

노동조합은 경제위기 때 고용보호를 제공하는가?: 코로나 19의 자연실험

김 우 영*

초록

기존 연구들은 횡단면 자료나 집계자료를 이용하여 코로나19 기간 동안 노조와 비노조 부문의 고용변화를 살펴보았기 때문에 과연 코로나19 기간 동안 노동조합이 조합원의 해고를 줄이기 위하여 임금상승을 포기하였는지 또한 근로시간을 단축하였는지 등에 대해서는 알려진 것이 거의 없다. 본 연구에서는 종단면 자료인 2018-2020년 KLIPS를 이용하여 노동조합이 근로자의 직장유지율, 임금, 노동시간에 미치는 영향을 살펴본다. 패널자료를 이용하여 고정효과와 임의효과모형을 추정한 결과, 첫째, 코로나19 기간인 2020년에 노조원이 비노조원보다 직장을 유지할 확률이 1.9배 높은 것으로 나타났다. 또한, 노조원의 직장유지율 상승효과는 남성보다는 여성에게 더 강하게 나타났다. 이는 코로나19 기간에 여성이 남성보다 노조의 보호를 더 많이 받았다는 것을 시사한다. 둘째, 2020년에 노조원과 비노조원 사이에 임금증가율에 있어서 차이가 없는 것으로 나타났다. 따라서 코로나19 기간 동안 노조가 조합원의 고용보호를 위하여 임금을 희생한 것은 아닌 것으로 보여진다. 하지만, 2020년에 노조원이 비노조원보다 근로시간이 약 1.6% 낮게 증가한 것으로 나타났기 때문에 노조부문에 조합원의 고용보호를 위하여 상대적으로 근로시간 증가를 억제한 것으로 판단된다. 마지막으로 조합원(union member) 여부가 아닌 단체협약적용여부(coverage)를 사용하여 노동조합이 직장유지율, 임금, 노동시간에 미치는 영향을 재 추정하였는데 2020년에 노조가 직장유지율과 근로시간증가율에 미치는 효과에 있어 질적인 결과는 달라지지 않음을 발견하였다. 따라서 코로나19 기간 동안에 노동조합이 조합원 뿐 아니라 사업장 내 단체협약의 적용을 받는 근로자에게까지 고용보호의 혜택을 제공한 것으로 판단된다.

주요용어 : 코로나19, 노동조합, 직장유지율, 임금, 근로시간, 패널분석

* 공주대학교 경제통상학부 교수, kwy@kongju.ac.kr

1. 서론

2019년 말에 발생한 코로나19는 전 세계 사람들의 건강과 일자리를 위협하고 있다. 한국의 경우 2020년 1월 20일 우한에서 입국한 중국인이 코로나19의 첫 확진자로 등록되었으며 그 이후 대구·경북지역을 중심으로 확산되어 왔고 최근에는 코로나 19의 변이 바이러스를 통하여 확진자수가 지속적으로 증가하고 있는 실정이다. 코로나19로 인한 경제적 손실 역시 매우 심각한 수준인데 2020년 세계경제성장률은 -3.5%로 대공황(Great Depression) 이후 가장 심각한 경기 침체를 보이고 있고(IMF, 2021), 한국의 경제성장률도 약 -1.1%로 나타나 1998년 외환위기 이후 가장 낮은 성장률을 경험했다(OECD, 2020).

2020년 이후 코로나19가 노동시장에 미친 영향에 대해서는 국내외적으로 많은 연구가 진행되고 있다. 나라마다 차이는 있지만 대부분의 해외 연구에서는 코로나19가 취약계층과 저소득층의 일자리에 더 나쁜 영향을 미쳤다는 것을 발견하고 있다. 예를 들어 미국, 영국, 독일을 대상으로 한 Adams-Prassl et al.(2020)의 연구는 재택근무가 어려운 사람들과 저학력층 및 여성이 코로나19로 일자리를 더 많이 잃었다는 것을 보여주고 있으며, 프랑스를 대상으로 한 Apouey et al.(2020)의 연구는 코로나19가 정규직보다는 비정규직(Gig workers)의 일자리를 더 많이 줄였다는 것을 발견하고 있다. 이외에도 Béland et al. (2020)은 코로나19가 미국 내 남성, 청년층, 히스패닉, 저학력층의 고용에는 나쁜 영향을 미쳤지만 임금에는 큰 영향을 미치지 못했다는 것을 보이고 있으며, 이태리, 포르투갈, 스페인을 대상으로 한 Caselli et al.(2020)는 전면봉쇄(lockdown)가 주로 여성과 청년의 이동성을 낮추어 남녀간, 세대간 불평등을 확대하고 있다고 보고하고 있다.

개발도상국을 대상으로 한 Koczan(2020)와 Gerard, Imbert and Orkin(2020)의 연구에서도 코로나19의 부정적 영향은 주로 여성, 청년, 저학력, 저소득의 취약계층에 집중되어 있고 이들 국가들은 사회보험확대를 위한 재정이 부족하기 때문에 더 심각한 문제를 야기할 수 있다고 지적한다. 결국, 국가적으로 코로나 19의 영향을 많이 받는 취약계층에 대한 사회보험 적용확대가 필요한데 이러한 문제는 우리나라에서도 자영업자에 대한 고용보험 확대 필요성으로 나타나고 있다.

국내에서도 코로나 19가 노동시장에 어떤 영향을 미쳤는지에 관한 연구가 진행되고 있다. 김주영·길은선·임주영(2020)은 2020년 3월 산업별 자료 분석을 통하여 제조업 생산은 위축되었으나 고용감소는 나타나지 않았고, 서비스업의 경우 생산과 고용이 함께 감소하였음을 밝히고 있다. 따라서 이들의 연구는 코로나19 초기에 서비스업이 제조업보다 더 타격이 컸음을 보여준다. 이종관(2020) 역시 제조업과 서비스업으로 구분하여 코로나19의 고용효과를 합성대조군 방법을 이용하여 살펴보았는데 제조업은 수출 감소를 통하여 고용이 줄어들었고, 서비스업은 지역의 대고객 서비스업의 위축을 통하여 고용이 크게 감소했음을 보이고 있다. 김종욱·지상훈(2020)은 2020년 상반기 산업별 고용변화를 분석하였는데 제조업, 건설업, 서비스업에서는 고용감소가 나타난 반면, 농림어업과 보건복지산업에서는 약간의 고용증가가 있었음을 보여주고 있다.

이외에도 근로자의 특성에 따라 코로나19의 영향을 살펴본 우리나라 연구도 있는데, 황선웅(2020)과 김유빈(2020)은 코로나19로 인하여 정규직보다는 비정규직이 비자발적 실직과 무급휴업을

강요당했으며, 청년, 여성 및 임시·일용직이 더 많이 일자리를 잃었다는 것을 발견하였다. 한편, 김태완·이주미(2020)는 코로나19가 전통적 취약계층뿐 아니라 소득 2, 3분위까지 부정적 영향을 주었다는 보여주고 있고, 조민수(2020)는 지역별 고용조사 2020년 상반기 자료를 분석하여 2019년까지 지니계수가 감소해오다가 2020년에 다시 증가하고 있다는 것을 밝히고 있다.

하지만 지금까지 코로나19와 관련하여 많은 연구가 있었음에도 불구하고 코로나19로 인한 경제위기 동안에 노동조합이 어떤 역할을 하였는지를 분석한 연구는 소수에 불과하다. Lemieux et al.(2020)은 코로나19 초기에 노조보다는 비노조 부문에서 일자리 감소가 훨씬 컸음을 보이고 있으며, McNicholas et al.(2020)은 코로나19 기간 동안에 노조는 안전보건조치를 더 잘 활용하고, 일시적 휴가를 사용함으로써 일자리를 보호하는 역할을 하였다고 주장한다. Béland et al. (2020)는 코로나19 초기에 노조원의 실직률이 비노조원보다 낮았다는 것을 보이면서 노조의 협상력으로 실직을 회피했을 가능성과 노조원이 필수근로자가 많은 의료산업에 더 많이 취업하고 있었을 가능성을 제시했다. 또한, Firouzi-Naeim and Rahimzadeh(2020)은 노동조합이 목소리(voice) 기능을 활용하여 작업장에서 코로나19의 확진자를 줄이는 역할을 하였다는 것을 보이고 있다.

이들 연구들은 코로나19 기간 동안 노조가 노동시장에 미친 영향을 부분적으로 보여주고는 있지만 노동조합이 조합원 또는 기업내 근로자의 실직을 낮추었는지, 고용유지를 위하여 근로시간을 줄였는지, 또한 실직을 줄이기 위하여 임금을 낮추었는지 등에 대해선 충분한 정보를 주지 못하고 있다. 기업의 경영상태가 좋지 않을 때 노동조합은 조합원의 실직을 줄이기 위하여 임금상승을 포기하는 양보교섭을 활용하는 것에 대해서는 이미 많은 연구를 통해서 알려져 왔다 (Craft, Labovitz and Abboushi, 1985; Roche, Teague and Coughlan, 2015; Ivlevs and Veliziotis, 2017). 우리나라에서도 노조가 고용조정을 회피하거나 그 규모를 축소하기 위하여 임금을 양보하여 교섭하는 경우들도 여러 연구에서 확인되고 있다 (윤윤규, 2008; 노용진, 2011; 김주희, 2011). 따라서 코로나19 기간 동안에도 과연 이러한 현상이 나타났는지를 확인하는 것은 경제위기 시 노조의 고용보호 기능을 판단하는데 있어 중요한 정보를 제공하게 될 것이다.

본 연구는 코로나19라는 *외생적 충격*을 이용하여 기업의 경영상태가 악화될 때 노동조합이 근로자의 고용, 노동시간, 임금에 어떤 영향을 미치는지를 분석한다는 점에서 의의를 가진다. 앞서 경기가 나쁠 때 또는 기업의 경영상태가 좋지 않을 때 노조가 조합원의 실직을 낮추고 임금을 양보할 수도 있음을 지적하였다. 하지만 이 경우 기업의 경영상태가 나쁜 것이 내생적일 수 있기 때문에 노조의 효과를 파악하는데 어려움이 발생할 수 있다. 즉, 노조가 독점적 협상력을 가질 경우 생산성을 낮추고 이윤에도 부정적인 영향을 미친다는 연구가 있다(Clark, 1984; Warren, 1985; Maki and Meredith, 1986).¹⁾ 따라서 기업의 경영상태가 좋지 않은 것이 노동조합의 영향으로 인해 내생적으로 발생할 수 있다면 노조의 효과와 기업 경영악화의 효과를 분리하는 것이 어려울 것이다. 심지어 Ebell and Ritschl(2008)은 1930년대의 미국의 대 공황이 독점적 노동조합의 강력해진 단체

1) 물론 노조가 생산성에 긍정적인 영향을 준다는 연구들도 있다. 대표적인 연구가 Brown and Medoff(1978)인데 이들은 미국의 제조업 부문 생산함수를 추정을 통하여 노조가 1인당 생산량을 높인다는 것을 보이고 있다.

