조도구성 인식 추정에 사용된 독립변수는 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자로 노동시장에서 취약한 근로자 집단이다. 윤영삼(2019)은 청년, 여성, 고령자, 장애인, 영세업체노동자, 비정규노동자 등이 차별, 차등, 배제될 가능성이 높

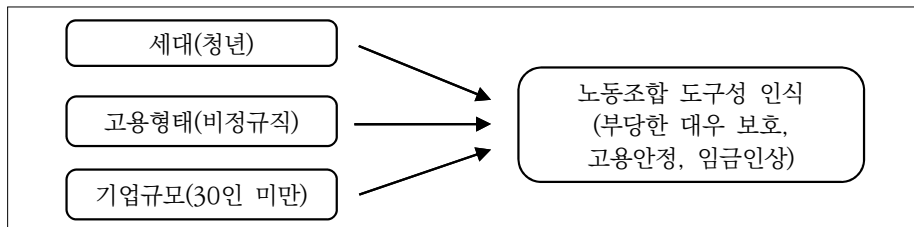
고, 노동시장의 작동만으로 질적 개선을 기대하기 힘든 일자리의 노동자라고 했고, 신민주·정홍준(2022)은 최근의 청년세대가 노동시장에서의 기회 부족, 사회적 배제, 불평등을 느끼고 있다고 했다. 권영준(2009)은 노동 환경측면에서 불안정 고용(비정규노동자), 중소기업 노동자가 취약계층 노동자이며, 이경용 외(2006)는 소규모 사업장 노동자가 산업재해 측면에서 취약노동자라고 했다. 그리고 유형근(2017)은 한국의 중소기업들이, 많은 경우 대기업과의 불공정한 하도급 거래를 통해 생존을 도모하는 상황에 있다고 했다.

통제변수는 노조가입 유무, 주당 근로시간, 월평균임금, 직무만족도와 개별 근로자의 차이에 따라 달라질 수 있는 성별, 학력, 직업, 사업체 위치를 분석에 투입했다. 노조가입 유무는 선행연구에서 살펴본 바와 같이 노조도구성 인식과 밀접한 관계가 있고, 근로시간은 노조가입확률과 노조가입의사 간에 정(+)의 관계를 밝힌 연구가 있다(김정우·김기민, 2023). 그리고 직무만족도가 낮은 사람이 노조가입이나 노동조합 활동에 더 우호적이라는 연구결과들이 있다(박재희·이영면, 2017; 정재우, 2015). 그리고 배성현 외(2013)의 연구에서는 남성이 여성보다 노조도구성 인식과 노동조합 가입확률이 높고, 학력 수준이 높을수록 노조도구성 인식에 긍정적이며, 생산직에 비해 관리직, 전문·사무직, 서비스·판매직, 단순직의 노조 가입률과 노조가입의사가 높다고 밝혔다.

2. 연구모형 및 분석방법

본 연구의 모형은 [그림 1]에서 제시한 바와 같이, 상대적 노동 취약계층인 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자가 노조도구성 인식에 미치는 영향을 추정한 모형이다.

[그림 1] 노조도구성 인식 모형



종속변수 노조도구성 인식(*Union_instrumentality*)은 부당한 대우 보호, 고용 안정, 임금인상에 대한 개별 점수와 이들 3개의 평균 점수로 측정했다. 그 값은 5점 리커트 척도로 순서화(ordered)된 형태다. 독립변수는 청년(*Youth*), 비정규직(*Temp*), 30인 미만 기업(*Firm_Size*)이며, 값은 더미(dummy)를 취했다. 청년은 34세 이하 1, 35~64세 0, 비정규직은 1, 정규직은 0, 30인 미만 기업은 1, 30인 이상 기업은 0을 투입했다. 그리고 통제변수로 노조가입 유무(*Union*), 주당 근로시간(*Working Hours*), 월평균임금(*ln_Wage*), 직무만족도(*Satis*)를 투입했다. 노조가입 유무는 노조가입 1, 미가입 0인 범주형(categorical) 값이고, 주당 근로시간은 연속형(continuous) 값이다. 그리고 월평균임금은 로그값을 취했고, 직무만족도는 5개 설문에 대한 값의 평균이다.

개별 근로자의 특성을 반영한 변수(v_i)는 성별, 학력, 직업, 사업체 위치를 분석에 투입했다. 성별은 남성 1, 여성 0을 투입했고, 학력은 중학교 이하, 고등학교, 대학원 졸업, 대학원 이상으로 구분하여 분석에 투입했다. 직업은 관리직, 전문·사무직, 서비스·판매직, 생산직, 단순직으로 구분했고, 사업체 위치는 서울특별시, 광역시, 도로 구분하여 분석에 투입했다.

$$\begin{aligned}
 Union_instrumentality_{it} = & \alpha + \beta_1 Youth_{it}D_1 + \beta_2 Temp_{it}D_2 & (1) \\
 & + \beta_3 Firm_SizeD_3 + \beta_4 UnionD_4 \\
 & + \beta_5 Working\ Hours + \beta_6 \ln_wage \\
 & + \beta_7 Satis + \beta_8 v_{it} + \epsilon_{it}
 \end{aligned}$$

본 연구는 노조도구성 인식에 영향을 미치는 다양한 요인들에서 관찰되지 않은 이질성을 최소화하기 위해 패널분석을 실시했다(장미경 외, 2022). 식 (1)의 노조도구성 인식 추정식을 활용하여 패널데이터가 담고 있는 정보를 가장 효율적으로 활용할 수 있는 확률효과(random effect) 모형과 오차항-독립변수 간 내생성 문제에도 불구하고 일치추정량을 얻을 수 있는 고정효과(fixed effect) 모형으로 추정했다. 그리고 시간 통제변수를 추가한 이원고정효과(Two-way fixed effect) 모형도 추정했다.

$$y_{it} = (\alpha + u_i) + \beta x_{it} + e_{it} \quad (2)$$

고정효과 모형에서는 상수항 ($\alpha + u_i$)이 패널 개체별로 고정되어 있는 모수로

해석하고, 확률효과 모형에서는 상수항 ($\alpha + u_i$)이 확률분포를 따르는 확률변수가 된다. 즉, $(\alpha + u_i) \sim N(\alpha, \sigma_u^2)$ 를 따르는 것으로 가정한다.

