

노동정책연구  
2023. 제23권 제1호 pp.1~30  
한국노동연구원  
<http://doi.org/10.22914/jlp.2023.23.1.001>

연구논문

## 노동조합이 취약계층의 고용에 미치는 영향\*

김대환\*  
정창연\*\*

노동조합이 노동시장 성과에 미치는 이론적 연구가 이루어진 뒤 이를 확인하기 위해 많은 실증연구들이 시도되어왔다. 하지만 국내외 실증연구의 대부분은 노동조합이 임금과 생산성에 미치는 영향을 분석하는 것에 집중했으며, 분석결과도 혼재되어 나타난다. 특히 노동조합과 취약계층의 고용을 연계하여 분석한 사례는 많지 않으며, 그중에서도 여성의 고용과 연계해 분석한 사례는 찾아보기 어렵다. 무엇보다 노동조합과 취약계층의 관계에 대한 실증연구는 횡단면 분석에 한정되어 있어 인과관계를 설명하기 어렵다.

이에 본 연구는 한국노동연구원의 2005~2019년 장기의 사업체패널조사 자료를 이용하여 노동조합이 기업의 전체적인 고용과 취약계층의 고용, 특히 여성의 고용에 미치는 영향을 분석했다. 분석결과, 노동조합의 설립 이후 기업은 더 많은 근로자를 고용하는데, 특히 전체 근로자 중 정규직 비중과 여성의 비중이 증가하는 것으로 나타났다. 또한 노동조합의 설립은 여성 근로자의 비중을 높일 뿐만 아니라 신입직원 중 여성의 비중도 높인다는 결과를 보였다. 다만, 노동조합의 설립이 취약계층의 노동에 미치는 결과만 확인했을 뿐 왜 그러한 결과가 도출되었는지에 대한 세부 메커니즘은 밝히지 못했다. 아직은 관련 연구가 부족한 상황이기 때문에 향후 다양한 후속연구를 통해 더욱 심도 있는 시사점들이 도출될 필요가 있다.

핵심용어 : 노동조합, 여성고용, 비정규직, 고용, 패널분석

논문접수일: 2023년 1월 5일, 심사의뢰일: 2023년 1월 9일, 심사완료일: 2023년 2월 1일

\* 본 논문은 동아대학교 교내 연구비 지원을 받아 연구되었다.

\*\* (제1저자) 동아대학교 경제학과 교수(kimdh@dau.ac.kr)

\*\*\* (공동저자) 동아대학교 경제학과 학부생(ckddus0331@dau.ac.kr)

## I. 서론

노동조합의 수 및 근로자의 노동조합 참여도는 정부의 정책, 산업구조 및 고용형태의 변화, 노동조합에 대한 사회적 시선 등 다양한 요인에 의해 영향을 받는다. 한국의 노동조합조직률은 1989년 19.8%를 정점으로 하락하기 시작한 후 2011년 복수노조제도 시행으로 다시 증가세를 보이며 2020년에는 14.2%로 집계되었다(고용노동부, 2021). 일반적으로 노동조합조직률과 노동조합원 수는 동행하는 추이를 보이는데, 2020년 기준 노동조합의 수는 총 6,564개로 집계된다. 국내 노동조합의 상급단체는 크게 한국노총(1,154천 명)과 민주노총(1,134천 명)으로 양분되며<sup>1)</sup> 노동조합조직률은 중소기업보다는 대기업에서, 민간부문보다는 공공부문에서 높다(고용노동부, 2021).

노동조합은 노사 간 소통의 매개체로써 조합원의 근로조건 개선 및 효용 증가 등을 목적으로 파업, 교섭 등과 같은 단체행동을 시도한다. 이를 통해 노동조합은 근로자의 복지혜택, 임금수준과 기업의 고용, 생산성 등과 같이 기업과 근로자에게 다양한 방면으로 영향을 미치며 대규모의 노동조합은 정치적인 영향력을 가지기도 한다. 물론 노동조합의 순기능에도 불구하고 노사갈등으로 인한 파업이 점증함에 따라 노동조합을 향한 부정적 시선도 존재한다(문무기, 2016). 따라서 노동조합이 사회적으로 미치는 영향을 분석하는 것은 기업의 노조 대응전략 및 추후 시행될 정부 정책의 방향성을 정하는 데에 유의미한 지표가 될 것으로 예상된다. 이에 따라 국내외에서 노동조합의 경제적 효과에 관한 연구가 다수 진행되었는데, 기업의 생산성(고영우·남준우, 2013; 남성일·전재식, 2013; Kaufman and Kaufman, 1987; Morikawa, 2010; Freeman and Medoff, 1984) 또는 임금수준(조동훈, 2008; 류재우, 2005; Lee, 1978)에 미치는 영향 분석이 주를 이룬다. 따라서 경기침체와 고용부진으로 고용시장이 최근 주목받고 있는 가운데, 노동조합이 고용에 미치는 영향을 분석하는 것도 중요할 것으

1) 상급단체별 노동조합의 수는 한국노총(2,506개), 민주노총(374개), 공공노총(100개), 대한노총(24개), 전국노총(23개) 순이다.

로 여겨진다.

해외에서는 기업의 고용과 노동조합을 연계한 분석(Long, 1993; Wooden and Hawke, 2000; Bryson, 2004)이 국내에 비해 이른 시기부터 이루어졌는데, 21세기에 들어 국내에서도 노동조합이 고용에 미치는 영향(김인경, 2013; 유경준·강창희, 2014; 노용진, 2016)에 대한 분석이 이루어지기 시작했다. 흥미로운 것은 국내외 연구의 결과가 다소 상이한 결과를 제시한다는 점이다.

하지만 국내외 모두에서 노동조합이 취약계층의 노동시장 성과에 미치는 영향에 대한 연구는 매우 미흡하다. 이에 본 연구에서는 선행연구처럼 노동조합이 고용에 미치는 영향을 분석하되, 특히 취약계층의 고용성과에 집중한다. 본 연구에서는 한국 노동시장의 취약계층을 비정규직 및 여성 근로자로 한정하였으며 그 이유는 다음과 같다. 기업은 인력의 유연성 확보 및 비용절감을 목적으로 비정규직을 활용하는데(김동배·김주일, 2002), 비정규직 근로자가 노동시장 취약계층으로 여겨지는 것은 정규직 근로자에 비하여 지나치게 낮은 임금을 받거나 열악한 환경에서 근무하며 고용 안정성이 떨어지는 등 차별적인 대우를 받는 경우가 많기 때문이다(박기성·김용민, 2007; 통계청, 2022). 물론 이러한 부작용을 해결하기 위해 비정규직법이 제정되었으나 비정규직 노동자들이 그로 인해 적절한 보호를 받고 있는가에 대해서는 여전히 많은 의문이 따른다(김성률·오호철, 2017). 한편 여성의 경제활동참가율은 증가하는 추세를 보이고 있으나 여전히 여성은 국내 노동시장에서 취약계층으로 여겨진다. 이는 남녀 간의 임금격차, 경력단절 문제, 보이지 않는 차별 등이 지속되기 때문이다(김민길·조민호, 2017). OECD의 데이터에 따르면 2021년 대한민국의 남녀 임금격차는 31.1%로 2020년 OECD의 평균인 11.7%를 크게 상회하며, 심지어 한국의 성별 임금격차는 OECD 가입국 중 가장 큰 수치다(OECD, 2021). 남녀 간의 임금격차가 나타나는 원인으로는 근속연수, 노동시간, 근로 형태 등도 있지만 신광영(2011)의 연구결과에 따르면 남녀 간의 임금 차이 가운데 50% 이상이 차별에서 기인하는 것으로 나타났다.

이처럼 비정규직과 여성은 고용시장에서 여러 차별대우를 받으며 취약계층으로 여겨지고 있는데, 노동조합이 취약계층의 고용에 미치는 영향을 분석해 그 고용효과를 이해하는 것은 양극화가 극심한 국내 노동시장에 유의미한 시사

점을 제공할 수 있을 것으로 판단된다. 다만, 노동조합이 취약계층의 고용에 미치는 영향은 사전적으로 예측하기가 쉽지 않다. 예를 들어, 노동조합이 기존 조합원의 임금인상과 복지개선에 집중한다면 기업은 추가 고용에서 취약계층(예: 비정규직)을 증가시킬 수 있다. 반대로 노동조합의 요구와 노사 간 합의를 통해 정규직과 여성직원의 고용이 증가할 수 있다. 이러한 수요 측면의 변화와 함께 근로환경 개선의 영향으로 기존 직원의 이직률과 공급자(구직자)의 선호도 변화될 수 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성되는데, 제Ⅱ장에서는 국내외에서 진행된 선행연구를 소개하고 그 결과를 이야기한다. 제Ⅲ장은 본 연구에 사용된 자료 및 분석모형을 설명하고 제Ⅳ장은 기술통계 및 본 연구의 분석결과를 논의한다. 끝으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결론, 의의, 그리고 한계에 대해 논의한다.