협상력의 결과라고 주장하기도 한다.

하지만 기업입장에서 보면 코로나19는 순수히 외생적이라고 볼 수 있기 때문에 이 경우 노동조합이 어떻게 대처하는 가를 분석하는 것은 기업이 경영상 어려움에 처해 있을 때 노조의 역할을 판단하는데 있어 좋은 기회가 될 것이다. 특히 우리나라의 경우 대부분의 노조가 기업별 노조이기 때문에 기업내 근로자의 고용보호에 있어서 노조의 역할이 더욱 확연하게 나타날 가능성이 높다.

코로나19 기간 동안 노조의 고용, 노동시간, 임금효과를 분석하기 위하여 본 연구에서는 한국노동연구원의 노동패널(KLIPS)을 사용한다. 특히 분석에 있어서 2018-2020년 KLIPS 코호트를 사용하는데 그 이유는 이 코호트가 2020년을 포함한 표본 중 가장 많은 관측치를 가지고 있기 때문이다.²⁾ KLIPS는 임금근로자를 대상으로 상용직, 임시일용직 등 근로형태 뿐 아니라 사업장 내 노동조합 존재 여부, 노조 가입여부, 노조 가입대상여부 등을 묻고 있다.³⁾ 따라서 이 정보를 이용하여 코로나19 기간 동안 노조가입 유무별 근로자의 임금 및 고용변화를 살펴볼 수 있다. KLIPS는 패널조사이지만 횡단면 가중치를 사용하면 경제활동인구조사와 크게 다르지 않기 때문에 대표성이 있는 자료일 뿐 아니라 동일한 근로자의 시간에 따른 변화를 살펴볼 수 있다는 장점을 가진다(김우영, 2017). 따라서 KLIPS를 이용하면 코로나19이전에 노조원 또는 비노조원이었던 개별 근로자가 코로나19기간 동안에 노동시장에서의 지위가 어떻게 변화했는지를 직접 확인할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 KLIPS 2018년 표본을 이용하여 2018-2020년 노조가입 유무별 고용 및 임금 변화를 살펴본다. 제3장에서는 노조가입 유무별로 직장 유지, 임금변화, 근로시간 변화를 회귀방정식의 추정을 통하여 살펴본다. 제4장에서는 강건성 분석을 실행하며, 마지막으로 5장은 연구결과의 요약과 함의를 제시한다.

II. 코로나19 기간의 노조-비노조 부문별 고용 및 임금변화

1. 전체 근로자 대상 분석

2020년 한 해 동안 코로나19는 우리나라 노동시장에 지대한 영향을 미쳤으며 현재에도 그 충격은 진행 중에 있다. 여기서는 2018년 KLIPS 코호트를 이용하여 코로나19가 노조와 비노조부문의 고용 및 임금에 미친 영향을 살펴보기로 한다. <표 1>은 2018년부터 2020년까지의 근로자수, 주당 근로시간, 시간당 임금을 보여주고 있다.

2) KLIPS에는 현재 3개의 코호트가 존재한다. 첫 번째 코호트는 1998년에 시작한 것이며, 두 번째 코호트는 2009년에, 세 번째 코호트는 2018년에 시작한 것이다. 1999년, 2009년 코호트는 2020년에 이르러 상당한 표본마모가 발생하기 때문에 본 연구에서는 2018년 코호트를 분석하기로 한다. 물론 2018년 코호트를 사용하면 분석기간이 짧아진다는 단점은 존재한다.

3) 개인의 노조가입 여부를 알 수 있는 자료로서 통계청 경제활동인구조사의 부가조사인 근로형태별 조사가 있는데 이 조사는 매년 8월을 기준하고 조사되고 있기 때문에 2020년의 전반적 상황을 알기 어렵고, 또한 횡단면 조사이기 때문에 개인 단위의 경제활동 변화도 알 수 없다는 단점을 가진다.

예상했던 대로 2019년과 2020년 사이 통계청 경황조사의 전체 근로자 수나 KLIPS의 전체 근로자 수는 모두 감소한 것으로 나타나고 있다. KLIPS의 근로자 수가 경황조사의 근로자 수보다는 약간 작게 추정되고 있는데 증가율에서는 큰 차이를 보이고 있지는 않다. 한편, 2019-2020년 KLIPS에 나타난 노조부문 근로자 수는 0.8%, 비노조부문에서는 0.6% 감소하여 노조부문의 근로자 감소가 다소 더 큰 것으로 나타나고 있다. 하지만 이러한 차이는 근로자의 인적 특성과 산업 및 직업의 차이에서도 발생할 수 있기 때문에 이 결과만으로 코로나19 기간에 노조부문에서 더 많은 근로자가 직장을 상실했다고 보기는 어려울 것이다.

근로시간 역시 2019-2020년 사이 경황과 KLIPS 모두에서 줄어든 것으로 나타나고 있어서 코로나 기간 동안 총 노동투입량(취업자수x근로시간)은 감소한 것으로 알 수 있다. 근로자 수의 변화율과 근로시간의 변화율을 보면 근로시간의 감소율이 상대적으로 더 크게 나타나는데 이는 기업에서 코로나19로 노동수요가 감소할 때 근로자를 줄이기보다는 근로시간 단축을 더 많이 활용한 것으로 볼 수 있다. 이와 유사한 현상은 코로나19 초기 캐나다의 노동시장에서도 관측되었다 (Lemieux, et al., 2020). 한편, 2019년과 2020년 사이 노조원과 비노조원의 근로시간은 거의 비슷하게 1% 정도 감소한 것으로 나타나고 있어 비노조부문에 비하여 노조부문에서 근로시간 단축을 더 많이 활용한 것으로 보이지는 않는다.

<표 1> 노조가입 유무별 근로자수, 근로시간, 임금의 변화 (2018-2020)

연도	근로자수(1,000명)				주당 근로시간			시간당 임금(만원)			
	노조	비노조	전체	경황조사	노조	비노조	전체	경황조사	노조	비노조	전체
2018	1,786	17,495	19,281	20,084	41.5	41.0	41.0	40.2	2.20	1.47	1.55
2019	2,000	17,685	19,686	20,440	41.6	40.2	40.3	39.3	2.18	1.51	1.59
2020	1,984	17,579	19,563	20,332	41.2	39.8	39.9	37.8	2.21	1.59	1.66
2018-2019(%)	12.0	1.1	2.1	1.8	0.2	-2.0	-1.7	-2.2	-0.9	2.7	2.6
2019-2020(%)	-0.8	-0.6	-0.6	-0.5	-1.0	-1.0	-1.0	-3.8	1.4	5.3	4.4

주: KLIPS자료는 2018표본에 가중치를 적용한 것임. 통계청 경황조사의 근로자수는 KOSIS, 주당 근로시간은 원 자료에서 계산됨. KLIPS 노조, 비노조는 노조가입여부로 구분됨. 시간당 임금은 월 급여를 (주당근로시간x4.33)으로 나눈 것임.

마지막으로 시간당 임금을 보면 코로나19 기간 동안 노조부문의 임금은 약 1.4% 증가한 반면, 비노조부문의 임금은 그보다 많은 5.3% 증가한 것으로 나타나고 있다. 코로나 19 기간 동안 노조부문의 근로자 수 감소가 비노조부문보다 좀 더 컸기 때문에 노조가 조합원의 고용보장을 위해서 임금 상승을 자제했다고 볼 수는 없으나, 만약 노조가 임금상승률을 비노조부문만큼 높였다면 고용손실이 더 컸을 수도 있기 때문에 이러한 양보교섭의 가능성을 완전히 배제할 수는 없다.

2. 유형별 근로자 대상 분석

<표 2>는 코로나19 기간 동안 노조가입 유무별 근로자 수, 근로시간, 시간당 임금이 개인의 특성과 산업, 직업에 따라 어떻게 변화하였는지를 보여 준다. 우선, 남성과 여성을 보면, 코로나19로

인하여 여성이 남성보다 일자리를 더 많이 잃었는데 여성의 경우는 주로 비노조부문에서 일자리 감소가 크지만 남성의 경우는 그 반대로 노조부문에서 일자리 감소가 더 크게 나타나고 있다. 만약 노조가 일자리를 줄여야 한다면 조직률이 낮은 여성의 일자리 감소가 더 클 것으로 예상할 수 있지만 <표 2>의 결과는 그 반대로 나타나고 있다. 이는 산업이나 직업의 차이에 기인하는 할 수 있으며 특히 여성이 의료 및 복지 기관 등 필수산업에 종사하기 때문일 수도 있다. 따라서 이들 변수를 통제한 후 재검토될 필요가 있다. 근로시간도 마찬가지로 코로나19로 인하여 남성은 노조 부문에서, 여성은 비노조부문에서 근로시간의 감소가 더 컸던 것으로 나타나고 있다. 따라서 남성은 노조부문에서 고용조정이 더 컸으며, 여성은 비노조부문에서 고용조정이 더 크게 이루어진 것으로 볼 수 있다. 한편, 시간당 임금은 2019-2020년에 남성과 여성 노조원 모두 각각 1.8% 상승한 반면, 비노조 부문에서는 각각 5.0%, 4.3% 증가하여 노조부문에서의 임금 상승이 비노조부문보다 낮은 것으로 나타나고 있다.