한국노동패널조사(KLIPS)의 경우 패널 개체(개인)는 전체 근로자 모집단에서 무작위로 추출된 표본이므로 확률효과 모형으로 추정해야 하나, 본 연구에서 사용한 자료는 65세 미만 임금근로자만을 대상으로 하였기 때문에 오차항 u_i 를 고정효과로 간주하는 것이 보다 적절하다(민인식 · 최필선, 2012). 그리고 $cov(x_{it}, u_i) = 0$ 이라는 가정이 성립한다면 고정효과(FE) 추정량과 확률효과(RE) 추정량이 모두 일치추정량이기 때문에 서로 유사한 결과를 얻게 될 것이나, $cov(x_{it}, u_i) \neq 0$ 이면 RE 추정량은 일치추정량이 되지 못하기 때문에 추정 결과에 체계적 차이(systematic difference)가 존재할 것이다. $cov(x_{it}, u_i) = 0$ 가정 성립 여부를 하우스만 검정(Hausman test)을 이용하여 추정 모형의 선택을 가설검정 할 수 있다(Wooldridge, 2002).

3. 기초통계자료

〈표 1〉은 한국노동패널조사(KLIPS) 9차(2006년)~24차(2021년) 자료에서 65세 미만 임금근로자 표본 75,851명에 대한 기술통계 값이다.

노조도구성 인식 평균은 부당한 대우 보호 3.50, 고용안정 3.48, 임금인상 3.53이며, 이들 3개의 평균은 3.50으로 보통 이상 수준이다. 그리고 독립변수 청년(34세 이하), 비정규직, 30인 미만 기업 근로자 비율은 각각 29%, 31%, 50%이다. 청년은 우리나라 ‘청년기본법’ 19세 이상 34세 이하와 ‘청년고용촉진 특별법’ 15세 이상 29세 이하(특칙 15세 이상 34세 이하)의 기준에 따라 15세 이상 34세 이하로 선정했다. 그리고 30인 미만 기업 근로자는 ‘근로자 참여 및 협력 증진에 관한 법률’에서 노사협의회 설치 의무가 없고, 주 52시간제 시행의 계도기간에 있는 근로자로 선정했다.

노동조합에 가입한 근로자는 9.8%를 나타냈고, 주당 근로시간 평균은 44.9시간, (로그)월평균임금은 5.33, 직무만족도는 3.48을 나타냈다. 직무만족도는 현재 하는 일(업무, 직무)에 대해 주관적인 생각을 묻는 5개의 설문 응답을 평균하여 사용했다.

〈표 1〉 65세 미만 임금근로자에 대한 기초통계자료(n=75,851)

변수명		Mean	Std.Dev.	Min	Max
부당한 대우 보호		3.498	0.666	1	5
고용안정		3.484	0.672	1	5
임금인상		3.530	0.677	1	5
노조도구성		3.504	0.630	1	5
청년		0.286	0.452	0	1
비정규직		0.308	0.462	0	1
30인 미만 기업		0.499	0.500	0	1
노조가입=1, 미가입=0		0.098	0.297	0	1
주당 근로시간		44.933	11.389	3	116
(로그)월평균임금		5.328	0.601	1.609	8.613
직무만족도		3.483	0.574	1	5
남성		0.595	0.491	0	1
학력	중학교 이하	0.107	0.309	0	1
	고등학교	0.345	0.475	0	1
	대학 졸업	0.496	0.500	0	1
	대학원 이상	0.053	0.223	0	1
직업	관리직	0.033	0.179	0	1
	전문·사무직	0.432	0.495	0	1
	서비스·판매직	0.171	0.376	0	1
	생산직	0.266	0.442	0	1
	단순직	0.098	0.298	0	1
사업체 위치	서울특별시	0.233	0.423	0	1
	광역시	0.262	0.440	0	1
	도	0.504	0.500	0	1

성별은 남성이 약 60%로 비중이 높다.²⁾ 학력은 중학교 졸업 이하 10.7%, 고등학교 졸업 34.5%, 대학 졸업 49.6%, 대학원 이상 5.3% 비중을 나타냈다. 근로자의 직업은 관리직 3.3%, 전문·사무직 43.2%, 서비스·판매직 17.1%, 생산직 26.6%, 단순직 9.8%이며, 근로자의 사업체 위치는 서울특별시 23.3%, 광역시 26.2%, 도 50.4%를 나타냈다.

2) 장미경 외(2022)의 연구에서도 KLIPS 2006~2020년 자료를 이용하여 노조도구성 인식 표본을 추출한 결과 여성이 40.1%, 남성이 59.9%를 나타냈다.