## Ⅱ. 선행연구

노동조합이 노동시장에 미치는 영향을 설명하는 이론적 연구 이후 연구자들은 수많은 실증연구를 통해 이론적 함의를 확인하려는 시도를 지속해 왔다. 예를 들어, 노동조합의 고용효과를 설명하는 이론적 접근은 다양한데, 그중 하나는 노동조합이 임금에 영향을 미치는 경로를 통해 기업의 고용결과가 달라질 수 있다는 것이다(Long, 1993). 노동조합의 존립목적 자체가 임금상승 등 근로조건 개선에 있기 때문에 노동조합이 결성되면 임금이 상승할 가능성이 높는데, 만약 임금상승을 상쇄하는 생산성 증대가 동반되지 않는다면 기업은 고용을 감소시킬 것이다. 반대로 임금과 복지 등 근로조건을 개선하되 그만큼 노사 간 소통과 조직에 대한 충성도가 제고되고, 나아가 근로자들의 직무태도와 사기가 제고되면 생산성 증대가 비용증가를 상쇄할 수 있으며, 이는 결국 고용 증가로 귀결될 수 있다. 하지만 노동조합과 노동시장의 성과 간 관계는 기업 및 산업의 문화에 따라, 그리고 국가별로도 상이할 수 있기 때문에 노동조합이 노동시장의 성과에 미치는 영향은 실증분석을 통해 확인할 필요가 있다.

Long(1993)의 이론적 접근이 시사한 것처럼 노동조합과 관련된 실증연구 역

시 국내외 모두 노동조합이 기업의 생산성이나 임금수준에 미치는 영향을 분석하는 것에 집중되어 있다. 연구결과에 따르면 노동조합은 적어도 기업의 생산성에 부정적인 영향을 미치지 않는 것으로 보이는데, 노동조합은 기업의 생산성을 높인다고 밝힌 연구(남성일·전재식, 2013; Morikawa, 2010; Freeman and Medoff, 1984)가 있는 반면에 기업의 생산성에 유의미한 영향을 미치지 못한다고 밝힌 연구(Kaufman and Kaufman, 1987)도 존재했다. 생산성과 달리 노동조합이 기업의 임금수준에 미치는 영향(조동훈, 2008; 류재우, 2005; Lee, 1978)에 대한 연구는 비교적 일관된 결과를 보였는데, 노동조합의 존재는 기업의 임금수준을 높이고 이는 Long(1993)의 이론적 설명과 일치한다. 최근 Frandsen(2021)의 연구에서는 노동조합이 급여를 감소시키는 것으로 나타났는데, 이는 생산성 저하가 아닌 근로자 구성원의 변화(예: 고임금 근로자는 떠나고 젊은 근로자는 잔류) 때문이라고 주장했다.

해외에서는 노동조합과 기업의 고용증가 정도를 연계해 분석한 연구가 국내에 비해 이른 시기부터 이루어졌는데, 분석결과에 따르면 노동조합은 기업의 고용증가에 부정적인 영향을 미치는 것으로 보인다. Long(1993)은 1980~1985년의 510여 개에 해당하는 캐나다 기업들의 자료를 활용해 노동조합이 존재하는 사업체와 노동조합이 존재하지 않는 사업체의 고용증가 정도를 비교·분석하였는데, 제조업 부문과 비제조업 부문 모두에서 노동조합이 있는 기업에서 고용증가가 낮다는 결과를 보였다. 노동조합이 고용증가에 오히려 부정적이라는 결과는 호주의 사례를 연구한 Wooden and Hawke(2000)의 연구와 영국의 사례를 연구한 Bryson(2004)의 연구에서도 동일했다. 이 밖에도 노동조합이 고용을 증가시키지 않는다(DiNardo and Lee, 2004)거나 감소시킨다(Frandsen, 2021)는 미국의 사례도 있다.

노동조합이 고용시장에 부정적인 영향을 미친다는 일관된 해외의 실증연구와 달리 국내의 실증연구는 다소 혼재된 결과를 보여준다. 유경준·강창희(2014)는 통계청의 자료를 병합한 패널자료를 이용해 노동조합이 사업체의 고용규모에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구는 사업체를 근로자 수에 따라 '1~29인', '30~99인', '100인 이상' 규모의 사업체로 구분하여 진행되었다. 결과에 따르면 노동조합은 근로자 수가 29인 이하인 규모가 작은 사업체의 고용

규모에 거의 영향을 미치지 못하는 것으로 보인다. 반면에 노동조합은 30인 이상의 사업체에서는 고용규모를 증가시켰는데, 노동조합은 30~99인 규모의 사업체 고용규모를 약 4.2~8.3% 증가시켰으며 100인 이상 규모의 사업체 고용규모는 약 4.1~5.7% 증가시킨 것으로 나타났다. 이와 유사하게 김인경(2013)은 2005~2009년의 사업체패널조사 자료를 이용해 노동조합의 고용효과를 분석하였는데, 노동조합의 설립 이후에 사업체의 고용이 증가한다고 밝혔다. 두 연구 모두 노동조합의 긍정적인 고용효과에 대해 역인과성이 존재할 가능성을 언급하고 있기는 하지만 국내에서는 해외에서와 달리 노동조합이 고용을 증가시키는 경향이 있는 것으로 나타났다.

이에 노용진(2016)은 국내와 해외의 연구결과가 다른 점에 의구심을 갖고 2005~2013년의 사업체패널조사 자료를 통해 노동조합의 고용효과를 실증분석하였다. 연구자는 역인과성이나 상호인과성 문제를 해결하기 위해 동태적 패널모형을 기본 모형으로 설정해 분석하고 고정효과모형과 확률효과모형으로도 분석을 진행해 그 추정치를 비교하였다. 분석결과에 따르면 노동조합의 고용효과는 통계적으로 유의하지 않았다.

한편, 노동조합과 비정규직 고용을 연계하여 분석한 연구들은 국내외를 막론하고 일관되지 못한 결과를 보였다. 앞서 언급했던 노동조합의 고용효과를 연구한 김인경(2013)은 노동조합이 사업체의 비정규직 비중에 미치는 영향 또한 분석했는데, 노동조합의 존재는 해당 사업체의 근로자 중 비정규직 비중을 높인다는 결과를 제시했다. 김동배·김주일(2002)도 기업에 노동조합이 존재하는 경우 비정규직을 활용할 가능성이 높다고 분석했으며, 이병훈·홍석범(2010)도 확연한 차이는 아니지만, 노동조합이 존재하는 사업체가 노동조합이 존재하지 않는 사업체보다 비정규직 인력을 사용할 가능성이 더 많은 것으로 나타났다고 언급했다. Davis-Blake and Uzzi(1993) 또한 미국 노동부의 EOPP(Employment Opportunity Pilot Project) 고용자 조사 자료를 분석하여 노동조합의 존재가 비정규직 고용을 높인다고 밝혔다. 이들의 연구결과에 따르면 노동조합은 기업의 비정규직 고용과 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 보이는데, 이와 반대되는 결과를 제시하는 연구도 적지 않다. 박우성·박재용(2005)은 한국노동연구원의 2002년 사업체패널자료를 활용해 노동조합조직률과 비정규직 활용비율 간의

상관관계를 추정하였는데, 노동조합조직률이 높을수록 사업체의 비정규직 활용비율이 낮아지는 것으로 나타났다. 또한 이시균(2008)은 2003~2006년의 경제활동인구조사 자료와 2005년 사업체패널자료 등을 이용해 비정규노동의 고용에 대한 노동조합의 효과를 개인·사업체 차원에서 분석하였는데, 개인·사업체 차원에서 모두 노동조합은 비정규노동의 고용과 통계적으로 유의한 부(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 즉, 노동조합이 존재하면 비정규노동의 고용이 더 적어지는 것으로 나타났다. 더구나 Houseman(2001)도 미국의 조사 자료를 활용해 노동조합의 유무와 시간제 근로자(part-time worker) 고용 간 부(-)의 상관관계를 추정하였다. 그러나 노동조합과 비정규직 고용을 연계해 분석한 연구결과가 정(+)과 부(-)의 상관관계에 국한된 것은 아니다. Uzzi and Barsness(1998)는 영국의 사업체 자료를 분석해 노동조합조직률과 비정규직 사용 간의 상관관계를 비선형인 역 U자형 관계로 추정했다. 즉, 노동조합조직률이 낮거나 높은 수준일 때에는 비정규직의 사용이 적었고 노동조합조직률이 보통 수준일 때에 비정규직 사용이 많았다는 것이다.

노동조합과 여성고용을 연계해 분석한 연구는 비교적 찾아보기 어려운데, 이 또한 일관되지 못한 결과를 보였다. Leonard(1985)는 1974~1980년의 캘리포니아주 제조업체 자료를 분석하여 노동조합은 일반적으로 여성의 고용성장을 저해하지 않는다고 밝혔다. 다만, 전문학술지에 게재된 논문 중에서 노동조합이 여성고용에 미치는 영향을 실증분석한 사례는 찾아보기 어렵다.

선행연구 검토 결과 노동조합이 임금에 미치는 영향은 어느 정도 일관된 결론을 제시하고 있지만 고용에 대한 결과는 혼재되어 있다. 특히 노동조합이 취약계층의 고용에 미치는 영향을 실증분석한 연구 자체가 활성화되지는 못했는데, 비정규직 고용을 분석한 국내 선행연구들 역시 일관된 결과를 제시하지 못하고 있다. 더불어 노동조합과 여성의 고용을 연계한 사례도 찾아보기 어렵다.