<표 2> 노조가입 유무 및 근로자 특성별 근로자수, 근로시간, 임금 변화 (2019-2020)

	근로자 수 변화(%)			근로시간 변화(%)			시간당 임금 변화(%)			노조조직률(%)
	노조	비노조	전체	노조	비노조	전체	노조	비노조	전체	
남성	-2.3	0.1	-0.2	-1.6	-0.9	-1.0	1.8	5.0	4.3	12.2
여성	2.9	-1.5	-1.2	0.4	-1.1	-1.0	1.8	4.3	4.1	7.2
1529세	19.3	-4.8	-3.3	-1.9	-0.9	-0.9	5.2	5.1	5.5	8.0
3044세	-1.9	-1.3	-1.4	0.1	-0.8	-0.7	-1.7	2.3	1.7	12.1
4554세	-6.6	-0.4	-1.2	-1.4	-1.9	-1.8	4.3	5.8	5.2	12.0
55세이상	0.2	3.1	2.9	-3.1	0.0	-0.3	7.9	8.3	8.0	6.7
정규직	-0.4	0.2	0.1	-1.3	-1.1	-1.1	0.9	5.6	4.7	13.1
비정규직	-18.2	-2.7	-2.9	5.4	-1.0	-1.0	18.9	-1.0	-0.9	0.9
농림어업	12.6	-15.1	-13.0	0.0	0.0	0.1	6.7	34.5	30.2	9.7
제조업	1.1	-1.3	-0.9	-1.0	-1.1	-1.1	4.5	6.2	5.9	16.6
전기가스수도	13.1	8.1	10.1	-0.7	-3.5	-2.3	0.2	6.9	3.7	41.6
건설	-37.6	0.6	-0.6	1.5	-1.1	-1.0	4.5	5.6	5.1	2.0
도소매	16.2	-4.2	-3.5	-3.0	-2.2	-2.2	-10.4	8.0	7.3	3.7
음식숙박	-24.9	-10.6	-10.9	-9.2	-0.9	-1.1	4.3	5.2	4.9	1.5
운송통신	-6.4	-3.5	-4.3	-2.5	0.3	-0.6	2.9	4.7	3.8	26.5
금융부동산	-4.6	-3.4	-3.5	-1.0	-0.4	-0.5	-9.5	7.7	4.2	12.0
사업서비스	-6.2	2.9	2.5	-1.8	-0.8	-0.9	0.9	-0.5	-0.4	4.1
공공행정	-2.6	4.2	3.1	-0.1	-0.2	-0.3	2.3	4.6	4.1	15.5
교육	-19.7	3.0	0.0	1.2	-0.7	-0.7	3.1	1.9	1.5	10.7
의료복지	25.6	2.2	3.6	-0.1	-0.7	-0.5	2.2	5.9	6.3	7.5
예술	23.7	-11.0	-8.5	-1.0	1.8	1.6	-4.3	4.8	4.9	9.5
기타서비스	28.2	7.0	8.3	-2.8	2.6	2.2	11.5	-0.1	1.2	7.1
관리자	55.9	-11.0	-8.1	-2.1	-3.6	-3.4	-14.2	7.7	6.1	7.3
전문가	-6.0	1.5	0.8	1.1	-0.7	-0.6	-0.5	4.0	3.2	8.2
사무직	0.2	-2.3	-2.0	0.0	-0.5	-0.4	1.4	3.4	3.1	15.0
서비스직	7.1	-1.2	-0.8	-1.9	0.2	0.0	1.4	5.8	5.5	5.4
판매직	29.4	-7.3	-6.6	-3.4	-2.8	-2.8	-17.7	5.2	4.7	2.6
숙련생산직	-3.7	2.1	1.2	-2.9	-0.2	-0.7	4.9	6.9	6.1	15.2
비숙련생산직	9.0	-2.1	-1.7	-3.0	-2.8	-2.7	7.9	4.8	5.2	4.5

주: 2018표본에 가중치를 적용한 것임. KLIPS 노조, 비노조는 노조가입여부로 구분됨. 시간당 임금은 월 급여를 (주당근로시간x4.33)으로 나눈 것임.

연령을 보면 노조조직률이 높은 30-55세에서 노조부문의 근로자 수 감소가 비노조부문보다 더 크며, 대신 근로시간 감소는 더 작게 나타나고 있는 것을 알 수 있다. 이는 노조원의 고용이 줄어든 대신 남아있는 사람들의 근로시간은 더 늘어난 것이라고 볼 수 있기 때문에 노조가 일자리 보호를 위하여 work sharing할 수 있다는 예측과는 반대라고 할 수 있다. 하지만 노조원과 비노조원의 산업 및 직업분포의 차이가 있기 때문에 이 역시 <표 2.>의 결과만으로는 단정하기는 어렵다.

한편, 정규직과 비정규직의 고용 및 임금변화는 일반적인 예측과 일치한다. 즉, 노조 조직률이 높은 정규직이 비정규직에 비하여 일자리 수 감소가 작고, 근로시간 감소는 크며, 임금 상승률은 낮게 나타나고 있다. 즉, 이는 노조가 정규직 보호를 위하여 근로시간과 임금을 더 많이 줄인 것으로 해석할 수 있을 것이다.

신업을 보면, 제조업에서는 노조부문이 비노조부문에 비하여 근로자 수 감소가 작고, 임금상승률은 낮은 것으로 나타나고 있으며, 전기가스수도 산업에서도 유사한 양상을 보이고 있다. 한편, 의료복지, 예술, 기타서비스를 제외한 대부분의 서비스 산업에서는 노조부문에서 근로자수와 근로시간 감소가 비노조부문보다 더 크게 나타나고 있다. 결국, 코로나19는 제조업보다는 서비스업 고용에 나쁜 영향을 미쳤는데 이러한 서비스업에 대한 부정적 영향은 노조부문에서 더 심각하게 나타난 것으로 볼 수 있다.

마지막으로 직업을 보면 코로나19로 가장 큰 타격을 받은 직업은 관리직(-8.1%)과 판매직(-6.6%)인데 노조부문에서는 오히려 근로자 수가 증가하고, 비노조부문에서 고용손실이 큰 것으로 나타나고 있다. 다만, 근로시간의 변화는 노조와 비노조 사이에 큰 차이가 없는 반면, 관리직과 판매직에서의 시간당 임금은 노조부문에서 훨씬 큰 폭으로 감소한 것으로 나타나고 있다. 이 결과만을 본다면 노조가 관리직과 판매직의 고용을 유지하기 위하여 임금하락을 감수하였다는 해석이 가능할 것이다.

<표 2>에 나타난 노조-비노조의 차이는 개인의 특성, 산업 및 직업의 차이 등이 고려되지 않았기 때문에 노조의 효과라고 단정할 수 없다. 따라서 이들 요인들을 통제한 후 코로나19 기간 동안의 노조-비노조의 차이를 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해서 개인의 관측된 차이와 비관측된 이질성을 고려하여 노조의 효과를 추정하기로 한다.

III. 코로나19 전후 노조-비노조원의 직장유지와 근로시간 및 임금변화

1. 노조-비노조원의 직장유지

여기서는 KLIPS는 2018년 코호트를 이용하여 인접한 두 기간을 패널로 구축하고 이를 기초로 직장상실, 근로시간 및 임금의 변화를 분석하기로 한다. <표 3>은 2018-2019년, 2019-2020년의 직장유지율과 취업유지율을 노조원과 비노조원으로 구분하여 보여주고 있다. 표를 보면 2018년 임금 근로자였던 사람이 2019년 자신의 직장을 유지할 확률은 85%인데 2019-2020년에는 그 확률이

82%로 떨어지는 것으로 나타나고 있다. 이는 2020년 코로나19 기간 동안 전체 임금근로자의 직장 유지율이 3.5% 포인트 하락한 것을 의미한다. 흥미로운 점은 노조원일 경우 오히려 2019-2020년 직장유지율이 1.4% 포인트 증가하였다는 것이다. 물론 이러한 증가가 통계적으로 유의한지는 회귀 분석을 통하여 다시 검토되어야 하지만 적어도 노조원의 경우 직장유지율이 감소하지는 않았다고 볼 수 있다. 하지만 비노조원의 경우에는 코로나 기간동안 직장유지율이 3.5% 포인트 감소한 것으로 나타나, 우리나라 전체 임금근로자의 직장유지율이 감소한 것은 비노조원의 직장 상실에 기인한다고 말할 수 있을 것이다.

<표 3>의 하단에는 취업유지율, 즉 직장을 떠났어도 다른 일자리를 찾아서 취업자로 남아있는 확률을 보여주고 있는데 여기서도 코로나19 기간동안 노조원의 취업유지율은 하락하지 않는 반면, 비노조원의 취업유지율은 약 2.5% 포인트 하락하는 것으로 나타나고 있다. 취업유지율의 하락폭이 직장유지율의 하락폭보다 작은 이유는 비노조원이 직장을 떠난 후 자영업을 포함한 다른 일자리로 이동하였음을 알려주고 있다.

<표 3> 노조 유무별 직장유지 및 취업유지 확률

		2018-2019(A)	2019-2020(B)	B-A
직장유지율	전체	85.0%	82.0%	-3.0%
	노조원	94.5%	95.9%	1.4%
	비노조원	84.1%	80.6%	-3.5%
취업유지율	전체	92.0%	89.8%	-2.2%
	노조원	96.3%	97.3%	1.0%
	비노조원	91.6%	89.1%	-2.5%

다음으로 조건부 직장유지확률을 로짓함수로 추정하기로 한다. 만약 $t-1$ 년에 직장을 가지고 있던 임금근로자 i 가 t 년에 직장을 유지할 때 얻는 순 효용을 $y_{it|job_{t-1}=1}^*$ 라고 하면 t 년의 직장유지 여부는 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$(1) \quad job_{it} = 1 \text{ if } y_{it|job_{t-1}=1}^* = \beta_t U_{it-1} + X_{it-1} \Gamma_t + \epsilon_{it} > 0 \\ = 0 \quad otherwise$$

위에서 U 는 노조가입여부, X 는 성, 연령, 학력, 결혼상태, 상용/임시일용직여부, 산업과 직업변수를 포함한다. 만약 식 (1)에서 오차항 ϵ_{it} 가 극한분포(extreme value distribution)를 가진다면 2018-2019년, 2019-2020년 각각에 대해서 임금근로자 i 의 t 년의 직장유지 여부를 로짓모형으로 추정할 수 있다. 다만, 식 (1)에서 문제가 될 수 있는 것은 노조가입여부(U)가 개인의 보이지 않은 이질성과 상관관계가 있을 수 있다는 것이다. 즉, 자기선택(self-selection)의 문제가 발생할 수 있다. 이 문제에 대해서는 아래에서 다시 논의하기로 한다.

식 (1)을 추정한 결과는 <표 4>에 제시된다. 표에 제시된 계수값은 직장을 유지할 확률의 odd ratio를 나타낸다. 2018-2019년에 노조원은 비노조원에 비하여 직장을 유지할 확률이 2.2배로 나타

나고 있는데 2019-2020년에는 그 확률이 3.7배로 확연하게 증가하고 있다. 따라서 경기가 좋지 않은 코로나19 기간에 노조가 조합원이 직장을 유지하도록 하는데 긍정적인 영향을 미쳤다고 볼 수 있을 것이다.

한편, 다른 변수들의 부호는 일반적인 예측과 크게 다르지 않다. 여성은 남성에 비하여 직장을 유지할 확률이 2018-2019년에는 0.8배, 2019-2020년에 0.7배로 코로나19 기간동안 다소 낮아지고 있으나 큰 차이를 보이지는 않고 있다. 기준 연령층인 29세 미만에 비하여 연령이 높을수록 직장을 유지할 확률이 높으나 여기서도 마찬가지로 코로나 19 기간에 직장유지확률은 다소 하락하고 있다. 교육의 차이는 직장유지확률에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다. 다만, 대졸의 경우 2018-2019년에는 직장유지확률이 고졸미만보다는 1.3배 높게 나타났는데 2019-2020년에는 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않고 있다. 미혼보다는 기혼이, 비정규직 보다는 정규직이 직장유지확률이 높으나 이 역시 2019-2020년에는 하락하는 경향을 보이고 있다.