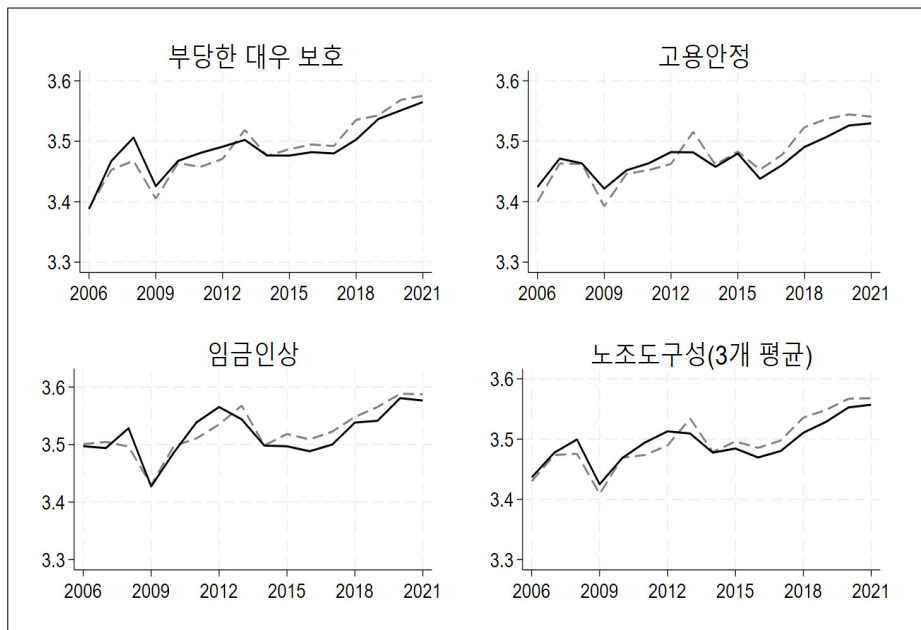
4. 2006~2021년 노조도구성 인식 변화

회귀분석에 앞서 한국노동패널조사(KLIPS) 2006~2021년 자료를 이용하여 65세 미만 임금근로자들의 노조도구성 인식 변화 추이를 살펴봤다. 노조도구성은 부당한 대우 보호, 고용안정, 임금인상에 대한 각각의 추이를 살펴봤고, 이들 3개의 평균값에 대한 추이도 살펴봤다. 그 결과 한국의 노조도구성 인식은 2006년 이후 2021년까지 증가하는 추세이며, 정규직/비정규직, 30인 미만/30인 이상 기업 근로자의 노조도구성 인식에는 갭(Gap)이 있음을 확인했다.

청년(34세 이하)의 노조도구성 인식 변화 추이를 나타낸 [그림 2]를 살펴보면, 부당한 대우 보호, 고용안정, 임금인상 그래프 모두 증가하고 있고, 34세 이하 집단과 35~65세 이하 집단의 노조도구성 인식 평균은 경향상 큰 차이가 없다.

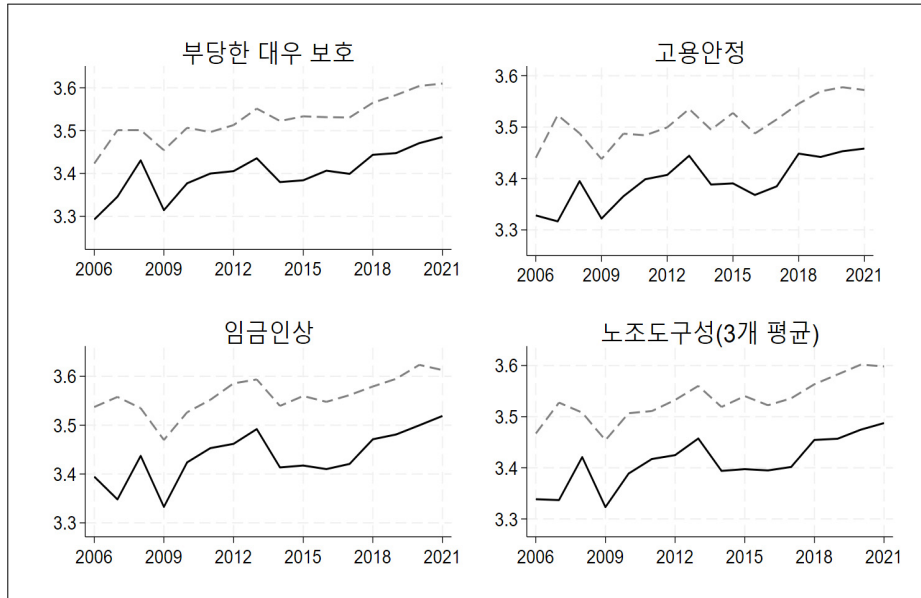
청년의 부당한 대우 보호 인식은 2006년 3.39에서 2021년 3.56으로 5% 높아졌고, 고용안정에 대한 인식은 2016년 3.43에서 2021년 3.53으로 3% 높아졌다. 그리고 청년의 임금인상에 대한 인식은 2009년에 3.43로 낮아졌다가 상승했으며,

[그림 2] KLIPS 2006~2021년 청년(34세 이하) 노조도구성 인식



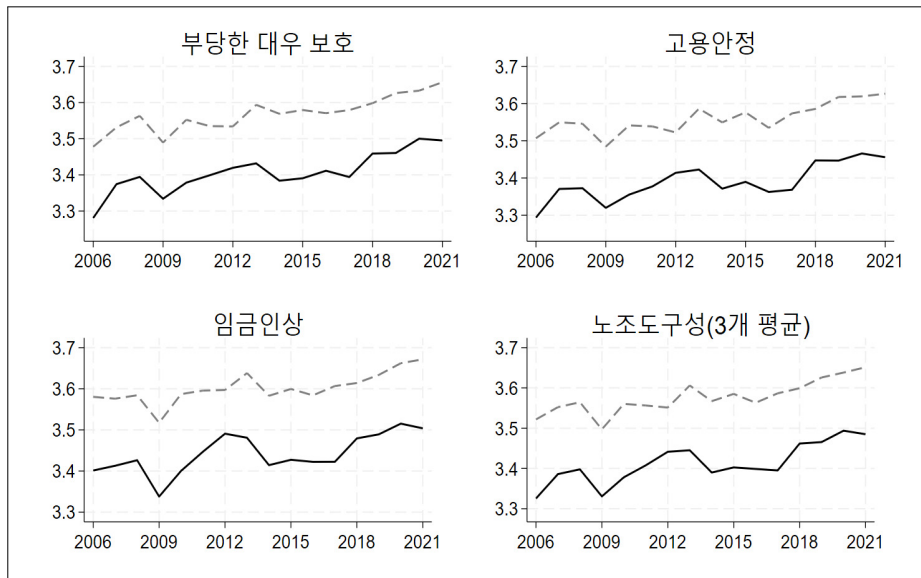
주 : 청년(34세 이하) 평균은 실선, 35세~65세 이하 평균은 점선으로 표기.