무엇보다 대부분의 국내연구가 패널분석이 아닌 횡단면 분석에 한정되어 인과관계를 밝히는 데 한계가 있으며 연구에 이용된 자료 역시 상당히 오래된 자료에 국한된다. 이에 본 연구는 최근 노동시장의 동향을 최대한 반영하기 위해 기존 연구에 비해 가장 최근의 자료를 활용하였으며, 특히 15년(2005~2019년 사업체패널조사)에 달하는 가장 장기의 자료를 활용해 노동조합이 비정규직과

〈표 1〉 노동조합과 취약계층의 관계에 관한 연구

논문	분석주제	주요 결론	분석방식
김동배·김주일(2002)	노동조합과 비정규직 활용	노동조합이 존재하면 비정규직 활용 가능성 증가	사업체패널조사 2002년 자료를 활용한 횡단면 분석
박우성·박재용(2005)		노동조합조직률이 높으면 비정규직 활용 비율 감소	
이병훈·홍석범(2010)		노동조합이 존재하면 비정규직 활용 가능성 증가	사업체패널조사 2006년, 2008년 자료를 활용한 횡단면 분석
김인경(2013)	노동조합의 고용효과와 비정규직 고용	노동조합이 존재하면 근로자 수 및 비정규직 비율 증가	사업체패널조사 2005, 2007, 2009년 자료를 활용한 횡단면 분석

여성의 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 여성의 경우, 노동조합이 전반적인 여성 근로자의 고용에 미치는 영향뿐만 아니라 신규 고용직원 중 여성의 비중에 미치는 효과도 분석하였다. 무엇보다 본 연구는 기업 수준의 패널분석을 활용해 내생성(endogeneity) 문제를 다루었다. 즉, 선행연구는 노동조합이 있는 기업과 없는 기업 간 종속변수를 비교한 접근이라면 본 연구는 동일한 기업에서 노동조합이 설립된 이전과 이후의 종속변수를 비교한 접근이다.

### III. 분석모형 및 자료

#### 1. 분석모형

노동조합이 기업의 고용에 미치는 영향은 식 (1)의 패널모형(panel model)으로 분석할 수 있다.

$$Worker_{jt} = \beta_1 Union_{jt} + X'_{jt} \beta_2 + u_{jt} \quad (1)$$

$Worker_{jt}$ 는 기업  $j$ 가  $t$ 기에 고용하고 있는 근로자 수를 의미하는 종속변수



이며,  $Union_{jt}$ 는 주요 설명변수로  $t$ 기에  $j$ 에 노동조합이 설립되어 있으면 1, 없으면 0을 의미하는 더미변수(dummy variable)다. 예를 들어, 노동조합이 없던 기업이 노동조합을 설립하면 종속변수는 0에서 1이 되고, 노동조합을 해산하면 종속변수는 1에서 0이 된다. 하지만 설명의 편의를 위해  $Union_{jt}$ 의 변화를 “노동조합의 설립”으로 통칭한다.  $\beta_1$ 은 노동조합 설립이 기업의 고용에 미치는 영향을 의미하는 회귀계수로 만약  $\beta_1 > 0$ 이면, 노동조합 설립이 기업의 고용을 증가시킨다는 것을 의미하며, 반대로  $\beta_1 < 0$ 이면, 노동조합 설립이 기업의 고용을 감소시키는 것으로 해석할 수 있다.  $X_{jt}$ 는 기업의 고용에 영향을 줄 수 있는 통제변수의 벡터(vector)이며,  $\beta_2$ 는 통제변수들의 회귀계수 벡터를 의미한다.

$u_{jt}$ 는 오차항(error term)으로 식 (2)처럼 자료를 통해 연구자가 관찰할 수 없는 기업고정효과( $C_j$ )와 시간고정효과( $T_t$ ), 그리고 일반적인 오차항의 성격을 지닌  $\epsilon_{jt}$ 로 구성될 수 있다. 기업고정효과는 시간이 지나도 값이 변하지 않는 변수로 예를 들어 어떤 기업은 영위하는 사업의 특성상 많은 근로자가 필요할 수 있는데(예: 노동집약적 사업) 이러한 산업은 노조 유무와 관계없이 매출, 미래 산업에 대한 전망 등에 따라 근로자를 고용하려는 경향이 강할 것이다. 또는 어떤 경영인이 매우 보수적이어서 노동조합 설립에 반대하는 경향이 강한 동시에 근로자 고용에도 적극적이지 않을 경우, 이러한 경영인의 성향을 분석모형에 반영하지 않는다면 마치 노동조합이 없어 근로자가 증가하지 않는 것으로 분석되어 추정계수  $\beta_1$ 에 편의가 발생한다(biased coefficient). 시간고정효과는 기업 간 차이는 없으나 시간이 변할 때 결과(값)가 변하는 것으로, 예를 들어 특정 해에 정부의 정책이 노동조합 설립이나 근로자 고용에 영향을 주는 정책이 실행될 경우 마치 노동조합 설립으로 인해 근로자가 증가한 것처럼 해석되는 편의가 발생하게 된다.

$$u_{jt} = C_j + T_t + \epsilon_{jt} \tag{2}$$

이러한 두 가지 고정효과를 모두 제거 또는 통제할 수 있는 모형이 이원고정효과모형(two-way fixed effect model)이다(Cameron and Trivedi, 2005). 이원고정효과모형은 식 (3)처럼 각 변수를 평균값( $t$  기준)으로(예:  $\overline{Worker}_j = \sum_{t=1}^T Worker_{jt}$ )

차감하는 방식으로 기업고정효과  $C_j$ 를 제거하고, 시간고정효과  $T_t$ 를 직접 통제하는 방식이다.

$$\begin{aligned} Worker_{jt} - \overline{Worker}_j = & \beta_1(Union_{jt} - \overline{Union}_j) + (X'_{jt} - \overline{X}'_j)\beta_2 \\ & + (T'_t - \overline{T})\beta_3 + (\epsilon_{jt} - \overline{\epsilon}_j) \end{aligned} \quad (3)$$

하지만 고정효과가 존재하지 않거나 존재하더라도 주요 설명변수인  $Union_{jt}$ 와 상관관계가 없을 경우에는 확률효과모형(random effect model)이 적합하다. 고정효과가 존재하는 동시에 설명변수와 상관관계를 갖는지를 테스트하는 방법으로 (이원)고정효과모형과 확률효과모형 중 적합한 모형을 선정할 수 있다 (Hausman, 1978). 참고로, Hausman 검증결과, 본 연구의 모든 모형에서 고정효과모형이 적합한 것으로 판별되었다. 하지만 식 (3)을 통해 알 수 있듯이 연구자에게 관측되지 않는 기업고정효과뿐만 아니라 자료를 통해 관측될 수 있는 변수라고 하더라도 시간에 따라 값이 변하지 않거나 변하더라도 변동성이 약한 경우에는 확률효과모형으로 추정하는 것이 바람직하다(Wooldridge, 2013). 예를 들어, 개인의 경우 성별과 같은 변수는 자료를 통해 관측할 수 있으나 시간에 따라 변하지 않는 변수로 식 (3)에서 성별 변수가 제거된다. 본 연구에 활용된 기업 자료의 경우, 기업이 영위하고 있는 산업의 종류, 위치 등은 쉽게 변하지 않기 때문에 변동성이 낮아 고정효과모형으로 추정하는 것이 적절하지 않을 수 있다.<sup>2)</sup> 이에 본 연구에서는 고정효과모형 식 (3)을 분석하는 동시에 식 (1)을 확률효과모형으로도 분석하였다.

이후 일반적으로 한국 노동시장에서 취약계층으로 알려진 비정규직과 여성의 고용에 노동조합 설립이 미치는 영향을 추가로 분석했다. 비정규직과 여성의 분석에 활용된 종속변수는 각각 근로자 중 비정규직 근로자의 비중과 여성 근로자의 비중이다.<sup>3)</sup> 마지막으로, 노동조합이 성별 근로자의 고용에 미치는 영

2) 실제로 고정효과모형의 분석에 산업분류와 지역을 통제변수로 추가할 때 이들 변수는 모두 통계적으로 유의하지 않았고 노조 유무에 따른 종속변수의 결과는 동일했다.

3) 특정 집단의 수보다 비중을 활용하는 것이 바람직하다. 예를 들어, 비정규직의 수가 증가했다면 이는 근로자에게 부정적으로 받아들여질 수 있지만, 비정규직의 수가 증가할 때 정규직의 수가 더 많이 증가했다면 비정규직의 비중은 감소한 것으로 이는 근로자에게 긍정적 결과로 받아들여진다.

향을 더욱 면밀하게 분석하기 위해 종속변수를 젊은 근로자 중 여성의 비중으로 교체하여 추가 분석하였다. 즉, 노동조합의 설립으로 인해 기업이 신규로 고용한 직원의 성별 비중에 변화가 발생하는지를 분석하였다.

