

노조도구성과 노동조합 가입의사의 관계에 대한 중단연구: 잠재성장모형을 중심으로

강경주*, 이영면**

우리나라 노동조합 조직률은 1989년 최고점을 기록한 이후 점진적으로 하락추이를 보이다가 지난 몇년간 다시 조합원수 증가를 바탕으로 조직률이 증가하고 있다. 조직률이 증가하는 이유는 외부적인 요인과 함께 심리적으로 노조 도구성에 대한 긍정적인 태도가 노조가입으로 이어지는 점에서 기인한 것으로 보인다. 지금까지 국내외에서 노조도구성과 노동조합 가입의사 간의 관계를 규명한 연구는 많았으나, 태도접근성의 관점에서 볼 때, 평가대상에 대한 태도가 기억에서 인출되는 데에는 시차가 있다는 점, 그리고 횡단연구로는 인과관계의 발생 순서에 대한 조건을 충족하지 못함에도 불구하고 중단적인 관점에서 분석한 연구는 거의 없다. 따라서, 이 연구에서는 한국노동패널자료를 활용해 두 변수 간의 관계를 중단적으로 살펴봄으로써 시간이 지남에도 개인이 지각한 노조도구성의 증가량이 노동조합가입의사에 영향을 미치는지 검증해보고자 했다. 또한, 노동조합재활성화 전략의 핵심이 되는 재조직화전략과 관련해, 이제까지 노동조합을 구성했던 남성, 상용직, 제조업 집단에서와 달리, 최근 새롭게 노동조합 조직률을 주도하는 여성, 비상용직, 서비스직에서의 양상은 다를 것이라고 예상하였다. 검증결과, 여성, 비상용직의 노조도구성 초기값과 변화율이 각각 노조가입의사의 초기값과 변화율에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이를 통해 노동조합 재활성화 전략이 여성, 비상용직 집단에 초점을 맞춰 진행될 필요가 있다는 시사점을 제공하고자 하였다.

주요용어 : 노조도구성, 노동조합 가입의사, 노조재활성화, 잠재성장모형

1. 들어가는 글

한국의 노동조합 조직률은 1989년 최고점을 기록한 이후 2000년대 초부터 지난 20년간 꾸준히 10% 수준의 낮은 상태에 머물러있었다(고용노동부 보도자료, 2020-12-30). 하지만 지난 몇 년간 노동조합 조직률은 조합원 수 증가를 바탕으로 점진적인 증가추이를 보이고 있다. 노동조합 조직률은 정부의 성향에 따라 영향을 받기도 하지만, 근로자들의 노조에 대한 태도, 특히 노조도구성에 의해 영향을 받기도 한다. 노동조합 조직률은 한 국가나 산업 등의 미래 노사관계를 예측하는 지표라는 점에서, 조직률 변화에 대한 논의가 필요한 시점이다.

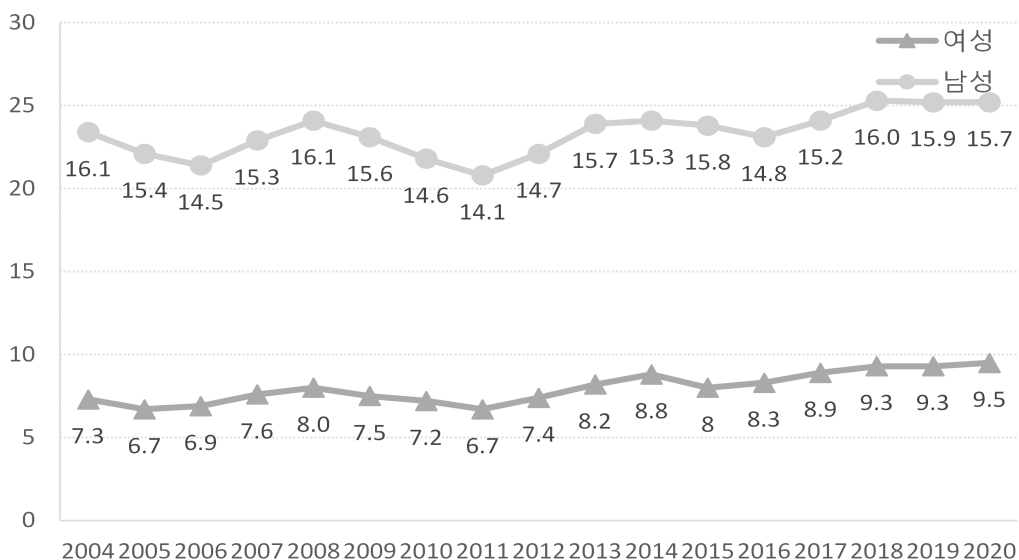
* 제1저자, 한국여성정책연구원 연구원 kang.kj@kwdimail.re.kr