<표 4> 노조가입 유무에 따른 직장유지 로짓 추정 결과

VARIABLES	2018-2019		2019-2020	
	coef	se	coef	se
union	2.187**	(0.356)	3.687**	(0.672)
female	0.790**	(0.059)	0.740**	(0.052)
a3044	1.607**	(0.186)	1.460**	(0.166)
a4554	2.103**	(0.297)	1.836**	(0.247)
a55ov	1.488**	(0.224)	1.407**	(0.200)
high	0.972	(0.099)	1.088	(0.106)
coll	1.145	(0.158)	1.099	(0.139)
univ	1.256*	(0.170)	1.203	(0.150)
married	1.402**	(0.141)	1.261**	(0.123)
othmar	1.114	(0.150)	0.982	(0.126)
regular	2.006**	(0.160)	1.832**	(0.135)
constant	1.438	(0.611)	2.875**	(1.308)
industry	included		included	
occupation	included		included	
log-pseudolikelihood	-3471.8575		-3783.9334	
observations	8,710		8,671	

주: 계수는 odd ratio를 나타내며, industry는 13개, occupation은 6개 더미변수가 포함되었음.

** 5%, * 10% 수준에서 통계적으로 유의.

앞서 언급한 바와 같이 식 (1)은 개인의 보이지 않은 이질성에 따라 노조가입 결정이 달라질 수 있음을 고려하지 못하는 한계를 가진다. 이를 해결하기 위하여 2018-2019년, 2019-2020년 자료를 함께 사용하고 개인의 이질성을 고려한 패널 로짓모형을 추정하기로 한다. 개인의 보이지 않은 이질성을 포함하고, 2020년의 추가적인 노조효과를 확인하기 위하여 식 (1)을 다음과 같이 변환한다.

$$(2) \text{job}_{it} = 1 \text{ if } y_{it|job_{t-1}=1}^* = \alpha U_{it-1} + \beta U_{it-1} Y_{t-1} + X_{it-1} \Gamma + \delta Y_{t-1} + v_i + \eta_{it} > 0$$

$$= 0 \text{ otherwise}$$

위에서 v_i 는 개인의 보이지 않는 이질성을 나타내며 Y_t 는 2019-2020년 이동이면 1, 아니면 0인 더미변수이다. 앞서와 같이 오차항 η_{it} 가 극한분포를 가진다고 가정하면 v_i , U_{it-1} , X_{it-1} , Y_t 에 조건하는 개인 i 의 로그우도함수는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$(3) \sum_{t=2019}^{2020} \ln F(\text{job}_{it}, Z_{it-1}\Theta + v_i)$$

where $Z_{it-1}\Theta = \alpha U_{it-1} + \beta U_{it-1} Y_{t-1} + X_{it-1}\Gamma + \delta Y_{t-1}$

$$F(\text{job}_{it} = 1, Z_{it-1}\Theta + v_i) = \frac{\exp(Z_{it-1}\Theta + v_i)}{1 + \exp(Z_{it-1}\Theta + v_i)},$$

$$F(\text{job}_{it} = 0, Z_{it-1}\Theta + v_i) = \frac{1}{1 + \exp(Z_{it-1}\Theta + v_i)}$$

식 (3)을 추정하는 방법은 고정효과를 사용하는 것과 임의효과를 사용하는 두 가지 방법이 있는데 고정효과를 사용할 경우에는 종속변수가 모두 1인 경우나 0인 표본이 추정에서 제외되게 된다 (Chamberlain, 1980). 우리의 경우 <표 3>에서 보는 바와 같이 전체 근로자의 80% 이상이 일자리를 유지하고 있기 때문에 고정효과모형을 사용할 경우 표본손실이 크며, 또한 우리가 보고자 하는 것이 직장을 계속 유지할 확률을 추정하는 것이기 때문에 이들을 표본에서 제외하는 것은 문제가 된다. 따라서 식 (3)의 추정은 v_i 를 정규분포로 가정하는 임의효과모형을 사용하기로 한다.⁴⁾

<표 5>는 개인의 보이지 않은 이질성을 통제한 임의효과모형으로 추정된 직장유지확률을 보여주고 있다. 또한 노조의 성별효과를 보기 위하여 표본을 남성과 여성으로 분리하여 추정한 결과도 함께 보여준다. 우선 전체 임금근로자를 대상으로 한 결과를 보면 노조원이 비노조원보다 직장유지확률이 2.2배 높고, 2020년은 2019년보다 직장유지확률이 0.7배로 낮아지지만, 2020년에 노조원일 경우에는 비노조원보다 직장유지확률이 1.9배 높아지는 것으로 추정되고 있다. 따라서 앞서 <표 3>에서 발견한 사실, 즉 경기가 좋지 않은 코로나19 기간에 노조가 조합원이 직장을 유지하도록 하는데 긍정적인 영향을 미쳤다는 것이 여기서도 재확인되고 있다.

남성과 여성을 분리하여 추정한 결과도 전체 임금근로자를 대상으로 한 결과와 크게 달라지지는 않지만, 노조의 고용보호효과는 남성보다는 여성에게 좀 더 강하게 나타나고 있다. 2020년의 경기 하락은 남성의 직장유지확률을 0.72배, 여성의 직장유지확률을 0.65배로 낮추지만, 여성이 노조원일 경우 직장유지확률은 2.2배로 남성의 1.7배보다 더 높게 나타나고 있다. 따라서 경기하락 시 여성노조원이 남성노조원보다 더 큰 고용보호혜택을 받았다고 말할 수 있을 것이다.

노조가입 유무 및 성별에 따른 직장유지확률을 계산하고 이를 그래프로 나타낸 것은 아래 <그림 1>에 제시된다. 아래 그래프는 노조가 조합원의 직장유지에 미치는 영향을 확연하게 보여주고 있다. 특히, 2019-2020년 기간에 노조원이 비노조원에 비하여 직장을 유지할 확률이 월등히 높게 나타나는데 전체 임금근로자를 대상으로 할 경우는 그 격차는 12.9% 포인트에 이른다. 한편, 남성

4) 실제로 고정효과모형을 사용할 경우 표본탈락으로 인하여 추정에 실패하고 있다.

과 여성을 구분할 경우 그 격차는 더 커지는데, 2019-2020년에 남성 노조원이 비노조원보다 직장 유지율이 약 9.75 포인트 높은 데 반하여, 여성 노조원의 경우에는 17.8% 포인트로 나타나고 있다.

<표 5> 임의효과모형의 직장유지 로짓 추정 결과 (2018-2020, 전체, 남성, 여성)

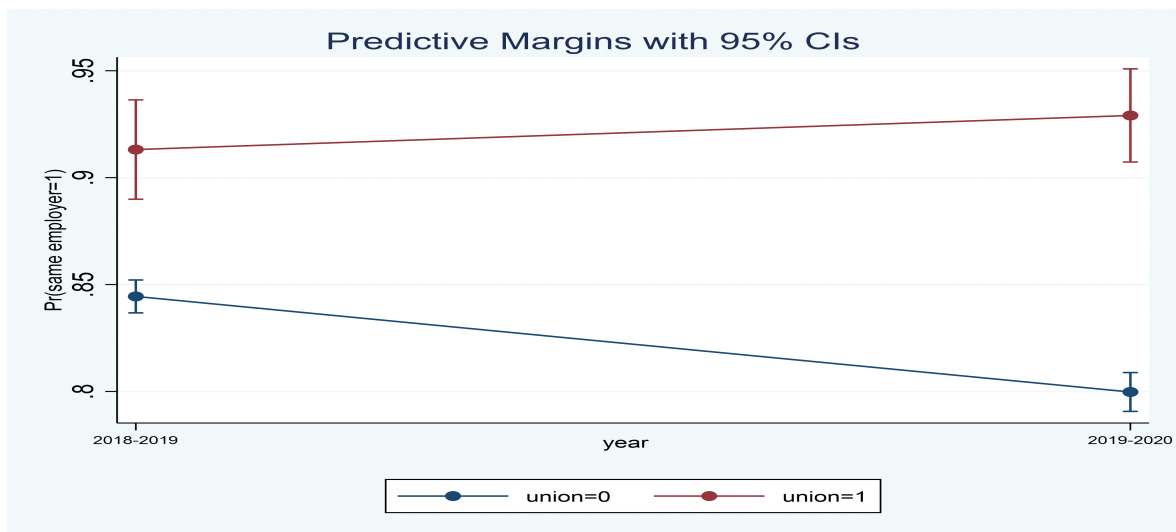
VARIABLES	전체 임금근로자		남성		여성	
	coef	se	coef	se	coef	se
union	2.218**	(0.396)	2.165**	(0.493)	2.433**	(0.727)
y2020	0.681**	(0.035)	0.716**	(0.054)	0.651**	(0.046)
union·y2020	1.898**	(0.486)	1.691*	(0.537)	2.212*	(0.989)
female	0.713**	(0.045)	-	-	-	-
a3044	1.616**	(0.162)	1.902**	(0.280)	1.494**	(0.214)
a4554	2.173**	(0.256)	2.163**	(0.373)	2.380**	(0.399)
a55ov	1.477**	(0.185)	1.235	(0.223)	1.882**	(0.338)
high	1.041	(0.092)	1.143	(0.155)	1.031	(0.122)
coll	1.130	(0.128)	1.324*	(0.223)	1.022	(0.161)
univ	1.279**	(0.142)	1.447**	(0.234)	1.118	(0.174)
married	1.428**	(0.122)	1.937**	(0.229)	1.010	(0.132)
othmar	1.077	(0.124)	1.376*	(0.256)	0.734*	(0.117)
regular	2.219**	(0.150)	2.308**	(0.253)	2.039**	(0.175)
Constant	2.659**	(0.996)	3.622**	(2.000)	1.754	(1.257)
industry	13 dummies included		13 dummies included		13 dummies included	
occupation	6 dummies included		6 dummies included		6 dummies included	
Insig2u	1.271**	(0.198)	1.601**	(0.319)	1.007**	(0.251)
observations	17,381		9,782		7,573	
number of pid	9,873		5,455		4,403	

주: 계수는 odd ratio를 나타내며, industry는 13개, occupation은 6개 더미변수가 포함되었음.