## 2. 분석자료

본 연구의 실증분석에 활용된 자료는 사업체패널조사(Workplace Panel Survey, 이하 WPS)다. WPS는 국책연구기관인 한국노동연구원이 2005년부터 2년 주기(홀수 연도)로 구축해온 국가승인통계조사(승인번호336003)다. WPS는 조사 대상(기업)을 2년마다 추적 조사하는 패널조사이기 때문에 동일한 기업이 노동조합 설립 이전과 이후 고용을 어떻게 변화시켰는지 분석할 수 있다는 점에서 횡단면조사(cross-sectional data)에 비해 인과관계의 규명에 우월하다(Green, 2018). 특히 WPS는 고용구조 및 노동수요를 체계적으로 파악하고 기업의 인적자원 관리 체계를 평가하기 위해 전국 30인 이상 기업들을 모집단을 대표할 수 있는 표본을 층화추출방식으로 구축한 국내 유일한 기업 수준의 패널자료다.<sup>4)</sup>

본 연구의 실증분석에는 15년에 달하는 장기의 패널자료(WPS 2005~2019년)를 활용했으며, 종속변수, 주요 설명변수, 통제변수들에 대한 변수 이름과 정의는 <표 2>를 통해 확인할 수 있다. 종속변수는 식 (1)~식 (3)에서 설명하였듯이 기업이 고용하고 있는 근로자의 수, 비정규직 비중, 여성 비중, 그리고 젊은 여성의 비중이다.

<표 2> 변수의 이름 및 정의

	변수	정의
종속변수	로그(근로자)	총근로자 수(단위: 명)의 로그값
	비정규직_비율	전체 근로자 중 기간제와 파트타임 근로자 비중(단위: %)
	여성_비율	전체 근로자 중 여성 비중(단위: %)
	젊은여성_비율	젊은 근로자 중 여성 비중(단위: %)
주요 설명변수	노조	노조가 있으면 1, 없으면 0

4) WPS에 대한 자세한 내용은 홈페이지(<https://www.kli.re.kr/wps/contents.do?key=175>)를 참고

〈표 2〉의 계속

	변수	정의
사업기간 및 매출액	사업기간 로그(매출액)	사업 지속 기간(단위: 년) 연간 매출액(단위: 백만 원)의 로그값
기업 종류	재단·사단	기업의 조직 유형이 재단, 사단, 특수법인 등에 속하면 1, 아니면 0
	개인사업	기업의 조직 유형이 개인사업자(개인의 독립적 운영)면 1, 아니면 0
	회사법인 학교법인	기업의 조직 유형이 회사법인이면 1, 아니면 0 기업의 조직 유형이 학교법인이나 의료법인이면 1, 아니면 0
임금수준	ln(임금)	고졸 및 대졸의 신입사원 연봉(단위: 만 원)의 로그값
산업분류 (10차)	제조	제조업이면 1, 아니면 0
	전기	전기, 가스, 증기 및 공기 공급업이면 1, 아니면 0
	하수	하수, 폐수, 수도 등이면 1, 아니면 0
	건설	건설 관련이면 1, 아니면 0
	도소매	자동차 및 이외의 도매 및 소매면 1, 아니면 0
	운수	육상, 수상, 항공 운송이면 1, 아니면 0
	숙박음식	숙박업 및 음식업이면 1, 아니면 0
	정보통신	영상, 출판, 컴퓨터 프로그래밍 등이면 1, 아니면 0
	금융	보험을 포함한 금융업이면 1, 아니면 0
	부동산	부동산업이면 1, 아니면 0
	과학기술	연구개발, 과학 및 기술 서비스 등이면 1, 아니면 0
	시설관리	사업시설 관리 및 사업지원 등이면 1, 아니면 0
	공공행정	공공행정, 국방 및 사회보장 행정이면 1, 아니면 0
교육	교육서비스업이면 1, 아니면 0	
보건	보건업이면 1, 아니면 0	
예술	창작, 예술, 여가, 스포츠, 오락 등이면 1, 아니면 0	
협회	협회 및 단체면 1, 아니면 0	
지역	서울	기업이 위치한 지역이 서울이면 1, 아니면 0
	부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 세종, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주도의 정의는 공간의 제약으로 생략	
분석 자료의 연도	2005년	2005년도 자료면 1, 아니면 0
	2007년, 2009년, 2011년, 2013년, 2015년, 2017년, 2019년의 연도	2007년, 2009년, 2011년, 2013년, 2015년, 2017년, 2019년의 정의는 공간 의 제약으로 생략

주요 설명변수는 노조가 설립되었는지에 대한 여부이며, 통제변수로 기업의 종류, 사업기간, 매출액, 임금수준, 산업분류, 지역, 그리고 연도 변수들이다. 연속변수에 해당하는 근로자의 수, 매출액, 임금수준은 로그값으로 전환하였으며, 금액과 관련이 있는 매출액, 임금은 한국은행이 공시하는 물가상승률을 적용하

여 실질값(2015년 기준)으로 변환하였다.

WPS의 경우, 전체 근로자 수와 총임금액에 대한 정보를 제공하고 있으나 해당 기업의 평균 임금수준은 근로자의 구성에 따라 매우 상이할 수 있다. 예를 들어, 임금수준이 낮은 기업이지만 근속기간이 긴 근로자의 비중이 높을 경우 마치 임금수준이 높은 기업으로 간주될 수 있기 때문이다. 그러므로 임금수준 변수로 신입직원의 임금(고등학교 졸업자와 대학교 졸업자 초임의 평균값)을 활용하였다.

종속변수 중 하나인 ‘비정규직\_비율’은 전체 근로자 중 비정규직 근로자의 비중을 의미하는데, 비정규직에는 무기계약직, 기간제, 파트타임 근로자 등이 포함된다. 비정규직을 기간제와 파트타임 근로자로 한정된 이유는 WPS가 연구 기간(2005~2019년) 동안 기간제와 파트타임 근로자에 대한 정보를 제공하는 반면 무기계약직에 대한 정보는 2015년 이후에만 제공한다. 무엇보다, 무기계약직 근로자는 정규직이 아니더라도 기간제나 파트타임 근로자처럼 근로기간이 계약에 명시된 것과 다르게 정년이 보장된다는 점에서 비정규직 근로자로 기간제와 파트타임 근로자만을 고려하는 것이 바람직할 수 있다.<sup>5)</sup>

종속변수 중 하나인 ‘젊은 여성\_비중’은 젊은 근로자 중 여성의 비중을 의미하는데, 국내의 경우 주로 20~30대 근로자가 젊은 근로자로 통용된다. 하지만 WPS의 경우, 각 근로자에 대한 연령 정보나 연령별 근로자 비중에 대한 정보를 제공하지 않는다. 이에 비관리자급 근로자를 젊은 근로자로 활용하였다. WPS는 한 기업이 고용하고 있는 근로자의 수를 ‘임원급’, ‘부장급’, ‘차장급’, ‘과장급’, ‘관리자 역할을 하는 대리급/조반장급’, ‘비관리자급’별로 세분하여 제공하고 있다. ‘비관리자급’에는 경력직이나 연령이 많은 근로자도 포함될 수 있지만, 국내 노동시장 특성상 ‘비관리자급’이 비교적 신입사원에 속하므로 이들을 젊은 근로자로 해석하였다.

통제변수 중 기업이 고용하는 근로자(종속변수)에 영향을 미칠 수 있는 중요한 변수로 매출액을 활용하였는데, 이는 기업의 규모 또는 경영성과를 통제하기 위함이다. 매출액은 경영성과를 나타내는 영업이익과 당기순이익, 그리고

5) 무기계약직은 정규직과 계약직의 중간적인 고용형태로, 임금수준이나 복지수준이 정규직에 비해 낮지만, 계약기간이 무기한이기 때문에 정년이 보장된다.

기업규모를 나타내는 근로자 수, 자산 등과도 밀접하게 연동되는 변수다. 기업의 규모를 통제하기 위해 근로자 수가 주로 활용되기는 하지만(박원우 외, 2010) 본 연구에 활용된 종속변수가 주로 근로자 수 또는 근로자 비중을 의미하기 때문에 통제변수로 근로자 수를 활용하는 것은 적합하지 않다. 참고로, WPS는 영업이익에 대한 정보도 제공하는데, 이 정보를 제공하지 않는 기업이 많아서 실증분석에 활용하지 않았다.

마지막으로 각 그룹별 기준그룹으로 재단법인(기업 종류), 제조(산업분류), 서울(지역), 2005년(연도)이 활용되었으며, 실증분석에 활용된 관측수는 15,495 개다.

## IV. 분석결과

### 1. 기술통계

<표 3>은 실증분석에 활용된 변수의 기술통계를 보여주는데, 노동조합 유무에 따라 기업을 분리한 기술통계도 추가하였다. 유의성 표시(\*:  $p < 0.10$ , \*\*:  $p < 0.05$ , \*\*\*:  $p < 0.01$ )는 노동조합이 있는 기업과 없는 기업 간 변수의 평균을 독립표본 t-검정한 결과 두 그룹 간 평균의 차이가 통계적으로 유의하게 다른지를 의미한다. 그리고 실증분석에는 연속변수(근로자, 매출액, 임금 등)가 로그값으로 활용되었지만 가독성을 위해 로그값으로 전환하기 이전의 값을 기입하였다.