** 교신저자, 동국대학교_서울 경영학과 교수 youngman@doungguk.edu

노동조합의 첫 번째 목표는 단연 노동조합 조직률 제고를 통한 대표성의 확대라 할 수 있다. 이 관련하여 잠재적인 노동조합 조합원인 근로자들은 노동조합 가입에 앞서서, 노동조합이 어떤 효과성이 있는지, 즉 나에게 어떠한 도움이 있는 지를 먼저 판단할 것이다. 어떤 근로자들은 소속감과 같은 내재적 동기를 중요하게 여겨 가입을 고려하기도 하겠지만, 노동조합과 조합원 간의 비용과 편익을 따져보고, 편익이 더 크다고 판단되면 가입을 고려하기도 할 것이다(Green & Auer, 2013). 후자와 같이 도구적 동기에 의해, 근로자들이 판단하는 노동조합의 효용성을 노동조합 도구성(union instrumentality; 이하 노조도구성)이라고 한다.

노조도구성은 오랜 시간 노조가입의 예측변수로 연구되었다(김형탁 & 이영면, 2019; Green & Auer, 2013; Mellor & Golay, 2014; Tetrick et al., 2007). 하지만 다수의 선행연구에도 불구하고 노조도구성이 노조가입의사로 이어지는 관계를 세 시점 이상의 중단으로 연구한 경우가 드물었다. 기존의 횡단 자료를 통한 연구방식에서는 인식과 태도가 횡단면으로 같은 시점에 발생한다고 가정하고 있는데, 이를 인과관계 또는 예측모델이라고 말하는 데에는 한계가 있다. 왜냐하면 인과관계의 조건 중 하나인 일시성(temporality, 또는 시간의 순서)에 대한 근거자료를 제공하지 못하기 때문이다(Fullagar et al, 2004).

또한, 노조가입 의사의 가장 중요한 예측변수인 노조도구성을 중단적인 관점에서 살펴보는 것은, 노동조합의 재활성화 전략(union revitalization)에도 필수적이다. 고용노동부에서 발표한 2019년말 기준 전국 노동조합 조직현황을 살펴보면, 노동조합 가입률은 친노조정책을 펼치는 이번 정부들어서 소폭이지만 상승하기 시작했다. 현 정부가 시작된 2017년말 10.7%에서 2019년말 12.5%로 2000년 이후로 첫 12%대에 들어섰고, 같은 기간 조합원 수는 50만 명이 증가하였다(고용노동부 보도자료, 2020-12-30).