** 5%, * 10% 수준에서 통계적으로 유의.

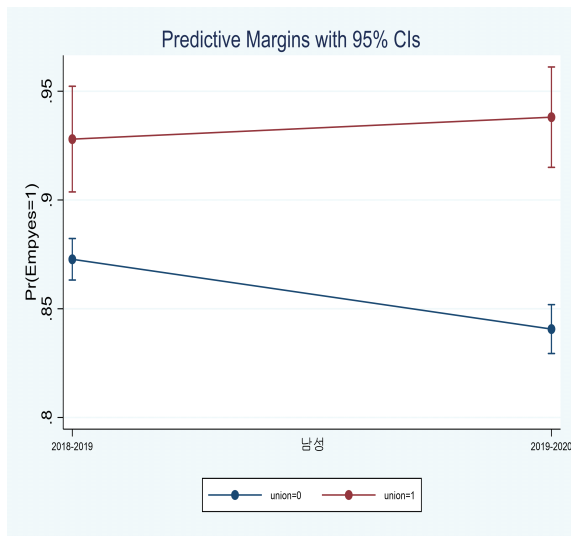
[그림 1] 노조가입 유무에 따른 직장유지확률 (2018-2019, 2019-2020)

(a) 전체 임금근로자



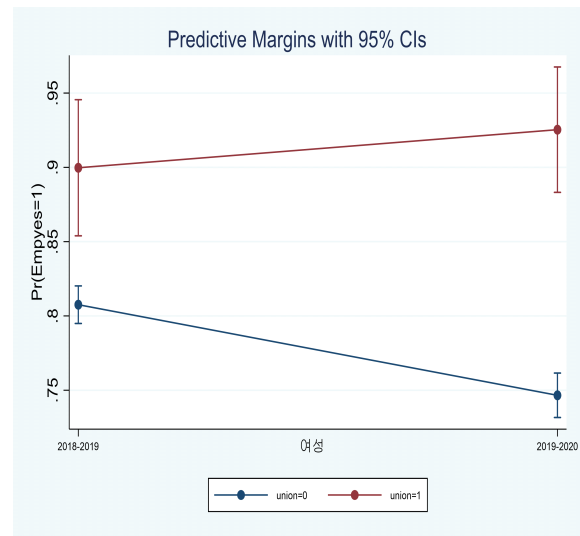
주: 2018-2019 비노조: 0.844, 2019-2020 비노조: 0.800, 2018-2019, 노조: 0.913, 2019-2020 노조: 0.929

(b) 남성 임금근로자



주: 2018-2019 비노조: 0.873, 2019-2020 비노조: 0.841
 2018-2019 노조: 0.928, 2019-2020 노조: 0.938

(c) 여성 임금근로자



주: 2018-2019 비노조: 0.809, 2019-2020 비노조: 0.747
 2018-2019 노조: 0.900, 2019-2020 노조: 0.925

성별로 구분한 결과에서 흥미로운 점은 남성과 여성 모두 노조원일 경우에는 직장유지율에 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않지만 (95% 신뢰구간이 서로 겹침), 비노조원일 경우에는 남성보다는 여성의 직장유지율이 통계적으로 유의하게 확연히 낮다는 것이다. 결국, 노조가입으로 인한 고용보호혜택은 남성보다는 여성에게 더 크게 나타나고 있다.

2. 노조-비노조원의 임금변화

앞 장에서 노조에 가입한 사람이 그렇지 않은 사람보다 코로나19 기간 동안 직장을 유지할 확률이 더 높았다는 것을 확인하였다. 여기서는 노조가입 유무에 따른 임금변화를 살펴보기로 한다. 만약 노동조합이 독점적 지위를 가지고 있고 고용이 노동수요곡선 상에서 결정된다면 근로자의 고용을 확보하기 위해서 임금을 희생하여야 할 것이지만, 만약 노사가 효율적으로 임금과 고용을 교섭한다면 임금과 고용이 동시에 증가할 수도 있다. 따라서 적어도 이론적으로는 노동조합이 있는 경우 고용이 증가할 때 임금이 증가할지 또는 감소할지를 단정 짓기는 어렵다.

<표 6>은 2018-2019년, 2019-2020년 시간당 임금과 월 급여의 증가율을 보여주고 있다. 우리가 알고 싶은 것은 근로자가 직장을 유지할 경우 노조가입 유무에 따라서 임금변화가 어떻게 나타나는가 하는 것이다. 예를 들어 노조원이 직장을 옮겨서 임금이 하락하는 것은 노조가 조합원의 직장유지를 위해서 임금을 희생하였다고 말할 수 없다. 따라서 <표 6>은 동일한 일자리를 가진 사람들만을 대상으로 계산된다.

<표 6> 노조 유무별 시간당 임금 및 월 급여 증가율

		2018-2019(A)	2019-2020(B)	B-A
시간당 임금	전체	6.197	5.234	-0.963
	노조원	3.743	4.939	1.196
	비노조원	6.512	5.283	-1.229
월 급여	전체	5.120	3.973	-1.147
	노조원	4.655	3.826	-0.829
	비노조원	5.168	4.008	-1.160

주: 시간당임금=월 급여/(주당근로시간x4.33). 시간당 임금과 월 급여가 100% 이상 증가하거나 감소한 경우는 표본에서 제외.

우선 시간당 임금을 보면 예상한 바와 같이 전체 근로자를 대상으로 할 때 2019-2020년 증가율이 2018-2019년 증가율보다 감소한 것을 알 수 있다. 하지만 노조원의 경우에는 오히려 2019-2020년에 1.2% 포인트 더 증가한 것으로 나타나고 있다. 여기서 시간당 임금은 월 급여를 주당 근로시간x4.3으로 나눈 것이다. 따라서 2018-2019년에 비하여 2019-2020년에 노조원의 시간당 임금이 더 많이 증가한 것은 월 급여 자체가 증가했기 때문일 수도 있지만 주당 근로시간이 감소했기 때문일 수 있다.

2018-2020년 KLIPS의 임금근로자 중 상용직 비중이 약 72%이고 이들 대부분은 임금교섭에서 시간당 임금이 아니라 월 급여를 정한다고 볼 수 있다. 따라서 <표 6>에 나타난 시간당 임금이 노사교섭의 결과라고 보기는 어렵다. <표 6>은 월 급여의 증가율도 함께 보여주고 있는데 노조부와 비노조부 모두 2019-2020년 증가율이 2018-2019년 증가율보다 감소한 것을 알 수 있다. 결국, 2020년 코로나19 기간 동안에 노조부도 임금상승을 자제하였다고 볼 수 있다. 하지만 노조부의 감소율이 비노조부보다 작기 때문에 이것만으로 노조가 조합원의 고용보장을 위해서 임금을 더 많이 희생했다고 말할 수는 없을 것이다.

노조여부에 따른 임금증가율을 분석하기 위하여 다음과 같은 식을 추정하기로 한다.

$$(4) \quad dlnw_{it} = \alpha + \beta union_{it-1} + \gamma union_{it-1} * Y_{t-1} + X_{it-1} \Gamma + \delta Y_{t-1} + v_i + \epsilon_{it}$$

위에서 $dlnw_{it}$ 는 2018-2019, 2019-2020년의 로그(시간당 임금) 또는 로그(월 급여)의 차이이며, 다른 통제변수는 식(2)에서와 같이 동일하게 정의된다. 식 (4)의 추정은 앞서 식 (2)와는 달리 고정효과와 임의효과 모형이 모두 사용될 수 있다. 하우스만 테스트 결과 고정효과모형이 임의효과모형보다 더 적합한 것으로 나타났기 때문에 고정효과모형의 추정결과를 본문에 제시하고 임의효과모형의 추정결과는 부록에 제시한다.

식 (4)를 고정효과모형으로 추정결과는 <표 7>에 제시된다. 우선 고정효과를 이용할 경우 한 개인에 대해서 X_{it-1} 의 값이 변하지 않을 경우 그 변수는 추정에서 누락되게 된다. 따라서 표에서 일부 변수의 추정치가 나타나지 않음을 주의할 필요가 있다. <표 7>의 시간당 임금의 결과를 보면, 전체 근로자를 대상으로 할 때 2020년 더미는 -0.014로 10% 수준에서는 통계적으로 유의하게 나타나고, 여성의 경우에는 -0.02로 5% 수준에서 유의하게 나타나고 있다. 이는

2018-2019년에 비하여 2019-2020년 전체 근로자의 임금증가율이 약 1.4% 정도 감소하였고, 여성의 경우에는 2%로 좀 더 많이 감소하였다는 것을 의미한다. 우리가 관심을 갖는 노조더미와 2020년 더미의 교차항은 전체 근로자를 대상으로 할 때 0.028로 10% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나는데 이는 <표 6>의 결과와 일관성을 가진다. 즉, 코로나19 기간에 노조원이 비노조원보다 보다 오히려 임금상승률이 더 높았다는 것을 의미한다. 하지만 남성과 여성을 구분할 경우에는 노조더미와 2020년 더미의 교차항의 통계적 유의성은 사라진다.

<표 7> 고정효과모형의 임금변화율 추정 결과 (2018-2020, 전체, 남성, 여성)

VARIABLES	시간당 임금			월 급여		
	전체	남성	여성	전체	남성	여성
union	-0.021 (0.020)	-0.034 (0.026)	0.003 (0.031)	-0.007 (0.017)	-0.018 (0.021)	0.018 (0.029)
y2020	-0.014** (0.005)	-0.010 (0.007)	-0.020** (0.008)	-0.016** (0.005)	-0.012** (0.006)	-0.021** (0.008)
union·y2020	0.028* (0.014)	0.021 (0.017)	0.042 (0.026)	-0.002 (0.013)	-0.008 (0.015)	0.004 (0.023)
a3044	-0.006 (0.043)	-0.008 (0.051)	-0.007 (0.077)	-0.007 (0.037)	-0.007 (0.045)	-0.008 (0.063)
a4554	-0.004 (0.049)	-0.007 (0.060)	0.002 (0.081)	0.008 (0.043)	0.013 (0.053)	-0.005 (0.071)
a55ov	0.026 (0.058)	0.005 (0.078)	0.047 (0.092)	0.056 (0.054)	0.071 (0.075)	0.034 (0.083)
high	-0.094 (0.094)	0.000 (0.000)	-0.114 (0.125)	-0.070 (0.149)	-0.171 (0.174)	0.170** (0.087)
coll	-0.019 (0.093)	0.002 (0.007)	-0.033 (0.125)	-0.079 (0.072)	0.004 (0.006)	-0.043 (0.086)
univ	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
married	0.004 (0.047)	0.020 (0.064)	-0.041 (0.052)	0.071* (0.036)	0.063 (0.050)	0.087** (0.042)
othmar	0.150 (0.120)	0.031 (0.133)	0.160 (0.150)	0.081 (0.068)	0.178 (0.115)	0.044 (0.083)
regular	-0.006 (0.067)	0.094 (0.112)	-0.092 (0.063)	-0.121** (0.055)	-0.100 (0.097)	-0.148** (0.054)
constant	0.102 (0.215)	-0.226 (0.187)	-0.156 (0.161)	-0.336 (0.374)	0.056 (0.194)	-0.765** (0.230)
industry	included	included	included	included	included	included
occupation	included	included	included	included	included	included
Observations	11,649	6,844	4,805	14,219	8,366	5,853
R-squared	0.008	0.007	0.015	0.008	0.009	0.016
number of pid	7,194	4,132	3,062	8,447	4,840	3,607

주: 시간당임금=월 급여/(주당근로시간x4.33). 시간당 임금과 월 급여가 100% 이상 증가하거나 감소한 경우는 표본에서 제외.
industry는 13개, occupation은 6개 더미변수가 포함되었음. ** 5%, * 10% 수준에서 통계적으로 유의.