기술통계 분석결과, 분석에 활용된 관측치(기업) 15,495개 중 33%(5,044개)가 노동조합이 설립된 것으로 나타났다.<sup>6)</sup> 기업들이 고용하고 있는 평균 근로자 수는 310명이었는데, 노동조합이 있는 기업(582명)이 노동조합이 없는 기업(178명)에 비해 근로자 수가 약 3.3배 많았다. 전체 근로자 중 여성의 비중은 29%였는데, 여성 근로자의 비중은 노동조합이 없는 기업(32.47%)이 있는 기업

6) 2005년 40.5%, 2007년 37.2%, 2009년 38.1%, 2011년 37.8%, 2013년 37.5%, 2015년 26.1%, 2017년 28.1%, 2019년 29.3%의 추이를 보인다.

〈표 3〉 기술통계

(단위: %)

변수	총샘플		무노조 샘플		노조 샘플	
	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)	평균 (Mean)	표준편차 (Std. Dev.)
근로자(명)	309.48***	796.48	178.01	409.12	581.88	1221.55
비정규직_비율	7.31	17.95	7.40	19.66	7.12	13.73
여성_비율	8.7	25.01	32.47	25.30	21.81	22.78
젊은여성_비율	22.67***	16.00	25.03	15.58	17.80	15.75
노조	0.33***	0.47	0.00	0.00	1.00	0.00
사업기간(년)	23.53***	15.51	19.66	12.73	31.55	17.54
매출액(백만 원)	548812***	2915435	245093	2201917	1178107	3934511
재단법인	0.08***	0.27	0.06	0.23	0.13	0.34
개인사업	0.04***	0.20	0.06	0.23	0.01	0.10
회사법인	0.83***	0.38	0.84	0.36	0.79	0.41
학교법인	0.05***	0.22	0.04	0.20	0.07	0.25
임금(만 원)	2483***	592.32	2393.28	506.85	2669.26	702.99
제조	0.45***	0.50	0.48	0.50	0.40	0.49
전기	0.01	0.11	0.01	0.09	0.02	0.15
하수	0.01***	0.09	0.01	0.09	0.01	0.09
건설	0.06***	0.24	0.09	0.28	0.02	0.13
도소매	0.06***	0.24	0.07	0.26	0.05	0.21
운수	0.09***	0.29	0.03	0.17	0.23	0.42
숙박음식	0.02	0.14	0.02	0.14	0.02	0.15
출판영상	0.03	0.17	0.03	0.18	0.03	0.16
금융	0.02***	0.15	0.02	0.14	0.03	0.17
부동산	0.01**	0.07	0.01	0.08	0.00	0.06
과학기술	0.04	0.20	0.04	0.20	0.04	0.20
시설관리	0.07***	0.25	0.09	0.28	0.02	0.16
공공행정	0.00***	0.05	0.00	0.02	0.01	0.08
교육	0.02***	0.13	0.01	0.12	0.02	0.15
보건	0.07	0.25	0.07	0.26	0.06	0.25
예술	0.01***	0.11	0.01	0.09	0.02	0.15
협회	0.02***	0.13	0.02	0.15	0.01	0.10
서울	0.25***	0.43	0.27	0.44	0.21	0.41

공간의 제약으로 기타 지역 및 연도에 대한 기술통계는 생략함.

관측 수	15,495	10,451	5,044
------	--------	--------	-------

주: 각 변수의 평균값을 노조 유무에 따라 독립표본 t-검정하여 유의성을 \* : p<0.1, \*\* : p<0.05, \*\*\* : p<0.01로 표시.

(21.81%)에 비해 훨씬 높았다. 젊은 근로자 중 여성 비중도 노동조합이 없는 기업에서 더 높았다.

사업기간은 평균 23.53년이었는데, 노동조합이 있는 기업의 사업기간이 31.55년으로 없는 기업(19.66년)에 비해 1.6배 길다. 평균 매출액은 5,488억 원 정도로 노조가 있는 기업의 매출액이 없는 기업에 비해 4.8배나 많다. 하지만 신입직원의 임금수준은 두 그룹 간 큰 차이가 없었다. 고졸 및 대졸자의 평균 초임은 2,483만 원인데, 노동조합이 있는 기업의 초임은 2,669만 원으로 노동조합이 없는 기업의 초임 2,393만 원에 비해 1.12배 정도 높다.

분석에 활용된 기업 중 83%가 회사법인의 형태인데, 두 기업 그룹 간 기업 형태별 분포를 고려할 때 개인사업자나 회사법인의 비중은 노동조합이 없는 기업에서, 학교법인과 재단법인의 비중은 노동조합이 있는 기업에서 상대적으로 높다. 산업 분류별로는 노동조합이 없는 기업의 비중이 주로 제조업, 도소매업, 운수업, 부동산업, 시설관리업 등에서 높게 나타난다. 지역별로는 노동조합이 없는 기업의 비중이 서울, 인천, 경기에서 비중이 높게 나타난다. 즉, 기술통계에 따르면 기업의 과반수(50.2%)가 수도권에 밀집되어 있지만, 노동조합이 없는 기업들 중 수도권에 위치한 비중이 상대적으로 높다.

이러한 기술통계의 해석에는 주의가 필요하다. 본 연구에서 활용된 자료가 패널자료이기 때문에 동일한 기업이라고 하더라도 노동조합이 설립되기 이전에는 ‘무노조 샘플’로 분류되었다가 노동조합이 설립된 이후에는 ‘노조 샘플’로 분류된다. 또한 노동조합의 유무에 따른 특정 변수의 평균에는 다른 변수들의 영향까지 포함되어 있기 때문에 노동조합이 종속변수에 미치는 독립적인 영향(ceteris paribus)을 분석하기 위해서는 회귀분석이 요구된다.

## 2. 노동조합과 근로자 고용

<표 4>는 노동조합과 근로자 고용 간 관계를 고정효과모형과 확률효과모형으로 분석한 결과를 보여준다. Hausman 검증결과 적합한 모형으로 판별된 고정효과 모형에 따르면 노동조합이 설립되기 이전에 비해 이후에 근로자의 수가 20% 증가하는 것으로 분석되었다. 이는 국내 선행연구에 비해 큰 증가인데, 선



〈표 4〉 노동조합과 근로자 고용

	변수	모델 1 : 고정효과모형		모델 2 : 확률효과모형	
		추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
주요 설명변수	노조	0.20***	0.02	0.50***	0.02
사업기간 및 매출액	사업기간	-0.02*	0.01	0.02***	0.00
	로그(매출액)	0.00***	0.00	0.01***	0.00
기업 종류 (기준: 재단법인)	개인사업	-0.06	0.06	-0.16***	0.05
	회사법인	-0.12**	0.06	-0.03	0.04
	학교법인	-0.23***	0.07	0.07	0.06
임금수준	로그(임금)	0.03	0.03	0.26***	0.03
산업분류 (기준: 제조)	전기			0.11	0.13
	하수			-0.45***	0.15
	건설			-0.21***	0.05
	도소매			0.00	0.06
	운수			-0.25***	0.05
	숙박음식			0.08	0.09
	출판영상			-0.04	0.07
	금융			0.33***	0.09
	부동산			0.12	0.15
	과학기술			0.24***	0.07
	시설관리			0.72***	0.05
	공공행정			0.30*	0.16
	교육			-0.02	0.10
	보건			0.37***	0.07
예술			0.05	0.12	
협회			-0.04	0.09	
지역 (기준: 서울)	부산			-0.03	0.05
	대구			-0.21***	0.06
	인천			-0.17***	0.05
	광주			-0.28***	0.08
	대전			0.18**	0.09
	울산			0.17**	0.08
	세종			0.26**	0.11
	경기			-0.11***	0.03
	강원			-0.25***	0.07
	충북			-0.12*	0.07
	충남			-0.10	0.06
	전북			-0.30***	0.09
	전남			-0.10	0.07
	경북			-0.14***	0.05
경남			-0.05	0.05	
제주			-0.27*	0.14	

〈표 4〉의 계속

	변수	모델 1 : 고정효과모형		모델 2 : 확률효과모형	
		추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
연도 (기준: 2005년)	2007년	0.07***	0.02	-0.02	0.02
	2009년	0.06	0.04	-0.09***	0.02
	2011년	0.09	0.06	-0.14***	0.02
	2013년	0.11	0.08	-0.19***	0.02
	2015년	0.15	0.09	-0.24***	0.02
	2017년	0.16	0.11	-0.31***	0.02
	2019년	0.22*	0.13	-0.27***	0.02
절편	_cons	4.99***	0.25	2.44***	0.21

- 주: 1) \*, \*\*, \*\*\*는 신뢰수준 90%, 95%, 99%에서 통계적으로 유의함을 의미.
- 2) 모델 1 : Prob>F=0.00, 모델 2 : Prob> $\chi^2$ =0.00.
- 3) Hausman 검증결과 고정효과모형(모델 1)이 적합(p<0.01).
- 4) 표본 수=15,495개(모델 1=모델 2).