출처: 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사. 각 년도 (저자작성)

[그림 1] 성별 노동조합 조직률(2004-2017)

이러한 노동조합 규모 및 가입률의 확대를 설명하기 위해, 국내 노동조합 조직률을 성별로 나누어서 살펴보면, 2020년 기준으로 여성 9.5%, 남성 15.7%로 집계된다. 가입률 자체가 성별에 상관없이 낮게 나타나고 있지만, 여성의 노동조합 조직률은 지난 20년간 꾸준히 증가하여 국내의 전반적인 노동조합 가입률 상승을 주도했다는 평가를 받는다(박현미·이주환·강은애, 2019). 여성 조합원의 증가추세가 남성 조합원의 증가 추세를 넘어서는 현상은 국내뿐만 아니라, 영국과 스웨덴과 같은 국가에서도 나타나는 현상이다(Department for Business, Energy & Industry Strategy(BEIS), 2021.05.21.; European Trade Union Confederation(ETUC), 2019). 영국의 경우 2020년 기준, 여성 조직률이 27.2%, 남성이 20.2%이고(BEIS, 2021.05.21.), 스웨덴의 경우 사업장 내 여성비율은 50.5% 수준이지만, 여성조합원 비율은 77.4%로 보고되고 있다(ETUC, 2019).

국내에서는 1980년 이전에는 제조업에 종사하는 여성이 노동조합원의 주요 구성원이었던 바가 있었으나, 1980년대 후반 소위 노동자 대투쟁의 시기를 거치면서 노동조합 조합원의 인적 구성은 남성, 제조업, 정규직으로 중심이 옮겨왔다. 하지만, 이러한 현상은 2010년 이후 여성, 서비스직, 비정규직의 비중이 높아지면서, 노동조합원의 인적 구성 변화를 주도하고 있다(박명준 외, 2014). 이에 따라, 노동조합의 재활성화 전략을 고려한다면, 최근에 주목받지 못했던 영역인 여성·서비스직·비정규직으로 확장되어야 할 필요가 있다(Sweeney, Trumka & Chavez-Thompson, 1996).

노동조합의 궁극적인 목적은 근로자들의 노동조합 조직률을 높여 대표성을 확보해 근로자들의 목소리를 대변하는 데에 있다. 현재의 낮은 노동조합 조직률과 낮은 단체협약 적용률을 벗어나기 위해, 노동조합은 이전에 주목받지 못했던 인적구성을 새로운 기회로 삼고 재도약의 기회로 활용할 필요가 있다. 본 연구는 이러한 문제의식에서 출발하였으며, 특정 인구 집단의 노동조합도구성과, 노조참여의사의 관계를 한국노동패널인 종단자료를 이용해 밝힘으로써, 노동조합 재활성화 전략이 해당 인구집단을 목표로 하는 데에 대한 근거를 제시하고자 하였다.

II. 이론적 배경

노조도구성(union instrumentality)인식이란, 노동조합이 개인과 같은 비전과 생각을 공유하고, 조합원에게 얼마나 유용한지, 얼마나 지원하는지에 대한 종업원의 인식을 의미한다(Green & Auer, 2013), 국내 노동조합 및 노동관계조정법에서는 노동조합을 ‘근로조건 유지, 개선 등을 도모함을 목적으로 조직하는 단체’라고 명시하고 있는데, 이는 노동조합의 도구적 역할을 법에서 명시하는 것이라고 할 수 있다. 따라서, 노조도구성 인식이란, 노동조합이 개인과 같은 비전과 생각을 공유하고 조합원의 근로조건 유지, 개선에 있어 얼마나 유용한지에 대한 종업원의 인식이라 할 수 있다.

사회교환이론(Social Exchange Theory, SET)에 따르면, 호혜성 규범(norm of reciprocity)에 기반해, 자원을 주고받는 관계는 시간이 지날수록 신뢰, 충정, 상호헌신과 같은 태도적인 요인으로 진화한다(Cropanzano & Mitchell, 2005). Cropanzano & Mitchell(2005)의 연구에서는 사회교환이론의 조건을 소개하면서, 교환을 주고받는 상호의존성(inter-dependence)의 관계로 인해, 사회교환의 결

과가 수혜자의 태도와 행동을 변화시킨다고 한다. 따라서, 노조도구성을 인식함으로써 근로자가 노동조합 가입 시 취득할 수 있는 이익을 인지하게 된다면, 근로자는 노동조합 가입의사가 발생하고, 교환을 성사시키려 할 것이다.