[그림 3] KLIPS 2006~2021년 비정규직 노조도구성 인식



주 : 비정규직 평균은 실선, 정규직 평균은 점선으로 표기.

[그림 4] KLIPS 2006~2021년 30인 미만 기업 근로자의 노조도구성 인식



주 : 30인 미만 기업 근로자의 평균은 실선, 30인 이상 기업 근로자의 평균은 점선으로 표기.

2016년에 3.49로 내려갔다가 2021년 3.58로 높아졌다. [그림 3] 비정규직과 정규직의 노조도구성 인식 변화 추이를 살펴보면, 부당한 대우 보호, 고용안정, 임금인상 3개의 그래프 모두 비정규직 노조도구성 인식이 정규직에 비해 3% 이상 낮게 나타났다. 비정규직의 부당한 대우 보호 인식은 2021년 3.49이고, 정규직은 3.61이다. 비정규직의 고용안정에 대한 인식은 최근 3년간 큰 변화가 없고, 비정규직의 임금인상에 대한 인식은 2016년도 이후 지속적으로 높아지고 있다. [그림 4] 30인 미만과 30인 이상 기업 근로자의 노조도구성 인식 변화 추이는 5% 가까이 차이가 나타났다. 30인 미만 기업 근로자의 노조도구성 인식(3개 평균)은 2021년 3.49이고, 30인 이상 기업 근로자는 3.65이다. 이후에도 30인 미만 기업 근로자의 노조도구성 인식은 낮아질 가능성이 있다.

IV. 분석결과

노동 취약계층인 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자를 중심으로 노조도구성 인식을 추정된 결과는 다음과 같다. 분석자료와 방법은 한국노동패널조사 9차(2006년)~24차(2021년) 자료를 이용하여 패널분석(확률효과 모형, 고정효과 모형)을 실시했다. 패널분석은 개인별 이질성(heterogeneity)을 반영시킬 수 있기 때문에 모형에서 오류를 줄일 수 있고, 선형회귀모형에서는 다중공선성(multi-collinearity) 문제를 완화시킬 수 있다. 확률효과 모형과 고정효과 모형에 대한 하우스만 검정(Hausman Test) 결과는 $cov(x, u_i) = 0$ 의 가정이 기각되어, 고정효과 모형이 적합함을 확인했다. 하우스만 검정값은 부당한 대우 보호 110.36, 고용안정 106.65, 임금인상 94.32로 $p=0.01$ 수준에서 귀무가설이 기각되었다. 또한, 연도(year)를 대상으로 Breusch-Pagan Lagrange Multiplier Test를 실시한 결과 연도별 이분산성이 확인되어 이원고정효과 모형이 더 적합함을 확인했다.

첫 번째 확률효과 모형 추정결과, 노조도구성 인식은 비정규직이 정규직보다 1.6% 낮게 나타났고, 30인 미만 기업 근로자는 30인 이상 기업 근로자보다 3.6% 낮게 나타났다. 노조도구성 인식 유형별로 살펴보면, 청년은 중장년보다 부당한 대우 보호에서 1.2% 낮고, 비정규직은 정규직보다 부당한 대우 보호에서 1.8%,

임금인상에서 1.9% 낮게 나타났다. 그리고 30인 미만 기업 근로자는 30인 이상 기업 근로자보다 부당한 대우 보호, 고용안정, 임금인상 모두 3~4% 정도 노조도구성 인식이 낮게 나타났다. 두 번째 일원고정효과 모형 추정결과를 살펴보면, 청년은 부당한 대우 보호에 대한 노조도구성 인식이 중장년보다 2.5% 낮게 나타났고, 비정규직은 정규직에 비해 임금인상에 대한 노조도구성 인식이 2.0% 낮게 나타났다. 30인 미만 기업 근로자는 30인 이상 기업 근로자보다 노조도구성 인식이 1.5% 낮게 나타났다. 그리고 세 번째 연도(year)를 통제한 이원고정효과 모형 추정결과, 청년은 노조도구성 인식에 통계적으로 유의미한 결과를 나타내지 않았고, 비정규직과 30인 미만 기업 근로자는 확률효과 모형과 유사한 결과가 나타났다. 비정규직은 정규직보다 임금인상에 대한 노조도구성 인식이 2.2% 낮고, 30인 미만 기업 근로자는 30인 이상 기업 근로자보다 부당한 대우 보호, 고용안정, 임금인상 모두에서 노조도구성 인식이 약 2% 정도 낮게 나타났다.

이와 같은 결과는 노동 취약계층인 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자의 노조도구성 인식이 중장년, 정규직, 30인 이상 기업 근로자보다 낮다는 것이다. 이는 노조도구성 인식이 형성되려면 근로자가 노동조합을 통해 기업과 교섭할 수 있는 권리를 가지고 있어야 하는데 그마저도 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자들에게는 불가능한 것으로 여겨지기 때문에 노조도구성 자체가 낮다고 해석할 수 있다. 청년은 아르바이트 등 불안정한 일자리에서 근무할 경우 가입할 수 있는 노동조합을 찾기가 어렵고, 비정규직도 마찬가지로 정규직 중심의 노동조합에서 비정규직에 대한 권리를 찾기는 쉽지 않다. 특히, 30인 미만 기업 근로자는 기업 중심 노사관계에서 조합원 모집부터 어려움에 직면한다. 따라서 노동 취약계층 근로자의 노조도구성 인식을 높이기 위해서는 취약계층 근로자를 위한 이해대변 조직이 더 다양하게 만들어질 필요가 있다.