행연구와 분석대상과 방법론이 달라 직접 비교는 어렵다. 특히 선행연구와 달리 장기 패널자료를 활용했기 때문에 노동조합의 장기 영향이 반영된 결과일 수 있다. 뿐만 아니라 분석시기에 따라서도 노동조합의 설립이 노동시장에 미치는 영향이 달라질 수 있다(DiNardo and Lee, 2004).

사업기간이 1년 증가할 때 근로자 수는 1.7% 감소하였으나 신뢰수준 90%에서만 통계적으로 유의하였다. 기업의 매출액이 1% 증가 시 근로자 수는 0.003% 증가하였다. 기업 형태별로는 재단법인의 근로자 수가 가장 많았으며, 임금수준 자체는 근로자 고용에 영향을 주지 않았다. 임금이 인상될 때 해당 기업에 대한 노동공급은 증가하겠지만 기업의 수요는 감소하는데(남성일, 2008), 이러한 수요와 공급 간 영향이 상쇄되어 나타난 결과로 이해된다.

고정효과모형이 동일한 기업이 노동조합을 설립하기 이전에 비해 이후에 고용하는 근로자 수의 변화(within effect)를 분석하는 것이라면, 확률효과모형은 노동조합이 있는 기업과 없는 기업 간 근로자 수를 비교(between effect)한 것으로 분석결과에 따르면 다른 변수들의 영향을 통제할 때 노동조합이 있는 기업이 없는 기업에 비해 근로자 수가 50% 많은 것으로 나타났다. 또한 확률효과모형에 따르면 제조업을 영위하는 기업에 비해 하수, 건설, 운수업을 영위하는 기업의 근로자 수가 상대적으로 적은 반면 금융, 과학기술, 시설관리, 보건업을

영위하는 기업의 근로자 수가 더 많은 것으로 나타났다. 지역별로는 서울에 위치한 기업에 비해 대부분 지역의 기업이 고용한 근로자 수가 적었는데, 대전, 울산, 세종에 위치한 기업만 서울에 위치한 기업에 비해 더 많은 근로자를 고용하고 있다.

### 3. 노동조합과 비정규직 고용

<표 5>는 노동조합과 비정규직의 고용 간 관계를 분석한 결과를 보여준다. 고정효과모형에 따르면 노동조합이 설립된 이후 근로자 중 비정규직(기간제 및 파트타임 근로자) 비중이 2.21%p 감소하는 것으로 분석되었다. <표 4>와 <표 5>의 분석결과를 종합하면, 노동조합 설립 이후 기업은 근로자를 더 많이 고용하는데 정규직으로 고용하는 경향이 확대된다고 해석할 수 있다. 그러므로 노동조합의 설립이 고용률을 증가시키는 동시에 양질의 일자리 제공에 긍정적인 영향을 알 수 있다. 다만 고정효과모형에서 다른 변수들의 경우 비정규직 비중에 유의한 영향을 주지는 않았다.

확률효과모형에 따르면 노동조합이 있는 기업과 없는 기업 간 비정규직 비율의 차이는 발견되지 않았다. 하지만 재단법인에 비해 다른 형태의 기업들(개인사업자, 회사법인, 학교법인)에서 비정규직 비율이 높았으며, 산업분류에 따르면 제조업에서의 비정규직 비율이 가장 낮았다. 특히, 시설관리, 교육, 숙박음식, 건설, 예술 분야의 기업들 순으로 비정규직 비율이 높았다. 지역별로는 서울, 인천, 세종, 경기, 전북 지역 기업들의 비정규직 비중이 상대적으로 낮았다.

<표 5> 노동조합과 비정규직 고용

	변수	모델 1 : 고정효과모형		모델 2 : 확률효과모형	
		추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
주요 설명변수	노조	-2.21***	0.85	0.25	0.48
사업기간 및 매출액	사업기간	0.06	0.32	-0.05***	0.02
	로그(매출액)	0.05	0.04	0.04	0.03

〈표 5〉의 계속

	변수	모델 1 : 고정효과모형		모델 2 : 확률효과모형	
		추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
기업 종류 (기준 : 재단법인)	개인사업	-3.82*	2.24	-7.11***	1.13
	회사법인	-3.47*	1.98	-7.71***	0.88
	학교법인	-1.52	2.25	-4.45***	1.31
임금수준	로그(임금)	0.40	0.90	0.22	0.74
산업분류 (기준 : 제조)	전기			3.55*	2.14
	하수			0.46	2.38
	건설			10.03***	0.89
	도소매			6.13***	0.97
	운수			1.71**	0.88
	숙박음식			16.52***	1.53
	출판영상			2.54**	1.23
	금융			6.73***	1.46
	부동산			5.32*	2.91
	과학기술			3.61***	1.14
	시설관리			20.38***	0.89
	공공행정			7.94**	3.69
	교육			16.83***	1.92
	보건			3.67***	1.24
예술			9.98***	2.08	
협회			8.00***	1.57	
지역 (기준 : 서울)	부산			-3.29***	0.96
	대구			-2.28**	1.08
	인천			-0.32	0.98
	광주			-3.71***	1.34
	대전			-0.96	1.43
	울산			-3.04**	1.37
	세종			0.40	2.89
	경기			-0.67	0.64
	강원			-2.56**	1.20
	충북			-3.06***	1.20
	충남			-2.30**	1.19
	전북			-2.07	1.51
	전남			-3.19**	1.35
	경북			-2.12**	0.95
	경남			-3.06***	0.94
제주			3.14	2.62	

<표 5>의 계속

	변수	모델 1 : 고정효과모형		모델 2 : 확률효과모형	
		추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
연도 (기준 : 2005년)	2007년	-0.49	0.84	-0.25	0.51
	2009년	-0.99	1.39	-0.65	0.50
	2011년	-0.06	2.00	0.43	0.49
	2013년	-0.95	2.63	-0.17	0.50
	2015년	-2.50	3.26	-1.02**	0.48
	2017년	-3.66	3.89	-2.13***	0.49
	2019년	-3.50	4.55	-1.80***	0.58
절편	_cons	8.04	8.69	11.51**	5.86

주: 1) \*, \*\*, \*\*\*는 신뢰수준 90%, 95%, 99%에서 통계적으로 유의함을 의미.

2) 모델 1 : Prob>F=0.00, 모델 2 : Prob> $\chi^2$ =0.00.

3) Hausman 검증결과 고정효과모형(모델 1)이 적합(p<0.01).

4) 표본 수=15,495개(모델 1=모델 2).

#### 4. 노동조합과 여성고용

<표 6>은 노동조합과 여성의 고용 간 관계를 분석한 결과를 보여준다. 고정효과모형에 따르면 노동조합이 설립된 이후 근로자 중 여성의 비중이 1.09%p 증가한 것으로 분석되었다. <표 4>와 <표 6>의 분석결과를 종합하면, 노동조합 설립 이후 기업은 근로자를 더 많이 고용하는데 과거에 비해 여성을 고용하는 경향이 확대된다고 해석할 수 있다. 그러므로 <표 4>, <표 5>, <표 6>의 결과를 다시 종합하면, 노동조합의 설립 이후 기업은 고용을 증가시키는데 그 과정에서 비정규직이 감소하고 여성의 고용은 확대되는 효과가 있었다. 사업기간이 1년 증가할 때 여성의 비중은 0.42%p 감소하며, 임금이 1% 증가할 때 여성의 비중은 0.0134%p 감소하는 것으로 나타났다. 또한 다른 기업 형태에 비해 재단법인이 여성고용을 상대적으로 더 많이 하는 것을 알 수 있다.

확률효과모형에 따르면 노동조합이 없는 기업보다 노동조합이 있는 기업에서 여성 근로자 비중이 1.23%p 낮다. 고정효과모형(within-effect) 및 확률효과모형(between-effect)의 추정계수를 종합하면, 여성들은 노동조합이 있는 기업보다 없는 기업에 상대적으로 더 많이 근로하는데, 노동조합이 없는 기업에서

노동조합이 설립된 이후에는 여성고용이 증가한다. 제조업에 비해 도소매, 숙박음식, 금융, 부동산, 시설관리, 공공행정, 교육, 보건, 예술 분야에서 여성의 비중이 높은 반면 전기, 하수, 건설업 분야에서는 여성의 비중이 상대적으로 낮았다. 지역별로는 서울에 위치한 기업에 비해 여성 비중이 높은 지역은 없었으며, 울산, 경기, 충북, 전남, 경북, 경남에 위치한 기업에서는 여성의 비중이 낮았다. 또한 고정효과모형과 확률효과모형 모두 점진적으로 근로자 중 여성의 비중이 증가하는 경향을 보였는데, 이는 고용노동부(사업체노동실태현황, 2007; 2019)의 자료와 일치한다.