다음으로, 특정 대상에 대한 평가를 태도라고 한다. 태도접근성(attitude accessibility)은 특정 대상에 대한 평가가 기억에 저장되었다가 다시 기억에서 불러올 수 있는 용이함을 의미한다(Descheemaeker, Spruyt, Fazio & Hermans, 2017). 평가의 객체가 될 수 있는 대상은 광범위하다. 예를 들어, 선행연구에서는 건강한 음식과 백신주사와 같은 무생물의 객체로도 확대가 가능함을 확인했다. Wood, Conner, Sandberg, Godin & Sheeran(2014)는 건강한 음식에 대해 긍정적인 인식을 가지고 있는 집단이 통제집단에 비해 향후 건강한 음식을 선택하거나 소비할 가능성이 높아지는 관계를 검증해 냈다. 따라서, 노동조합과 노동조합의 도구성도 충분히 근로자의 평가의 객체가 될 여지가 있다. 태도접근성의 특성과 관련해서, 높은 확률로 기억에서 불러올 수 있고, 안정적인 태도일수록 인식의 선행변수가 될 가능성이 큰데, 선행연구에 따르면 노조도구성은 시간이 지남에도 잘 변화하지 않는 안정적인 태도변수이다(Zacharewicz, Martínez & Kelloway, 2016).

따라서, 노동조합의 도구성에 대한 평가가 근로자의 기억에 저장되었다가 인출되는 과정에서 긍정적인 정서를 경험했다면 노조도구성의 가장 큰 예측변수인 노조참여의사에 영향을 미칠 것으로 보았다. 다만, 태도는 한 시점에서 수집된 자료만으로 변화의 양상을 나타내는 데에 한계가 있을 수 있다. 태도는 지각한 뒤에 바로 나타나는 것이 아니라, 기억으로 저장되었다가 다시 그 기억을 출력해낼 때 그 지각에 대한 태도를 확인할 수 있기 때문이다(Kelloway, Barling & Cantano, 1997). 따라서, 태도접근성의 특성을 고려해본다면, 노조도구성과 노조참여의사의 관계를 종단으로 분석해 보아야 비소로 분명하게 검증해낼 수 있을 것이다.

비록 Tetrick et al.(2007)의 연구자들이 노조도구성 인식이 노동조합 가입의사에 미치는 영향을 종단연구로 살펴보기는 하였으나, 이 연구는 노조도구성이 노조충성심을 매개로 노동조합참여로 이어지는 간접효과를 살펴보았다는 점에서, 직접적인 관계를 파악하고자 하는 이 연구와 구별된다.

따라서, 노조도구성에 대해 지속적으로 긍정적인 평가를 한다면, 노조도구성은 시간이 지나도 계속해서 정(+의 방향으로 유지될 것이다. 또한, 노조도구성에 대한 긍정적인 평가와 기억은 시간이 지남에 따라 노조참여의사라는 태도로 정(+의 방향으로 나타나게 될 것이고, 이는 시간이 지나도 계속해서 정(+의 방향으로 나타날 것이다. 따라서, 가설1을 다음과 같이 설정하였다.

H1: 노조도구성의 초기값에 대한 변화량이 통제되었을 때, 시간이 흐름에 따른 노조도구성의 정(+의 변화율은 노조참여의사의 정(+의 변화율에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

다음으로, 두 관계에 대한 조절변수로, 성별과 고용형태 그리고 산업의 집단변수를 포함하고자 한다. 이제까지 선행연구들은 공공분야(Green & Auer, 2013), 금융서비스업(김형탁·이영면, 2019), 교육분야(Goeddeke & Kammeyer-Mueller, 2010)과 같이 서로 다른 영역의 근로자들을 대상으로 노조 도구성에 대해 연구했다. 다양한 집단을 망라해서 노동조합에 대한 인식을 분석하는 연구는

드물었는데, 집단에 따라서 이해관계나 협상이 필요한 사안이 다르고, 노동조합이 활동하는 정도나 방식에 차이가 있기 때문에 근로자들의 노동조합에 대한 경험과 태도가 다를 수밖에 없다.