<표 7>의 월 급여를 사용한 추정치는 시간당 임금을 사용한 결과와 유사하지만 다른 차이점도 보여주고 있다. 가장 큰 차이점은 노조더미와 2020년 더미의 교차항의 계수이다. 시간당 임금에서는 교차항의 계수가 양수이며 전체 근로자를 대상으로 할 때 10% 수준에서 통계적

유의성을 가졌지만, 월 급여를 사용하였을 경우에는 교차항의 계수가 음수이면서 전혀 통계적 유의성을 보이지 않고 있다. 결국, 시간당 임금을 사용할 경우나 월 급여를 사용할 경우 모두, 적어도 코로나19 기간 동안 노동조합이 조합원의 고용을 보호하기 위해서 임금을 희생하였다는 증거는 발견할 수 없다고 말할 수 있을 것이다.

고정효과모형의 추정결과와 비교를 위하여 식 (4)을 임의효과모형으로 추정한 결과를 부록 <부표 1>에 제시한다. <부표 1>에서는 좀 더 많은 변수들이 통계적 유의성을 가지지만 노조더미와 2020년 더미의 교차항은 여전히 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 따라서 임의효과모형을 통해서도 2020년 코로나 기간에 노동조합이 임금을 낮추어 조합원의 고용보호를 하였다는 증거는 발견할 수 없다.

3. 노조-비노조원의 근로시간변화

코로나 19 기간 동안에 기업의 생산물 수요가 감소하고, 이에 따라 노동수요가 감소할 때 기업은 근로자 수를 조정하거나 근로시간을 조정할 수 있을 것이다. 앞서 노조부문에서는 상대적으로 고용감소가 적었다는 것을 확인하였고 하지만 그에 따른 노조부문의 임금변화는 크지 않았음을 확인하였다. 결국, 노동수요 감소에 직면한 기업은 근로시간을 감소하였을 가능성이 크며, 상대적으로 노조부문에서의 근로자 수 감소가 작았기 때문에 이 부문에서의 근로시간 감소가 더 컸을 가능성을 생각해 볼 수 있을 것이다.

노조가입여부에 따른 근로시간의 변화율을 살펴보기 위하여 우리는 식 (5)를 추정하기로 한다. 여기서 종속변수로 로그(주당근로시간)의 차이이며 다른 변수들은 식 (4)와 동일하다. 노조의 효과를 보는 것이 목적이기 때문에 앞서와 마찬가지로 동일한 일자리를 가진 사람들만을 대상으로 식 (5)를 추정하기로 한다.

$$(5) \ln h_{it} = \alpha + \beta union_{it-1} + \gamma union_{it-1} * Y_{t-1} + X_{it-1} \Gamma + \delta Y_{t-1} + v_i + \epsilon_{it}$$

<표 8>은 식 (5)를 고정효과모형으로 추정한 결과이다. 노조와 2020년 더미 변수 자체는 통계적 유의성을 보이지 않는 반면, 노조와 2020년 더미변수의 교차항은 전체 근로자를 대상으로 할 때 -0.023으로 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 따라서 2020년 코로나19 기간 동안 노조원이 비노조원보다 근로시간 증가율이 약 2.3% 포인트 줄어들었다고 할 수 있다.

노조와 2020년 더미변수의 교차항은 남성과 여성 모두에게서 음수이며 적어도 10% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나는데 남성보다는 여성에서 근로시간 증가율이 더 많이 감소한 것으로 나타나고 있다. 이는 앞서 노조가 남성보다 여성의 고용보호에 좀 더 강한 영향을 미친 것보다도 일관성을 가진다.

<표 8> 고정효과모형의 근로시간변화율 추정 결과 (2018-2020, 전체, 남성, 여성)

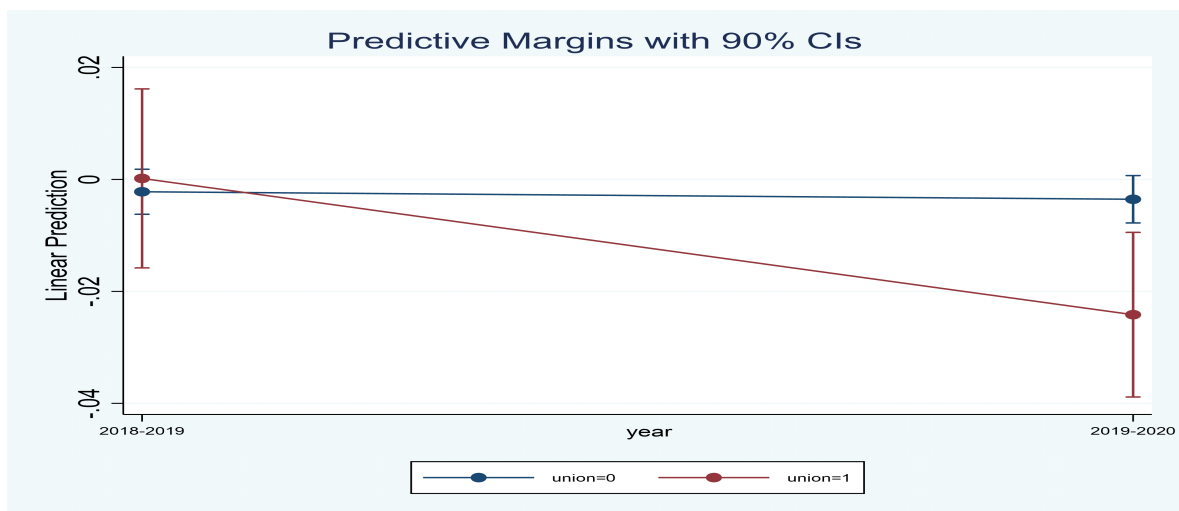
VARIABLES	전체 임금근로자		남성		여성	
	coef	se	coef	se	coef	se
union	0.002	(0.011)	-0.001	(0.014)	0.014	(0.016)
y2020	-0.001	(0.004)	0.001	(0.005)	-0.003	(0.008)
union·y2020	-0.023**	(0.008)	-0.021**	(0.010)	-0.030*	(0.015)
a3044	-0.015	(0.016)	-0.016	(0.018)	-0.014	(0.030)
a4554	-0.003	(0.021)	-0.011	(0.025)	0.003	(0.037)
a55ov	0.006	(0.045)	-0.034	(0.034)	0.039	(0.080)
high	0.287**	(0.031)	0.000	(0.000)	0.282**	(0.044)
coll	-0.007	(0.031)	-0.001	(0.005)	-0.012	(0.042)
univ	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
married	0.063	(0.042)	0.039	(0.050)	0.125	(0.081)
othmar	-0.065	(0.163)	0.213**	(0.076)	-0.117	(0.224)
regular	-0.011	(0.055)	-0.078	(0.072)	-0.019	(0.072)
Constant	-0.237	(0.382)	-0.038	(0.114)	-0.069	(0.507)
industry	13 dummies included		13 dummies included		13 dummies included	
occupation	6 dummies included		6 dummies included		6 dummies included	
observations	11,849		6,945		4,904	
R-squared	0.012		0.008		0.032	
number of pid	7,276		4,173		3,103	

주: industry는 13개, occupation은 6개 더미변수가 포함되었음. ** 5%, * 10% 수준에서 통계적으로 유의.

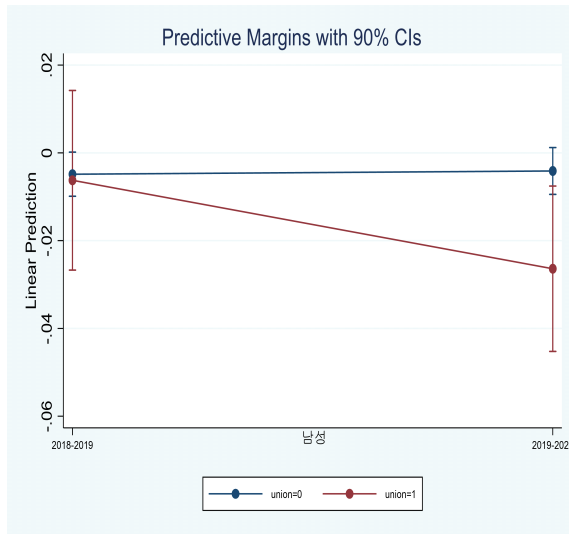
<그림 2>는 노주가입 유무와 시간에 따른 노동시간변화율을 추정한 결과를 보여주고 있다. 노조유무, 연도외의 변수의 값은 표본평균을 사용하고 있다. 우선 전체 근로자를 보면 2018-2019년에는 노조원과 비노조원의 노동시간 변화율은 거의 0%로 큰 차이가 없었으나 2019-2020년에는 비노조원의 근로시간은 거의 변화가 없지만 노조원의 근로시간은 약 2% 정도 감소한 것을 보여주고 있다.

[그림 2] 노조가입 유무에 따른 노동시간변화율 (2018-2019, 2019-2020)

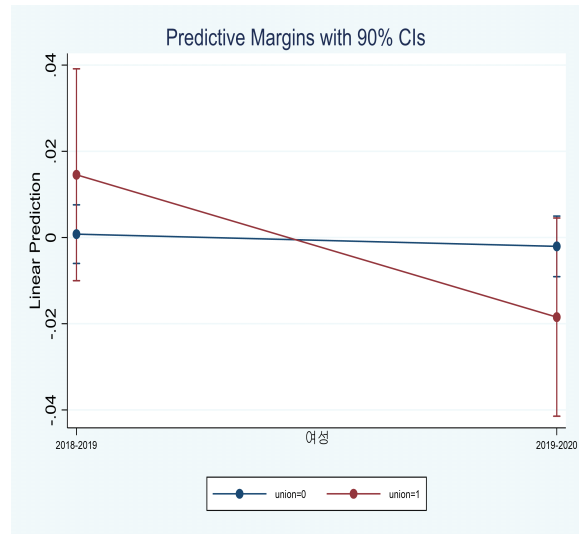
(a) 전체 임금근로자



(b) 남성 임금근로자



(c) 여성 임금근로자



한편, 남성근로자의 근로시간변화는 전체 근로자의 패턴과 유사하게 나타나지만 여성 근로자의 경우에는 2018-2019년에는 노조원의 근로시간 증가율이 비노조원보다 높았지만 2019-2020년에는 그 반대로 노조원의 근로시간 증가율이 비노조원보다 더 작은 것으로 나타나고 있다. 물론 이러한 예측치(predicted values)가 10% 수준에서 통계적 유의성을 보이지는 않지만 여성노조원이 남성노조원보다 2020년 코로나19 시기에 상대적으로 근로시간의 감소가 더 컸다고 말할 수는 있을 것이다. 결국, 코로나19로 인하여 노동수요가 감소할 때 노조부문은 고용보다는 근로시간 증가율의 감소를 통해서, 비노조부문은 근로시간보다는 고용조정을 통해서 대응하였다고 말할 수 있을 것이다. 또한, 이러한 현상은 남성보다는 여성에게 더 강하게 나타나고 있다.