〈표 6〉 노동조합과 여성고용

	변수	모델 1 : 고정효과모형		모델 2 : 확률효과모형	
		추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
주요 설명변수	노조	1.09**	0.47	-1.23***	0.40
사업기간 및 매출액	사업기간	-0.42**	0.18	-0.17***	0.02
	로그(매출액)	-0.01	0.02	-0.04**	0.02
기업 종류 (기준: 재단법인)	개인사업	-1.90	1.22	-1.22	0.98
	회사법인	-2.78***	1.08	-3.86***	0.82
	학교법인	-2.86**	1.23	-2.57**	1.05
임금수준	로그(임금)	-1.34***	0.49	-3.33***	0.48
산업분류 (기준: 제조)	전기			-14.16***	2.80
	하수			-12.40***	2.99
	건설			-16.72***	1.11
	도소매			11.81***	1.15
	운수			-17.29***	1.09
	숙박음식			14.08***	1.84
	출판영상			0.58	1.45
	금융			7.08***	1.79
	부동산			5.35*	3.02
	과학기술			-3.20**	1.34
	시설관리			11.34***	1.06
	공공행정			7.17**	3.09
	교육			11.63***	2.03
	보건			43.14***	1.33
	예술			6.74***	2.57
협회			1.38	1.74	

<표 6>의 계속

	변수	모델 1 : 고정효과모형		모델 2 : 확률효과모형	
		추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
지역 (기준: 서울)	부산			-0.74	1.09
	대구			-1.25	1.18
	인천			-1.20	1.02
	광주			-1.18	1.60
	대전			-2.98*	1.77
	울산			-8.86***	1.54
	세종			-1.15	1.97
	경기			-2.24***	0.60
	강원			0.29	1.31
	충북			-3.21**	1.34
	충남			-7.72***	1.28
	전북			-1.69	1.81
	전남			-6.08***	1.50
	경북			-3.26***	1.08
경남			-4.28***	1.05	
제주			-1.86	2.84	
연도 (기준: 2005년)	2007년	0.28	0.46	-0.05	0.29
	2009년	0.49	0.76	-0.41	0.30
	2011년	2.12**	1.09	0.87***	0.30
	2013년	3.19**	1.43	1.47***	0.32
	2015년	3.48**	1.78	1.35***	0.33
	2017년	4.58**	2.13	2.01***	0.36
	2019년	5.56**	2.49	2.33***	0.42
절편	_cons	48.59***	4.75	62.19***	3.87

주: 1) \*, \*\*, \*\*\*는 신뢰수준 90%, 95%, 99%에서 통계적으로 유의함을 의미.

2) 모델 1 : Prob>F=0.00, 모델 2 : Prob> $\chi^2$ =0.00.

3) Hausman 검증결과 고정효과모형(모델 1)이 적합(p<0.01).

4) 표본 수=15,495개(모델 1=모델 2).

<표 6>을 통해 노동조합 설립 이후 근로자 중 여성의 비중이 증가한 것을 확인할 수 있었는데, 이는 근로자 중 남성에 비해 여성의 퇴직이 감소한 결과일 수 있으며, 또는 기업이 직원을 고용할 때 여성 근로자를 더 많이 고용한 결과일 수 있다. 이에 노동조합 설립 이후 기업들이 이전에 비해 신입직원 고용 시 여성을 더 많이 채용하는지 알아보기 위해 종속변수를 신입직원 중 여성의 비

〈표 7〉 노동조합과 젊은 여성고용

변수	모델 1 : 고정효과모형		모델 2 : 확률효과모형	
	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)	추정계수 (Coef.)	표준오차 (Std. Err.)
노조	1.00**	0.47	-1.73***	0.33

주: 1) \*, \*\*, \*\*\*는 신뢰수준 90%, 95%, 99%에서 통계적으로 유의함을 의미.

2) 모델 1 :  $\text{Prob}>F=0.00$ , 모델 2 :  $\text{Prob}>\chi^2=0.00$ .

3) Hausman 검증결과 고정효과모형(모델 1)이 적합( $p<0.01$ ).

4) 표본 수=15,495개(모델 1=모델 2).

5) 모델 1과 모델 2의 통제변수는 <표 6>과 동일.

중으로 교체하여 분석하였다.

<표 7>은 노동조합과 젊은 여성의 고용 간 관계를 분석한 결과를 보여주는데 종속변수가 전체 근로자 중 여성의 비중이었던 <표 6>과 크게 다르지 않다. 젊은 여성 근로자는 노동조합이 없는 기업에서 더 많이 일하고 있는데, 노동조합이 설립된 이후에는 젊은 근로자 중 여성들의 비중이 증가한다. 다른 통제변수들의 부호, 통계적 유의성도 <표 6>과 크게 다르지 않아 세부 논의는 생략한다.

## V. 결론

노동조합을 향한 사회적 관심이 높아지고 있는 가운데, 노동조합조직물, 노동조합의 수 또한 증가하는 추세를 보인다. 노동조합의 수가 증가하고 있다는 것은 새로운 노동조합이 지속해서 설립되고 있음을 뜻한다. 새롭게 설립되는 노동조합은 기업과 근로자에게 다방면으로 영향을 미치는데, 그 영향력을 파악하는 것은 중요성을 인정받아 지난 수십 년간 노동조합의 영향에 관해 다양한 연구가 이루어졌다. 특히 노동조합의 경제적 효과를 분석한 연구는 주로 기업의 생산성과 임금수준에 미치는 영향을 파악하는 것에 집중되어 있는데, 지속되는 경기침체와 고용부진으로 인해 고용시장에도 관심을 가질 필요가 있는 것으로 판단되어 본 연구는 노동조합의 설립이 기업의 고용에 어떤 변화를 가져오는지 파악하고자 했다. 선행연구를 찾아보며 흥미로운 사실을 발견했는데,



해외에서 진행된 선행연구 결과와는 반대되게 대부분의 국내연구에서는 노동조합에 긍정적인 고용효과가 있는 것으로 나타났다. 선행연구들과 달리 본 연구는 노동조합의 설립이 고용시장 양극화 현상을 극심하게 겪고 있는 취약계층의 고용에는 어떠한 변화를 가져오는지 분석하는 것에 집중했다. 특히 국내 노동시장에서 대표적인 취약계층으로 알려진 비정규직과 여성의 고용변화에 집중했으며 선행연구와 달리 장기의 패널자료를 활용해 동태적 실증분석을 시도했다. 노동시장에서 비정규직 근로자는 정규직 근로자와 비교해 확연히 낮은 임금을 받고 열악한 환경에서 근무하며 고용 안정성 또한 크게 떨어진다. 여성 근로자 또한 남성 근로자보다 낮은 임금을 받고 근무하며 결혼, 출산, 육아 등의 이유로 경력이 단절된 이후에는 노동시장에 다시 진입할 시 일자리 선택의 폭이 크게 좁아지는 등 많은 어려움을 겪고 있다. 따라서 노동조합의 설립이 취약계층의 고용에 미치는 영향을 파악하는 것은 중요하며 관련 정책의 방향성을 제시하는 데에 도움이 될 것으로 판단된다.

분석결과, 노동조합은 기업의 고용에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 연구의 주요 분석대상인 취약계층의 고용성과를 분석한 결과, 노동조합이 설립된 이후 비정규직의 비중은 감소하고 여성 근로자의 비중은 증가하는 결과를 확인하였다. 이는 남성 근로자와 비교해 여성 근로자의 퇴직이 감소하여 나타난 결과일 수도 있기 때문에 신입직원 중 여성의 비중을 종속변수로 설정해 분석하고 그 추정치를 비교하였다. 분석결과는 크게 다르지 않았는데, 노동조합 설립 이후에 신입직원 중 여성의 비중도 증가하는 것으로 나타났다. 즉, 실증분석 결과를 종합하면, 노동조합의 설립 이후 기업은 고용을 증가시키는데 그 과정에서 비정규직이 감소하고 여성의 고용은 확대되며, 특히 신입직원 중에서 여성 비중이 상대적으로 증가하는 효과를 발견했다. 다만, 노동조합 설립 이전에 비해 비정규직 비중, 여성의 비중, 신규 고용 중 여성의 비중은 각각 2.21%p 감소, 1.09%p 증가, 1.00%p 증가 정도로 그 변화가 크지는 않았다. 이러한 분석결과를 고려할 때 노동조합의 활성화는 최소한 취약계층의 고용에 긍정적일 것이다. 하지만 노동조합에 의한 노동시장의 성과는 매우 다양한 관점에서 평가될 수 있기 때문에 신중한 정책적 접근이 요구된다.

본 연구의 분석결과에 따르면 노동조합의 설립은 고용시장에서 취약계층에

긍정적인 영향을 미치는 것으로 보이지만 결과 해석에 주의할 점 또한 존재한다. 먼저 본 연구를 통해 노동조합의 설립이 기업의 고용 및 노동시장 취약계층 고용에 어떠한 방식으로 변화를 불러일으켰는지 파악할 수 없다. 예를 들면, 본 연구는 노동조합의 설립 이후에 기업의 여성고용이 증가한다는 결론을 도출하였다. 그러나 이는 여성이 노동조합이 존재하는 기업을 선호해서 나타난 결과일 수도 있고 기업이 노동조합의 설립 이후에 여성 근로자에 대한 수요를 높인 것일 수도 있다. 심지어 노동조합의 설립 이후, 기업은 여성고용을 꺼렸으나 여성 구직자가 노동조합이 설립된 기업을 더욱 선호하게 되면서 공급 증가의 영향이 수요 감소를 상쇄한 결과일 수도 있다. 또한 본 연구는 노동조합 설립 이후에 근로자 중 비정규직의 비율이 낮아진다는 결론을 도출했는데, 이 역시 노동조합의 설립 이후에 기존의 비정규직 근로자들이 정규직으로 전환된 결과일 수도 있고 퇴사를 감행해 나타난 결과일 수도 있다. 이처럼 본 연구는 노동조합의 설립이 종속변수의 변화를 초래한 세부적인 메커니즘을 밝히지 못했다. 또한 본 연구는 주요 설명변수로 노동조합의 유무만을 고려하여 진행하였다. 노동조합이 설립되어 있다면 그 노동조합의 노동조합조직률, 조합원의 성별 비율, 비정규직 근로자의 노동조합 가입 가능 여부 등과 같은 여러 세부사항이 존재하는데 이를 고려하지 않고 단순하게 노동조합의 유무만을 고려하였다.