더군다나 우리나라는 노동조합은 1980년대부터는 노동조합 조직률이 지속적으로 감소해왔고, 지난 수년간 일부 증가했지만 지속적으로 20% 미만의 수준을 유지하고 있다. 그런데 최근 조합원 구성을 보면 서비스업 종사자, 비정규직과 여성 근로자들을 중심으로 노동조합 조직률이 높아지는 양상을 나타내고 있다(박명준 외, 2014). 이는 기존의 제조업, 남성, 정규직 근로자 중심의 노동조합의 구성에서 벗어나는 것으로, 기존에 제조업, 남성, 정규직을 대상으로 수행된 많은 연구들과는 상이한 패턴을 나타낼 수 있을 것이라고 예측된다(Sweeney, Trumka & Chavez-Thompson, 1996).

특히, 이전에 노동조합을 가입할 자격조차 주어지지 않았던 비상용직이나, 노동조합이 구성되어 있지 않았던 산업(주로 서비스업)에 종사한 경우, 그리고 서비스업의 대다수를 차지하고 비상용직 비율이 높은 여성 집단에서 노조도구성인식 수준이 높을수록 노조가입의사가 높아지는 관계가 더 강하게 나타날 것으로 예상된다.

H2: 노조도구성 인식과 노조참여의사의 관계는 여성 집단에서 영향력이 정(+의 방향으로 더 클 것이다.

H3: 노조도구성 인식과 노조참여의사의 관계는 비상용직 집단에서 영향력이 정(+의 방향으로 더 클 것이다.

H4: 노조도구성 인식과 노조참여의사의 관계는 서비스업 집단에서 영향력이 정(+의 방향으로 더 클 것이다.

앞서 언급하였듯이, 선행연구에서는 노조도구성이 노조참여의사에 미치는 영향에 대해 규명한 연구는 많았지만, 인식이 태도로 나타나기 위해서는 기억에 저장되고 출력이 되는 태도접근성(attitude accessibility)에 대한 고려가 부족했다. 이를 위해서는 시간 간격을 두고 수집된 데이터가 필요하며, 노조도구성인식이 시간간격을 두고 호의적인 태도로 발현되는지에 대해 종단으로 검증하고자 한다는 데에 이 연구는 의의를 가진다. 다음으로, 최근 노동조합 조직률을 주도한 여성, 비정규직, 서비스업 종사자에 초점을 맞추어 기존의 노동조합에서 대다수였던 남성, 제조업, 정규직 근로자들과 노조도구성에 대한 인식이 노조가입의사에 미치는 관계에 차이를 검증하고자 한다는 점에서 시의성을 반영하는 연구라고 할 수 있겠다.

III. 분석방법

1. 활용 데이터

본 연구에 사용된 자료는 한국노동연구원의 한국노동패널(Korean Labor & Income Panel Study:

KLIPS)를 활용하였다. 본 연구에서는 다음과 같은 기준으로 표본을 선정하였다. 첫째, 노동조합의 가입조건이 되는 임금근로자를 대상으로 하였다. 이 연구에서 측정하고자 하는 노조도구성과 노동조합가입의사를 가입조건이 되지 않는 사용자 등에 묻는 것은 적합하지 않다고 보았다. 단, 고용상 지위에는 제한을 두지 않았다. 둘째, 15차 조사(2013년 시행)부터 21차(2019년 시행)까지 총 7차년도 자료를 활용하였다. 조사표본이 확장된 12차 이후의 자료를 활용하되, 금융위기(2008년)와 코로나19(2020년)로 고용시장에 충격이 있었던 시기의 자료를 제외하였다. 마지막으로, 연구의 주요변수인 노조도구성인식, 노조참여의사 중 하나라도 결측치가 있는 경우는 분석에서 제외(listwise deletion)하였다.