IV. 강건성 분석

지금까지 노조원과 비노조원을 기준으로 노조부문과 비노조부문을 구분하였고 코로나19 기간 동안 노조부문에서 상대적으로 고용감소가 작았고, 임금의 변화는 없었으며, 근로시간은 더 많이 감소하였다는 것을 밝혔다. 하지만 노조의 영향은 노조원에만 한정되는 것은 아니다. 그 이유로 노동조합 및 노동관계조정법 제35조 (일반적 구속력)을 들 수 있다. 즉, 사업장의 근로자 반수 이상이 하나의 단체협약의 적용을 받게 되는 경우에는 사업장의 다른 근로자에 대하여도 단체협약이 적용된다. 따라서 많은 연구에서 노조부문과 비노조부문의 구분을 위해 단체협약적용여부 (union coverage)를 사용한다.

KLIPS에서는 단체협약적용여부를 명확히 정의할 수는 없지만 “당신은 왜 노조에 가입하지 않았는가?”라는 질문에 대한 답을 이용하여 단체협약적용여부를 정의할 수 있다. 이 논문에서는 단체협약적용여부를 (1) 노조원이거나 또는 (2) 노조원은 아니지만 “노조활동이 불만스러워”,

“가족, 친지의 만류로”, “사용자측의 만류로”, “필요성을 느끼지 못해서”라고 응답한 사람들로 정의한다.⁵⁾ 이러한 정의를 바탕으로 2018-2020년 노조원여부와 단체협약적용여부의 교차표를 작성한 결과는 <표 9>와 같다.

<표 9>를 보면 노조원만을 기준으로 했을 때는 노조부문이 전체 근로자의 9.23%인데 반하여, 단체협약적용을 기준으로 했을 때는 노조부문의 크기가 13.32%로 증가함을 알 수 있다. 단체협약의 적용을 받는 사람 중 노조원은 약 69%이며, 비노조원도 약 31%로 나타나고 있다. 또한, 비노조원 중 4.5%는 단체협약의 적용을 받는 것으로 나타나고 있다. 노조에 가입하지는 않았지만 노조의 영향력 아래 있는 근로자의 비중도 무시할 수 없는 수준이다.

<표 9> 노조원여부와 단체협약적용여부의 교차표 (2018-2020)

		단체협약 비적용	단체협약 적용	합계
비노조원	명	23,979	1,132	25,111
	%	95.49	4.51	100.00
	%	100.00	30.73	90.77
노조원	명	0	2,552	2,552
	%	0.00	100.00	100.00
	%	0.00	69.27	9.23
합계	명	23,979	3,684	27,663
	%	86.68	13.32	100.00
	%	100.00	100.00	100.00

주: 2018-2020년 표본 전체에 대한 통계임.

노조가입여부 대신 단체협약적용여부를 이용하여 임의효과 로짓모형으로 직장유지율을 추정한 결과는 <표 10>에 제시된다. 지면관계성 핵심변수만을 제시하기로 한다.

<표 10> 단체협약적용여부를 사용한 직장유지 로짓 추정결과 (2018-2020, 전체, 남성, 여성)

VARIABLES	전체 임금근로자		남성		여성	
	coef	se	coef	se	coef	se
coverage	2.265**	(0.339)	2.037**	(0.396)	2.765**	(0.669)
y2020	0.677**	(0.035)	0.709**	(0.054)	0.649**	(0.046)
coverage·y2020	1.851**	(0.392)	1.695**	(0.456)	2.037**	(0.715)
observations	17,381		9,782		7,573	
number of pid	9,873		5,455		4,403	

주: 임의효과모형으로 추정된 결과임. 계수는 odd ratio를 나타내며, ** 5%, * 10% 수준에서 통계적으로 유의.

5) 나머지 응답은 “노조가입 자격이 없어서”와 “노동조합이 없어서”이다.

<표 10>에 나타난 결과는 앞서 노조가입여부를 사용한 <표 5>의 결과와 크게 다르지 않다. 즉, 2020년에 단체협약에 적용을 받는 사람은 그렇지 않는 사람보다 직장을 유지할 확률이 더 높다는 것이다. 또한, 이러한 경향은 남성보다는 여성에게 더 강하게 나타나고 있다. 다만, 이전 결과와의 한 가지 차이점은 단체협약적용여부와 2020년 더미의 교차항의 계수가 노조가입여부와 2020년 더미의 교차항의 계수보다 다소 작게 나타난다는 것이다. 특히 여성에 있어서 차이를 보이고 있다. 즉, 노조원이 단체협약의 적용을 받는 비노조원을 포함하는 경우보다 좀 더 많은 고용보호를 받는다고 볼 수 있을 것이다.

다음으로 단체협약적용여부를 이용하여 월 급여변화율을 추정한 결과를 <표 11>에 제시한다. 추정결과는 역시 앞의 노조가입여부를 사용한 <표 7>의 결과와 질적인 차이를 보이지 않고 있다. 2019-2020년의 임금증가율은 2018-2019년보다 낮으며 특히 여성의 경우 감소폭이 더 크게 나타나고 있다. 또한, 단체협약적용여부와 2020년 더미의 교차항의 계수는 음수이지만 통계적 유의성은 보이지 않고 있다. 따라서 단체협약적용여부를 사용할 경우에도 코로나19 기간 동안에 노조가 임금상승을 억제했다고 보기는 어렵다.

<표 11> 단체협약적용여부를 사용한 임금변화율 추정결과 (2018-2020, 전체, 남성, 여성)

VARIABLES	전체 임금근로자		남성		여성	
	coef	se	coef	se	coef	se
coverage	-0.017	(0.015)	-0.024	(0.018)	-0.001	(0.026)
y2020	-0.015**	(0.005)	-0.012**	(0.006)	-0.019**	(0.008)
coverage·y2020	-0.006	(0.011)	-0.004	(0.013)	-0.015	(0.019)
observations	14,219		8,366		5,853	
number of pid	8,447		4,840		3,607	

주: 고정효과모형으로 추정된 결과임. ** 5%, * 10% 수준에서 통계적으로 유의.

마지막으로 단체협약적용여부를 이용하여 주당 근로시간의 변화율을 추정한 결과를 <표 12>에 제시한다. 역시 여기서도 앞의 <표 8>의 결과와 질적인 차이를 보이고 있지 않다. 다만, 여성의 경우 통계적 유의성이 감소하고 있다. 2020년에는 단체협약에 적용을 받는 사람들은 그렇지 않는 사람보다 음(negative)의 근로시간 변화율을 보이고 있다. 다만, 성별로 보면 약간의 차이를 보이는데 <표 12>에서는 남성이 여성보다 근로시간 감소율이 더 큰 것으로 나타내는데 반해, 노조가입유무를 사용한 경우에는 남성보다는 여성의 근로시간 감소율이 더 크게 나타났다. 결과적으로 앞의 직장유지결과와 연관지어보면, 2020년 코로나 기간 동안 여성의 경우 노조에 가입하는 것이 단체협약에 적용을 받는 것보다 좀 더 강한 고용보호를 받고 대신 더 많은 근로시간 감소를 경험하였다고 할 수 있을 것이다.

<표 12> 단체협약적용여부를 사용한 근로시간변화를 추정결과 (2018-2020, 전체, 남성, 여성)

VARIABLES	전체 임금근로자		남성		여성	
	coef	se	coef	se	coef	se
coverage	-0.004	(0.010)	0.005	(0.013)	-0.020	(0.013)
y2020	-0.001	(0.005)	0.002	(0.005)	-0.004	(0.009)
coverage·y2020	-0.016**	(0.007)	-0.020**	(0.009)	-0.011	(0.013)
observations	11,849		6,945		4,904	
R-squared	0.011		0.008		0.032	
number of pid	7,276		4,173		3,103	

주: 고정효과모형으로 추정된 결과임. ** 5%, * 10% 수준에서 통계적으로 유의.

V. 결론

코로나19 기간 동안 많은 나라들은 근로자의 고용유지와 자영업자의 폐업을 막기 위하여 막대한 재정적 지원을 제공하였다. 우리나라도 코로나19로 인해 경영난을 겪고 있는 기업이 근로자의 고용을 유지하는 경우에 임금을 보존해 주는 고용유지지원금 정책을 사용하였고, 소상공인 및 자영업자들의 피해액을 보상해 주기 위하여 재난지원금을 지급하였다. 하지만 만약 이러한 재정적 지원 없이도 기업 스스로 고용을 유지하려고 하는 시스템이 기업 내에 존재한다면 이는 일자리 상실로 인한 인적자본 및 임금 손실 등 사회적 비용을 줄일 수 있는 좋은 제도적 장치가 될 수 있을 것이다. 본 연구에서는 노동조합이 코로나19 기간 동안 이러한 긍정적인 역할을 하였는지 살펴보고자 하였다.

코로나19는 기업이 경영상 어려움에 처했을 때 노동조합이 고용, 임금, 근로시간에 어떤 영향을 미치는지를 판단하게 하는 자연실험의 환경을 제공해 준다. 노동조합의 독점적 교섭력이 기업의 생산성과 이윤에 영향을 줄 수 있기 때문에 기업의 경영상황은 노동조합 활동의 결과일 수 있다. 따라서 기업의 경영상태가 좋지 않은 것이 노동조합의 영향으로 인해 내생적으로 발생할 수 있다면 노조의 효과와 기업 경영악화의 효과를 분리하는 것이 어렵게 된다. 하지만 코로나19는 기업과 노동조합에 있어 순수한 외생적 요인으로 볼 수 있기 때문에 경제위기 시 노동조합의 역할을 판단하게 하는 좋은 기회가 된다.

기존 연구들이 주로 횡단면 자료나 집계자료(aggregate)를 이용하여 코로나19 기간 동안 노조와 비노조 부문의 고용변화를 부분적으로 살펴보았지만, 과연 코로나19 기간 동안 노동조합이 조합원의 해고를 줄이기 위하여 임금상승을 포기하였는지 또한 근로시간을 단축하였는지 등에 대해서는 알려진 것이 없다. 본 연구에서는 종단면 자료인 2018-2020년 KLIPS를 이용하여 노동조합이 근로자의 직장유지율, 임금, 노동시간에 미치는 영향을 살펴보았다. 종단면 자료의 이점은 코로나19 전

후로 근로자가 동일한 기업에서 일자리를 유지하고 있는지와 임금 및 근로시간 변화를 알아볼 수 있다는 것이다.