다음으로 통제변수들을 살펴보면, 노조도구성 인식은 노조가입 근로자가 노조미가입 근로자보다 높게 나타났다. 그리고 가장 기본적인 근로조건인 근로시간은 적을수록, 임금은 높을수록 노조도구성 인식이 높아진다. 또한, 직무만족도는 높을수록 노조도구성 인식이 높다. 이는 직무만족이 높은 근로자일수록 노조가 임금인상 및 복지후생, 고용안정 등에 긍정적인 역할을 한다는 인식이 있다는 것이다. 이러한 결과는 다수의 선행연구들과 다른 결과를 나타냈다. 대부분의 선행연구들은 직무불만족이 있을 때 노조가입이나 조합활동에 우호적이라는 결과를 도출했

다(박재희·이영면 2017; 정재우, 2015). 반면, 직무만족도가 높은 구성원의 노조 가입의향이나 참여가 긍정적으로 확인된 연구도 있다(김민영 외 2015; 배성현 외 2013). 학력은 고정효과 모형에서 대졸보다 대학원 이상 근로자가 노조도구성 인식이 높게 나타났고, 직업은 확률효과 모형에서 생산직보다 관리직, 전문·사무직, 서비스·판매직에서 노조도구성 인식이 낮게 나타났다. 그리고 사업체 지역은 서울보다 지역(도)에서 노조도구성 인식이 높게 나타났다.

〈표 2〉 노동조합 도구성 인식(확률효과 모형)

		부당한 대우 보호	고용안정	임금인상	노조도구성
청년		-0.012* (0.007)	-0.007 (0.007)	-0.007 (0.007)	-0.009 (0.006)
비정규직		-0.018** (0.007)	-0.010 (0.007)	-0.019*** (0.007)	-0.016** (0.007)
30인 미만		-0.033*** (0.006)	-0.040*** (0.006)	-0.037*** (0.006)	-0.036*** (0.006)
노동조합 가입		0.266*** (0.010)	0.289*** (0.010)	0.253*** (0.010)	0.267*** (0.009)
근로시간		-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
(로그) 임금		0.062*** (0.006)	0.056*** (0.006)	0.052*** (0.006)	0.057*** (0.006)
직무만족도		0.100*** (0.005)	0.105*** (0.005)	0.103*** (0.005)	0.101*** (0.004)
성별(남성)		-0.020** (0.008)	-0.013* (0.008)	-0.010 (0.008)	-0.014* (0.008)
학력 (대학 졸업 기준)	중졸 이하	-0.079*** (0.013)	-0.065*** (0.013)	-0.067*** (0.014)	-0.071*** (0.013)
	고졸	-0.018** (0.009)	-0.020** (0.009)	-0.018** (0.009)	-0.019** (0.008)
	대학원 이상	-0.012 (0.016)	-0.007 (0.016)	-0.007 (0.016)	-0.008 (0.015)
직업 (생산직 기준)	관리직	-0.040** (0.016)	-0.041** (0.016)	-0.022 (0.016)	-0.033** (0.015)
	전문·사무직	-0.018** (0.009)	-0.021** (0.009)	-0.025*** (0.009)	-0.021** (0.009)
	서비스· 판매직	-0.034*** (0.010)	-0.028*** (0.010)	-0.032*** (0.010)	-0.031*** (0.009)
	단순직	-0.015 (0.011)	-0.008 (0.011)	-0.017 (0.012)	-0.013 (0.011)

〈표 2〉의 계속

		부당한 대우 보호	고용안정	임금인상	노조도구성
지역 (서울 기준)	광역시	0.055*** (0.009)	0.052*** (0.009)	0.052*** (0.009)	0.052*** (0.009)
	도	0.070*** (0.008)	0.053*** (0.008)	0.053*** (0.008)	0.058*** (0.007)
Constant		2.899*** (0.038)	2.876*** (0.038)	2.960*** (0.039)	2.915*** (0.036)
R-squared		0.011	0.012	0.010	0.012
Wald chi2		2350.13***	2391.99***	2075.57***	2527.69***
Observations		75,851	75,851	75,851	75,851
Number of pid		14,236	14,236	14,236	14,236

주 : 1) Standard errors in parentheses.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈표 3〉 노동조합 도구성 인식(일원고정효과 모형)

		부당한 대우 보호	고용안정	임금인상	노조도구성
청년		-0.025** (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.012 (0.010)	-0.014 (0.009)
비정규직		-0.011 (0.010)	-0.011 (0.010)	-0.020** (0.010)	-0.014 (0.009)
30인 미만		-0.014* (0.008)	-0.018** (0.008)	-0.014* (0.008)	-0.015** (0.007)
노동조합 가입		0.206*** (0.013)	0.228*** (0.013)	0.197*** (0.013)	0.210*** (0.012)
근로시간		-0.001*** (0.000)	-0.001* (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
(로그) 임금		0.065*** (0.008)	0.061*** (0.009)	0.054*** (0.009)	0.060*** (0.008)
직무만족도		0.072*** (0.005)	0.071*** (0.005)	0.075*** (0.005)	0.072*** (0.005)
학력 (대학 졸업 기준)	중졸 이하	-0.270 (0.166)	-0.153 (0.169)	-0.190 (0.170)	-0.204 (0.156)
	고졸	0.027 (0.051)	0.000 (0.052)	0.065 (0.053)	0.031 (0.048)
	대학원 이상	0.097** (0.047)	0.092* (0.048)	0.087* (0.048)	0.092** (0.044)