2. 변수 측정

가. 표본의 선정

이전의 국내 선행연구들은 노동조합 가입 조건이 되는 근로자만을 대상으로 노조가입의사에 대해 연구를 했다(문유석, 2018; 박재희·이영면, 2017). 그러나, 본 연구에서는 최근 확대되고 있는 중소기업 및 산업별 노동조합 가입가능성을 고려해 노동조합 가입 가능여부에 상관없이 연구 대상으로 선정하였다.

최종적으로 1,421명의 개인에 대해 7년간 반복 조사된 균형패널(balanced panel)을 구축하여 분석을 진행하였다. 최종 표본의 성별은 13차를 기준으로 남성이 1,010명(71.1%), 여성이 411명(28.9%) 이었고, 연령은 평균 42.7세로 최소값 20세, 최대값 64세 표준편차는 9.5세로 나타났다. 마지막 차수인 21차를 기준으로는 평균 48.8세, 최소값 27세, 최대값 71세로 표집되었다. 교육수준의 경우, 고졸이하가 731명(51.4%, 남성 47.6%, 여성 52.4%) 대졸미만이 283명(19.9%, 남성 57.6%, 여성 42.4%), 대졸이상이 407명(28.6%, 남성 71.0%, 여성 29.0%)로 표집되었다. 다음으로 재직회사의 종사자 규모를 살펴보면, 100인미만 64.3%, 100인~300인 미만 10.4%, 300인 이상이 15.8%으로 소규모 기업에 종사하는 경우가 많았다. 종사상 지위를 살펴보면 상용직 종사자가 80.4%(남성 60.9%, 여성 39.1%)로 대부분을 차지하였고, 일용직과 임시직이 19.5%(남성 37.4%, 여성 62.6%)를 차지하였다. 다음으로 직장 내 노동조합 여부에 대해서는 ‘있다’고 응답한 경우가 7.6%(남성 59.3%, 여성 40.7%), ‘없다’고 응답한 경우가 91.3%로 나타났다. 21차(19년 표본) 기준으로는 ‘있다’는 응답이 7.8%로 나타났다.

2. 변수의 선정

가. 노조도구성

한국노동패널조사에서는 제10차 조사부터 노조관련 태도 중 노동조합의 도구성에 대한 인식을

조사하고 있다. 문항은 “우리나라 노동조합은 고용주의 부당한 대우로부터 근로자들을 보호하는 데에 도움이 된다”, “우리나라 노동조합은 근로자들의 고용안정에 도움이 된다”, “우리나라 노동조합은 근로자들의 임금 인상에 도움이 된다”의 세 개 문항으로 구성되어 있다. 노조도구성에 대한 인식은 역코딩한 후 요인계수를 구하여 ‘노조도구성’이라는 구성개념으로 활용하였다. 내적일치성을 나타내는 지표인 Cronbach’s alpha는 .938으로 매우 높은 신뢰도를 나타냈다. 한국노동패널조사를 활용한 선행연구에서는 노조도구성의 신뢰도계수가 .925로 나타나, 본 연구의 신뢰도는 선행연구의 연구방법보다 더 높은 수준이다(박재희·이영면, 2017). 요인분석의 분산 설명률은 89.0%로, 노조도구성은 세 개의 변수에 의해 89% 설명되는 것으로 나타나 해당 구성개념은 타당도를 확보하는 것으로 나타났다. 이 연구에서는 세 개의 문항의 평균값을 노조도구성 변수로 활용하였다.