먼저 개인의 이질성을 통제한 임의효과 로짓모형을 추정한 결과, 코로나19 기간인 2020년에 노조원이 비노조원보다 직장을 유지할 확률이 1.9배 높은 것으로 나타났다. 또한, 노조원의 직장유지를 상승효과는 남성보다는 여성에게 더 강하게 나타났다. 이는 코로나19 기간에 여성이 남성보다 노조의 보호를 더 많이 받았다는 것을 시사한다.

둘째, 임금증가율을 종속변수로 한 고정효과모형을 추정한 결과, 2020년에 노조원과 비노조원 사이에 임금증가율에 있어서 차이가 없는 것으로 나타났다. 따라서 코로나19 기간 동안 노조가 조합원의 고용보호를 위하여 임금을 희생한 것은 아닌 것으로 볼 수 있다. 하지만, 노동시간증가율을 종속변수로 한 고정효과모형을 추정한 결과에서는 2020년에 노조원이 비노조원보다 근로시간이 약 1.6% 낮게 증가한 것으로 나타났다. 따라서 노조부문에서 조합원의 고용보호를 위하여 상대적으로 근로시간증가를 억제한 것으로 볼 수 있다. 또한 근로시간 증가율의 억제는 남성 노조원보다는 여성노조원에게서 더 강하게 나타나고 있어 여성이 남성보다 노조의 보호를 더 많이 받았다는 것과 일관성을 가진다.

마지막으로 조합원(union member) 여부가 아닌 단체협약적용여부(coverage)를 사용하여 노동조합이 직장유지율, 임금, 노동시간에 미치는 영향을 재 추정하였는데 2020년에 노조가 직장유지율과 근로시간증가율에 미치는 효과가 다소 감소하였지만 질적인 결과는 크게 달라지지 않음을 발견하였다. 따라서 코로나19 기간 동안에 노동조합이 조합원 뿐 아니라 사업장 내 단체협약의 적용을 받는 근로자에게까지 고용보호의 혜택을 제공한 것으로 판단된다.

참고문헌

- 김우영 (2017), “한국노동패널조사와 경제활동인구조사에 나타난 노동시장활동 비교”, 패널자료 품질개선연구(VII). 한국노동연구원.
- 김유빈, “기업과 노동시장 참여자의 코로나19 위기대응 양상”, 『노동리뷰』, 통권 제187호, 2020, pp. 7-18.
- 김종욱·지상훈, “2020년 상반기 산업별 노동시장 평가”, 『노동리뷰』, 통권, 제185호, 2020, pp. 33-51.
- 김주영·길은선·임주영, “코로나19에 따른 산업별 고용 변화와 시사점”, 『i-kiet 산업경제이슈』, 제 55호, 2020.
- 김주희(2011), “노동조합 유형화를 위한 실증분석 연구,” 산업관계연구, 21(3): 85-121.
- 김태완·이주미, “코로나 시대의 소득불균형 심화와 정책적 대응”, 『보건복지포럼』, 통권 제290호, 2020, pp.20-33.
- 노용진 (2011), “2000년대 중반 노동조합의 임금교섭 성과 분석: 2005년과 2007년을 중심으로,” 노동정책연구 11(1): 103-130.
- 윤윤규(2008), “노동조합과 고용조정: 순고용변화에 대한 제품수요 충격의 효과를 중심으로,” 노동경제논집, 31(2): 35-72.
- 이종관, “코로나19로 인한 고용충격의 양상과 정책적 시사점”, 『KDI경제전망』, 37(2), 2020, pp. 43-50.
- 조민수, “지역고용동향 심층분석: 지역별 임금불평등의 변화”, 『지역고용 동향브리프』, 겨울호, 2020.
- 황선웅, “코로나19 충격의 고용형태별 차별적 영향”, 『산업노동연구』, 26(3), 2020, pp. 5-34.
- Adams-Prassl, A., Boneva, T. and Golin, M., “Inequality in the impact of the coronavirus shock: Evidence from real time surveys”, *Journal of Public Economics*, Vol. 189. 2020, <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104245>.
- Adams-Prassl, A., Boneva, T., Golin, M. and Rauh, C., “Work tasks that can be done from home: evidence on the variation within and across occupations and industries.” *Cambridge Working Papers in Economics*, 2020, no. 2040.
- Apouey, B., Roulet, A., Solal, I., “Gig workers during the COVID-19 crisis in France: Financial precarity and mental well-being”, *Journal of Urban Health* 97, 2020, pp. 776 - 795.
- Béland, P., Brodeur, A. and Wright, T., “The short-term economic consequences of Covid-19: exposure to disease, remote work and government response.” *IZA DP*, 2020, no. 13159.
- Brown, C. and Medoff, J. (1978) “Trade Unions in the Production Process,” *Journal of Political Economy*, 86(3): 355-378.

- Caselli, F., Grigoli, F., Sandri, D. and Spilimberg, A. (2020), "COVID-19 Pandemic: Asymmetric Effects across Gender and Age, IMF Working Paper WP/20/282
- Chamberlain, G. (1980), "Analysis of covariance with qualitative data. *Review of Economic Studies* 47: 225 - 238.
- Clark, K. (1984), "Unionization and firm performance: the impact on profits, growth, and productivity," *American Economic Review* 74(Dec): 893 - 919.
- Craft, J., Labovitz, T. and Abboushi, S. (1985), "Concession bargaining and unions: Impacts and implications," *Journal of Labor Research* 6: 167 - 180.
- McNicholas, C., Rhinehart, L., Poydock, M., Shierholz, H. and Perez, D. (2020), "Why unions are good for workers—especially in a crisis like COVID-19" *Economic Policy Institute Report*, August 25.
- Ebell, M. and Ritschl, A. (2008), "Real Origins of the Great Depression: Monopoly Power, Unions and the American Business Cycle in the 1920s", *CEP Discussion Paper* No. 876.
- Firouzi-Naeim, P. and Rahimzadeh, G. (2020), "The Role of Labor Unions in Response to Pandemics: The case of COVID-19," *ARC Centre of Excellence in Population Ageing Research Working Paper* 2020/18.
- Gerard, F., Imbert, C. and Orkin, K. "Social protection response to the COVID 19 crisis: options for developing countries." *Oxford Review of Economic Policy*, 36(S1), 2020, S281 - S296.
- IMF, *World Economic Outlook Update*, January. 2021.
- Ivlevs, A. and Veliziotis, M. (2017), "What do unions do in times of economic crisis? Evidence from Central and Eastern Europe," *European Journal of Industrial Relations*, 23(1): 81-96.
- Koczan, Z., "Not all in this together? Early estimates of the unequal labour market effects of Covid-19." *European Bank, Working Paper*, 2020, no. 249, November.
- Lemieux, T., Milligan, K., Schirle, T. and Skuterud, M., "Initial Impact of the Covid-19 Pandemic on the Canadian Labour Market." *Canadian Public Policy*, 46(S1), 2020, S55-S65.
- Maki, D. and Meredith, L. (1986), "The effect of unionization on profitability: Canadian evidence," *Industrial Relations*, 41(1): 54-68.
- OECD, *Turning Hope into Reality*, Economic Outlook, December, 2020.
- Roche, W., Teague, P. and Coughlan, A. (2015), "Employers, trade unions and concession bargaining in the Irish recession," *Economic and Industrial Democracy*, 36(4): 653-676.

Warren, R. (1985), "The effect on unionization on labor productivity: some time series evidence," *Journal of Labor Research* 6(Spring): 199-207.

WHO, Covid 19 Dashboard: <https://covid19.who.int/>. 2021.

부 록

<부표 1> 임의효과모형의 임금변화율 추정 결과 (2018-2020, 전체, 남성, 여성)

VARIABLES	시간당 임금			월 급여		
	전체	남성	여성	전체	남성	여성
union	-0.026** (0.008)	-0.025** (0.010)	-0.018 (0.014)	-0.009 (0.007)	-0.011 (0.009)	0.005 (0.013)
y2020	-0.009** (0.004)	-0.005 (0.006)	-0.014** (0.007)	-0.010** (0.004)	-0.005 (0.005)	-0.017** (0.006)
union·y2020	0.022* (0.012)	0.021 (0.015)	0.016 (0.021)	0.002 (0.011)	0.001 (0.013)	-0.002 (0.019)
female	0.005 (0.004)	- -	- -	0.005 (0.004)	- -	- -
a3044	-0.021** (0.007)	-0.030** (0.011)	-0.014 (0.010)	-0.024** (0.007)	-0.037** (0.010)	-0.016 (0.011)
a4554	-0.030** (0.008)	-0.043** (0.012)	-0.021* (0.011)	-0.033** (0.008)	-0.049** (0.011)	-0.021* (0.012)
a55ov	-0.033** (0.009)	-0.049** (0.013)	-0.019 (0.013)	-0.037** (0.009)	-0.054** (0.012)	-0.022 (0.014)
high	0.015** (0.008)	0.001 (0.011)	0.027** (0.011)	0.008 (0.006)	0.005 (0.009)	0.012 (0.010)
coll	0.012 (0.009)	0.002 (0.011)	0.023* (0.013)	0.008 (0.007)	0.010 (0.010)	0.008 (0.012)
univ	0.015* (0.009)	0.009 (0.011)	0.020 (0.013)	0.015** (0.007)	0.019** (0.009)	0.008 (0.012)
married	-0.005 (0.005)	-0.010 (0.006)	0.002 (0.009)	-0.005 (0.005)	-0.006 (0.006)	-0.003 (0.009)
othmar	-0.014* (0.009)	-0.004 (0.013)	-0.013 (0.012)	0.004 (0.007)	0.004 (0.011)	0.002 (0.011)
regular	0.024** (0.006)	0.008 (0.009)	0.036** (0.008)	0.027** (0.005)	0.029** (0.007)	0.025** (0.007)
constant	0.007 (0.027)	0.043 (0.034)	-0.004 -0.046	-0.038 (0.027)	0.002 (0.032)	-0.092* (0.053)
industry	included	included	included	included	included	included
occupation	included	included	included	included	included	included
Observations	11,649	6,844	4,805	14,219	8,366	5,853
R-squared	0.009	0.009	0.018	0.015	0.018	0.015
Number of ind	7,194	4,132	3,062	8,447	4,840	3,607

주: 시간당임금=월 급여/(주당근로시간x4.33). 시간당 임금과 월 급여가 100% 이상 증가하거나 감소한 경우는 표본에서 제외.

industry는 13개, occupation은 6개 더미변수가 포함되었음. ** 5%, * 10% 수준에서 통계적으로 유의.

2021
한국노동패널
학술대회

[제5주제]

노동시장

1. 주된 일자리 이탈에 따른 노동시장 상태 변화와 빈곤 동학 연구
2. A Comparative Wage Inequality Analysis in Korea and Japan by Quantile Regression Application
3. Labor Market Segmentation, and Resource Allocation