나아가 정보가 부족해 분석하지 못한 주제도 있다. 예를 들어, 노동조합이 여성 고용에 긍정적이라는 결론을 도출했으나 여성 또는 신규 여성 근로자의 변화가 정규직 또는 비정규직 중 어느 직군에서 증가했는지는 매우 중요하다. 하지만 WPS는 정규직과 비정규직 각각에 대한 성별 정보를 최근(2015, 2017, 2019)에 제공하기 시작했다. 마지막으로 종속변수와 주요 설명변수 간 역인과 관계(reverse causality)도 성립할 수 있다. 예를 들어, 정규직을 많이 고용할 만큼 경영성과가 좋은 기업에서 노동조합이 설립될 가능성이 높다(DiNardo and Lee, 2004). 노동조합과 취약계층에 대한 연구 자체가 부족한 만큼 향후 활발한 후속연구를 통해 유용한 시사점 도출이 필요하다.

## 참고문헌

- 고영우·남준우(2013). 「노동조합이 기업성과에 미치는 영향」. 『한국경제연구』 31 (3) : 211~237.
- 고용노동부(2007; 2017). 「조합원규모별 노동조합 조직현황」. 보도자료.
- \_\_\_\_\_ (2007; 2019). 「시도별, 산업별, 규모별, 사업체수 및 종사자수(성별)」. 보도자료.
- \_\_\_\_\_ (2021). 「2020년 전국노동조합 조직현황」. 보도자료.
- 김동배·김주일(2002). 「비정규직 활용의 영향요인」. 『노동정책연구』 2 (4) : 17~38.
- 김민길·조민호(2017). 「한국의 남녀임금격차 추세 및 원인 분석」. 『한국행정논집』 29 (4) : 659~692.
- 김성률·오호철(2017). 「비정규직 근로자의 고용상 문제점과 개선방안에 대한 연구」. 『법이론실무연구』 5 (2) : 59~80.
- 김인경(2013). 「노동조합의 고용효과 분석」. 『KDI 政策研究』 35 (4) : 95~136.
- 남성일(2008). 「최저임금제가 노동수요에 미치는 효과: 감시단속 근로자에 대한 실증분석」. 『노동경제논집』 31 (3) : 1~19.
- 남성일·전재식(2013). 「노동조합은 기업의 생산성을 높이는가?」. 『産業關係研究』 23 (4) : 45~66.
- 노용진(2016). 「노동조합과 고용변동」. 『노동리뷰』 138 : 42~62.
- 류재우(2005). 「노동조합의 임금과 고용효과」. 『勞動經濟論集』 28 (1) : 105~133.
- 문무기(2016). 「노동조합의 존재 의의에 관한 단상(斷想)」. 『노동법연구』 40 : 307~351.
- 박기성·김용민(2007). 「정규-비정규근로자의 임금격차 비교 : 2003년과 2005년」. 『노동정책연구』 7 (3) : 35~61.
- 박우성·박재용(2005). 「비정규직의 활용과 노동조합의 역할: 실증분석과 시사점」. 『産業關係研究』 15 (1) : 23~41.

- 박원우 · 고동운 · 윤은성(2010). 「연구의 인과성 제고 : 통제변수의 의의, 활용 현상 분석 및 제언」. 『노사관계연구』 21 : 1~49.
- 신광영(2011). 「한국의 성별 임금격차」. 『韓國社會學』 45 (4) : 97~127.
- 유경준 · 강창희(2014). 「노동조합이 사업체의 고용규모와 성과지표에 미치는 영향」. 『經濟學研究』 62 (4) : 35~65.
- 이병훈 · 홍석범(2010). 「기업의 비정규인력 활용에 대한 노동조합 효과」. 『동향과 전망』 80 : 217~251.
- 이시균(2008). 「노동조합이 비정규노동의 고용에 미치는 효과」. 『産業關係研究』 18 (1) : 1~27.
- 조동훈(2008). 「패널자료를 이용한 노동조합의 임금효과 분석」. 『勞動經濟論集』 31 (2) : 103~128.
- 통계청(1999; 2022). 「성별 경제활동인구 총괄」. 보도자료.
- \_\_\_\_\_ (2003; 2021). 「성/근로형태별 임금근로자 규모 및 비중」. 보도자료.
- \_\_\_\_\_ (2022). 「2022년 8월 경제활동인구조사: 근로형태별 부가조사 결과」. 보도자료.
- Bryson, A.(2004). “Unions and Employment Growth in British Workplaces During the 1990S : A Panel Analysis”. *Scottish Journal of Political Economy* 51 (4) : 477~506.
- Cameron, A. C. and P. K. Trvedi(2005). *Microeconometrics : Methods and Applications*. Cambridge.
- Davis-Blake, A. and B. Uzzi(1993). “Determinants of Employment Externalization : A Study of Temporary Workers and Independent Contractors”. *Administrative Science Quarterly*, pp.195~223.
- DiNardo, J. and D. S. Lee(2004). “Economic Impacts of New Unionization on Private Sector Employers : 1984~2001”. *The Quarterly Journal of Economics* 119 (4) : 1383~1441.
- Frandsen, B. R.(2021). “The Surprising Impacts of Unionization : Evidence From Matched Employer-employee Data”. *Journal of Labor Economics* 39 (4) : 861~894.

- Freeman, R. B. and J. L. Medoff(1984). "Trade Unions and Productivity : Some New Evidence on an Old Issue". *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science* 473 (1) : 149~164.
- Green, W. H.(2018). *Econometric Analysis*. Pearson.
- Hausman, J. A.(1978). "Specification Tests in Econometrics". *Econometrica* 46 (6) : 1251~1271.
- Houseman, S. N.(2001). "Why Employers Use Flexible Staffing Arrangements : Evidence From an Establishment Survey". *ILR Review* 55 (1) : 149~170.
- Kaufman, R. S. and R. T. Kaufman(1987). "Union Effects on Productivity, Personnel Practices, and Survival in the Automotive Parts Industry". *Journal of Labor Research* 8 (4) : 333~350.
- Lee, L. F.(1978). "Unionism and Wage Rates : A Simultaneous Equations Model With Qualitative and Limited Dependent Variables". *International Economic Review* : 415~433.
- Leonard, J. S.(1985). "The Effect of Unions on the Employment of Blacks, Hispanics, and Women". *ILR Review* 39 (1) : 115~132.
- Long, R. J.(1993). "The Effect of Unionization on Employment Growth of Canadian Companies". *ILR Review* 46 (4) : 691~703.
- Morikawa, M.(2010). "Labor Unions and Productivity : An Empirical Analysis Using Japanese Firm-level Data". *Labour Economics* 17 (6) : 1030~1037.
- OECD(2021). <https://data.oecd.org/earnwage/gender-wage-gap.htm>.
- Uzzi, B. and Z. I. Barsness(1998). "Contingent Employment in British Establishments : Organizational Determinants of the Use of Fixed-term Hires and Part-time Workers". *Social Forces* 76 (3) : 967~1005.
- Wooden, M. and A. Hawke(2000). "Unions and the Employment Growth : Panel Data Evidence". *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society* 39 (1) : 88~107.
- Wooldridge, J. M.(2013). *Introductory Econometrics : A Modern Approach*. South-Western.

## The Effects of Unionization on Employment of the Vulnerable Social Groups

Kim, Daehwan · Jung, Changyeon

After theoretical studies on the effects of labor unions on labor market performance have been performed, many empirical studies have been attempted to confirm them. However, most of the empirical studies have focused on analyzing the effects of labor unions on wages and productivity, and their results are mixed. In particular, there are not many papers addressing the relationship between labor unions and the employment of vulnerable groups. Especially no empirical literature focusing on the employment of women has been found. Above all, prior studies on the relationship between the labor union and the vulnerable are limited to cross-sectional analysis, making it difficult to explain the causal relationship.

Applying panel models to the data of the Workplace Panel Survey from 2005 to 2019, this paper aims to analyze how the overall employment of companies after the establishment of the union, and the employment of vulnerable social groups, especially the employment of women, has changed. The empirical results present that companies have hired more workers after the establishment of the union, and in particular, it was found that the proportion of regular workers rather than non-regular workers and the proportion of women increased. In addition, the establishment of a labor union increased the proportion of women among new employees. However, the detailed mechanism for why such results were derived was not disclosed. As related studies are still lacking, more in-depth implications need to be drawn through various follow-up studies in the future.

Keywords : labor union, female employment, non-regular workers, panel analysis