〈표 3〉의 계속

		부당한 대우 보호	고용안정	임금인상	노조도구성
직업 (생산직 기준)	관리직	0.017 (0.022)	0.023 (0.023)	0.031 (0.023)	0.024 (0.021)
	전문·사무직	0.009 (0.015)	0.019 (0.015)	0.005 (0.015)	0.011 (0.014)
	서비스· 판매직	-0.019 (0.016)	-0.009 (0.017)	-0.022 (0.017)	-0.016 (0.015)
	단순직	0.010 (0.017)	0.016 (0.018)	0.008 (0.018)	0.011 (0.016)
지역 (서울 기준)	광역시	0.013 (0.018)	0.026 (0.018)	0.015 (0.018)	0.018 (0.017)
	도	0.032** (0.013)	0.029** (0.013)	0.022 (0.014)	0.028** (0.012)
Constant		2.946*** (0.059)	2.910*** (0.060)	2.994*** (0.060)	2.950*** (0.055)
R-squared		0.011	0.011	0.010	0.012
Model F		43.03***	42.41***	37.44***	47.43***
Observations		75,851	75,851	75,851	75,851
Number of pid		14,236	14,236	14,236	14,236

주: 1) Standard errors in parentheses.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

〈표 4〉 노동조합 도구성 인식(이원고정효과 모형)

		부당한 대우 보호	고용안정	임금인상	노조도구성
청년		-0.010 (0.010)	0.006 (0.010)	-0.006 (0.011)	-0.003 (0.010)
비정규직		-0.014 (0.010)	-0.013 (0.010)	-0.022** (0.010)	-0.016* (0.009)
30인 미만		-0.017** (0.008)	-0.020*** (0.008)	-0.016** (0.008)	-0.018** (0.007)
노동조합 가입		0.207*** (0.013)	0.228*** (0.013)	0.197*** (0.013)	0.211*** (0.012)
근로시간		-0.001** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.001* (0.000)	-0.001* (0.000)
(로그) 임금		0.040*** (0.010)	0.039*** (0.010)	0.039*** (0.010)	0.039*** (0.009)
직무만족도		0.074*** (0.005)	0.072*** (0.005)	0.076*** (0.005)	0.074*** (0.005)
학력 (대학 졸업 기준)	중졸 이하	-0.232 (0.166)	-0.135 (0.169)	-0.186 (0.170)	-0.184 (0.156)
	고졸	0.043 (0.052)	0.009 (0.052)	0.067 (0.053)	0.040 (0.048)
	대학원 이상	0.085* (0.047)	0.083* (0.048)	0.082* (0.048)	0.083* (0.044)

〈표 4〉의 계속

		부당한 대우 보호	고용안정	임금인상	노조도구성
직업 (생산직 기준)	관리직	0.015 (0.023)	0.017 (0.023)	0.021 (0.024)	0.017 (0.022)
	전문·사무직	0.010 (0.015)	0.021 (0.015)	0.007 (0.015)	0.013 (0.014)
	서비스· 판매직	-0.019 (0.016)	-0.008 (0.017)	-0.020 (0.017)	-0.016 (0.015)
	단순직	0.007 (0.017)	0.014 (0.018)	0.008 (0.018)	0.009 (0.016)
지역 (서울 기준)	광역시	0.011 (0.018)	0.024 (0.018)	0.014 (0.018)	0.016 (0.017)
	도	0.029** (0.013)	0.027** (0.014)	0.021 (0.014)	0.026** (0.012)
YEAR		YES	YES	YES	YES
Constant		2.967*** (0.062)	2.947*** (0.063)	3.045*** (0.063)	2.986*** (0.058)
R-squared		0.013	0.012	0.011	0.014
Model F		25.58***	24.96***	22.84***	27.83***
Observations		75,851	75,851	75,851	75,851
Number of pid		14,236	14,236	14,236	14,236

주 : 1) Standard errors in parentheses.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

V. 결 론

본 연구는 지난 16년(2006~2021)간 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자를 중심으로 노조도구성 인식을 추정했다. 분석대상은 65세 미만 임금근로자 75,851 명이며, 분석방법은 각 변수들 간의 관계를 확인할 수 있는 다중선행회귀분석으로 확률효과 모형(RE)과 고정효과 모형(FE)을 이용했다.

먼저, 지난 16년(2006~2021)간 한국의 노조도구성 인식 변화 추이는 증가하고 있고, 정규직과 비정규직, 30인 미만 기업 근로자와 30인 이상 기업 근로자의 노조도구성 인식에는 격차가 있음을 확인했다. 비정규직은 정규직에 비해 노조도구성 인식이 3% 이상 낮고, 30인 미만 기업 근로자는 30인 이상 기업 근로자보다 노조도구성 인식이 5% 가까이 낮다. 청년(34세 이하)과 중장년(35세~65세 미만)의 노조도구성 인식 평균은 큰 차이가 없어보이는데, 이는 모형에 투입할 연령을

청년, 비청년(중장년)으로 구분했기 때문에 나타난 결과로 연령을 10년 단위로 살펴보면 세대별 인식 차이가 나타날 가능성이 있다.

다음으로 다중선형회귀분석 추정결과, 노동 취약계층인 청년, 비정규직, 30인 미만 기업 근로자의 노조도구성 인식은 중장년, 정규직, 30인 이상 기업 근로자보다 낮다. 청년은 이원고정효과 모형에서 통계적 유의성이 나타나지 않았지만, 확률효과 모형과 일원고정효과 모형에서 부당한 대우 보호에 대한 노조도구성 인식이 낮음은 확인되었다. 청년세대는 개인주의적 성향이 강하고, 이직이 잦으며, 사업장 문제 해결을 고려할 때 단체행동의 수단을 이용하기보다는 개인적으로 해결하려는 경향이 있다. 유진선(2014)의 연구에서는 비정규직 청년이 노조결성과 단체행동의 중요성에 부정적인 영향을 미친다고 밝혔다. 이처럼 비정규직은 정규직보다 노조도구성 인식이 1.6% 낮다. 이영면 외(2016)는 비정규직의 85.6%가 노동조합이 없는 사업장에서 근무하고 있어 노동조합에 대해 잘 모르거나 노동조합을 직접 경험해본 적이 없는 사람이 많다고 했고, 김유선(2002)은 비정규직이 정규직보다 현저히 낮은 노동조합 참여 의지를 가지고 있고, 노조가입 의사도 부정적이라고 밝혔다. 30인 미만 기업 근로자도 30인 이상 기업 근로자보다 노조도구성 인식이 약 2% 낮게 나타났는데, 이러한 결과는 기업체 규모가 작을수록 노동조합 조직화가 어렵기 때문이다. 뿐만 아니라 소규모기업의 경우 경기변동과 같은 외부적 환경에 취약하기 때문에 이직이나 퇴사를 할 경우 노조활동 자체를 할 수 없기 때문이다.

이와 같이 청년, 비정규직, 소규모기업 근로자와 같은 노동 취약계층의 노조도구성 인식이 낮은 이유는 노동조합 가입이 제한적이기 때문일 수도 있고, 불합리한 근로환경을 노조 활동으로 해결할 수 있는 기대감이 낮기 때문일 수도 있다. 특히, 30인 미만 기업 근로자의 노조도구성 인식은 노조조직률을 높이거나 노동조합의 사회적 영향력 제고의 필요성을 보여준다. 현행 ‘근로자 참여 및 협력 증진에 관한 법률(근참법)’에서는 30명 이상 사업장에 노사협의회를 의무적으로 설치하게 되어 있다. 이를 확대하여 30인 미만에도 법률이 적용될 수 있어야 하고, 취약근로자의 이익 보호와 사업장 내 안정적인 노사관계 형성에 기여할 수 있는 제도가 마련되어야 할 것이다.

또한, 노동조합은 노동 취약계층의 근로조건 개선과 복지증진에 지속적으로 관심을 가져야 하고, 더 나아가 사회적 책임도 있다. 손영우(2012)는 노조의 결정이

나 행동이 사회·환경에 미치는 영향으로 인해 야기되는 결과에 대한 책임이 노조에 있다고 주장했고, 노조는 경제적 이해와 사회적 이해를 동시에 지니고 있다는 점에서도 사회적 책임의 대상이 된다고 했다. 김성건·김중화(2014)는 노동조합이 지속적으로 생존하고 그 역할을 다하기 위해서는 조합원뿐만 아니라 비노조원, 지역사회 등 노동조합과 관련된 이해관계자들의 기대를 충족시켜야 한다고 주장했다.

그리고 노동조합은 정부와 협력하여 공정하고 안정적인 노동시장을 유지하고, 근로자의 권익 보호를 위해 힘써야 한다. 정부는 사회적 대화의 장을 마련하고 노동조합과 정부 간에 정기적인 의사소통 체계를 구축해야 하며, 노동조합은 적극적으로 참여하여 정부에게 법제도 개선을 건의하고, 근로자의 권익을 보호할 수 있는 정책을 제안해야 한다.

본 연구는 다음의 한계점을 가지고 있다. 본 연구에서 사용된 기업규모 변수는 한국노동패널조사에서 결측치가 매우 큰 변수로 결측치를 제거했을 때 분석결과가 대표성을 갖지 못하거나 통계적으로 왜곡된 결과를 초래할 가능성이 있다. 그리고 통제변수 '직무만족도'는 선행연구들과 정반대의 결과가 나타났는데, 이와 같은 결과가 나타난 것에 대한 표본의 한계도 있다. 그리고 향후 연구에서는 본 연구결과를 뒷받침할 수 있는 청년, 비정규직, 소규모기업 근로자들의 노동조합 도구성 인식 사례들을 통해 이해의 깊이와 폭을 넓혀야 할 것이다.

참고문헌

- 강경주·이영면(2022). 「노동조합 도구성과 노동조합 가입의사의 중단연구 : 잠재성장모형을 중심으로」. 『산업관계연구』 32 (2) : 1~23.
- 고용노동부(2021). 2020년 전국 노동조합 조직현황 자료 발표 보도자료(2021. 12. 30).
- 권영준(2009). 「취약계층 노동자의 정의 및 국내 실태」. 『산업보건』 254 : 27~34.
- 김민영·이대근·박성민(2015). 「조직 내 인사제도가 노동조합가입성향에 미치는 영향 분석 : 공공조직과 민간조직의 노조수단성 비교를 중심으로」. 『국정관리연구』 10 (3) : 89~112.

- 김성건·김중화(2014). 「노조의 사회적 책임에 관한 연구」. 『Journal of Digital Convergence』 12 (2) : 193~202.
- 김유선(2002). 「노조가입 결정요인」. 『노동경제논집』 25 (1) : 23~45.
- 김정우·김기민(2023). 「노동조합 대표권의 갭 변동과 가입성향 결정요인 분석」. 『산업노동연구』 29 (1) : 179~215.
- 김형탁·이영면(2019). 「노조몰입과 노조참여의 선행요인 분석 및 노조몰입이 매개효과 검증 : 사무금융직 노동조합의 사례」. 『산업관계연구』 29 (2) : 39~68.
- 노용진·박우성(2007). 「근로자의 의사결정참여와 노조 가입의사」. 『산업관계연구』 17 (1) : 63~90.
- 민인식·최필선(2012). 『STATA 패널데이터 분석』. (주)지필미디어.
- 박경원(2014). 「한국노동패널을 이용한 노동조합의 대표성 격차 분석」. 『제11회 한국노동패널 학술대회 논문집』 pp.178~195.
- 박재희·이영면(2017). 「근로자의 노조가입의도에 영향을 미치는 요인에 관한 연구 - 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 중심으로」. 『인적자원관리연구』 24 (1) : 57~76.
- 배성현·김승호·김윤구(2013). 「직무만족과 노조참여 관계에서 노조수단성의 조절효과」. 『경영과 정보연구』 32 (2) : 165~191.
- 손영우(2012). 「노동조합에게도 사회적 책임이 있는가?: 사회적 책임의 대상 확대와 노조 적용에 관한 연구」. 『기억과 전망』 27 : 214~247.
- 신민주·정홍준(2022). 「MZ세대의 노동조합에 대한 태도 변화」. 『경영학연구』 51 (4) : 1049~1073.
- 어수봉·장홍근·이정희(2014). 『노동시장 이중구조 개선을 위한 노사의 역할과 과제』. 경제사회발전노사정위원회.
- 유진선(2014). 『청년 세대의 노동조합에 대한 태도와 영향요인에 관한 연구』. 이화여자대학교 대학원 석사학위 논문.
- 유형근(2017). 「한국의 노동자들은 노동조합을 어떻게 보는가?: 노조 태도의 영향요인에 관한 탐색」. 『산업관계연구』 27 (1) : 107~137.
- 윤영삼(2019). 「부산지역의 노동존중방안 연구 : 취약노동자정책을 중심으로」. 『부산발전포럼』 178 : 78~81.

- 이경용 · 박정선 · 문용호 · 이관형 · 최성원 · 이나루 · 김민수 · 오지영(2006). 「산재
취약계층 실태분석」. 『산업보건』 230 : 58~59.
- 이영면 · 나인강 · 박재희(2016). 「글로벌 금융위기 이후, 노동조합의 도구적, 역할
에 대한 근로자의 인식 변화에 대한 연구」. 『노동정책연구』 16(4) : 129~153.
- 장미경 · 박재희 · 이영면(2022). 「정부성향에 따른 노조도구성 인식이 기업경영
에 미치는 영향에 관한 연구」. 『기업경영연구』 29(3) : 81~100.
- 정재우(2015). 「근로자들의 노조 가입의향 : 무노조 사업장을 중심으로」.
『노동리뷰』 5월호 : 62~76.
- 최은영 · 정순돌 · 주소연(2018). 「연령집단별 빈곤의 거시적 결정요인에 관한 연
구 : OECD 국가를 중심으로」. 『경제발전연구』 24(4) : 41~64.
- 정홍준(2012). 「고용형태에 따른 비정규노동자의 노조가입에 관한 탐색적 실증
연구」. 『노동연구』 23 : 117~140.
- 하미승 · 이진만 · 공주 · 이병진(2016). 「공공노조의 효과성 인식 결정요인 연구 :
한국정부 공무원의 인식을 중심으로」. 『한국인사행정학회보』 15(1) : 89~
128.
- Aryee, S. and Y. W. Chay(2001). “Workplace Justice, Citizenship
Behavior, and Turnover Intentions in a Union Context :
Examining the Mediating Role of Perceived Union Support and
Union Instrumentality”. *Journal of Applied Psychology* 86(1) :
154~160.
- Chan, A. W., E. Snape, and T. Redman(2004). “Union Commitment
and Participation among Hong Kong Firefighters : A Development
of an Integrative Model”. *International Journal of Human Resource
Management* 15(3) : 533~548.
- Charlwood, A.(2002). “Why Do Non-union Employees Want to Unionize?
Evidence from Britain”. *British Journal of Industrial Relations*
40(3) : 463~491.
- Goeddeke Jr, F. X. and J. D. Kammeyer-Mueller(2010). “Perceived Support
in a Dual Organizational Environment : Union Participation in a

University Setting”. *Journal of Organizational Behavior* 31 (1): 65~83.

Green, E. G. and F. Auer(2013). “How Social Dominance Orientation Affects Union Participation: The Role of Union Identification and Perceived Union Instrumentality”. *Journal of Community & Applied Social Psychology* 23 (2): 143~156.

Kochan, T. A.(1979). “How American Workers View Labor Unions”. *Monthly Lab. Rev.* 102 (4): 23~32.

Sinclair, R. R. and L. E. Tetrick(1995). “Social Exchange and Union Commitment: A Comparison of Union Instrumentality and Union Support Perceptions”. *Journal of Organizational Behavior* 16 (S1): 669~680.

Wooldridge, J. M.(2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press. Cambridge, MA.

Abstract

A Study on the Perception of the Union Instrumentality of
Wage Workers : Focusing on Youth, Temporary Workers and
Workers in Companies with Less than 30 Employees

Choi, Eun-young

This study estimated the perception of union instrumentality, focusing on youth, temporary workers, and workers in companies with less than 30 employees, using the 9th (2006) to 24th (2021) KLIPS data. The analysis method is a panel linear regression analysis of the random effect model(RE) and the fixed effect model(FE). According to the analysis result, temporary workers and workers in companies with less than 30 employees have a lower perception of union instrumentality than regular workers and workers in companies with more than 30 employees. Temporary workers have 2.2% lower perception of union instrumentality for wage increases than regular workers. And workers in companies with less than 30 employees have 2.0% lower perception of union instrumentality for employment stability than workers in companies with more than 30 employees. This result is due to the fact that temporary workers and workers in companies with less than 30 employees must have the right to negotiate with companies through unions in order for union awareness to be formed, but this is considered impossible. Therefore, unions should have social responsibility and continue to pay attention to protecting the rights and interests of vulnerable workers such as youth, temporary workers, and workers in companies with less than 30 employees.

Keywords : youth, temporary worker, workers in companies with less than 30 employees, union instrumentality