<표 1> 노조도구성의 타당도와 신뢰도

요인	요인분석					신뢰도 (Cronbach a)
	변수명	요인적재량	공통성	고유값	분산설명(%)	
노조도구성	p6602	.939	.882	2.670	89.002	.938
	p6603	.951	.904			
	p6604	.940	.884			

나. 노조참여의사

한국노동패널조사에서는 제3차 조사부터 노동조합 가입의향을 조사하고 있는데, 3차~8차까지는 재직중인 사업장에 노동조합이 있는 근로자만을 대상으로 가입의사를 (1) 있다 (2) 없다는 이분형으로 조사하였으나, 이후 9차부터는 노조유무와 상관없이 “향후 노동조합을 가입할 의향이 있으십니까? 가입이 자유롭지 않을 경우에는 자유롭다고 가정하고 응답하여 주십시오” 4점 척도로 조사하고 있다. 본 연구에서는 위 문항을 역코딩하여 노조참여의사로 사용하였다.

다. 집단특성변수

이 연구에서는 조절변수로 성별, 종사상위치, 그리고 제조업 종사 여부를 다루고자 한다. 성별은 남성을 0, 여성을 1로 코딩한 더미변수로 구성하였다.

종사상위치는 상용직을 1로, 임시직, 일용직을 0으로 코딩하였다. 7차 년도 동안 비상용직에만 종사한 근로자는 365명으로 전체의 25.7%에 달했고, 상용직에만 종사한 근로자는 1,056명으로 74.3%에 해당했다. 반면 상용직과 비상용직을 넘나드는 종사자가 315명으로 전체의 15.7%에 해당했다. 그들의 분포를 살펴보면, 대부분이 30대 미만의 경우 비상용직이었다가 상용직으로 정착하는 경우거나 50대 이상은 상용직이었다가 정년이 가까워짐에 따라 비상용직으로 종사상위치가 변화하는 경우였다. 이 두 집단의 변화가 상이하기 때문에, 이를 통제하기 위해 연구기간동안 상용직으로만 종사한 경우와 비상용직으로만 종사한 경우로 구분하여 구성하였다.

산업은 제조업과 서비스업으로만 구성해 두 집단을 비교하고자 하였다. 장필성 외(2019)의 연구에서 제시한 제조업과 서비스업의 기준에 따라, 제조업은 담배제조업(KSIC 12)을 제외한 표준산업분류상 산업코드 10~33으로 구성하였다. 서비스업의 경우 84. 공공행정, 국방 및 사회보장행정을 제외한 45~96으로 분류하여 구성하였다. 중사산업의 경우 7차년도 간 꾸준히 제조업에서만 중사한 경우가 전체의 28.9%, 서비스업에서만 중사한 경우가 71.1% 그리고 서비스업과 제조업을 번갈아 재직한 경우가 전체의 8.2%에 달했다. 따라서 8.2%는 연구에 큰 영향을 미치지 않을 것으로 보고 가장 마지막 차수의 중사산업을 기준으로 조절변수에 활용하였다.

3. 연구모형/ 분석절차

종단연구의 분석에는 다양한 방법이 있는데, 과거에는 최대 두 시점의 원점수나 잔차의 차이를 구해 t-test나 ANOVA 또는 다중회귀분석과 같은 방법으로 분석하였다(Andruff, Carraro, Thompson, Gaudreau, & Louvet, 2009). 하지만 이러한 방법으로는 발달궤적(developmental trajectories) 모형이나 다중시점에 대한 연구를 수행하는 데에 한계가 있었다. 이러한 한계를 극복하기 위해서 보편적으로 구조방정식을 포함해 잠재성장모형(latent growth modeling)이 사용된다(Andruff et al., 2009). 잠재성장모형은 모든 개인의 변화(궤적)에 대해 평균이 되는 단일 궤적을 추정하는 데에 그 목적이 있다. 이때 시간 변수는 전체 표본에 대한 시간에 따른 변화(선형 또는 비선형)의 강도와 방향을 설명하고, 평균 궤적은 평균 절편과 평균 기울기(예측 강도와 성장추세의 방향)로 구성된다(Andruff et al., 2009). 잠재성장모형의 구성요소에 대해 초기값과 절편 그리고 기울기와 변화율이라는 용어가 혼재되어 있으나, 여기에서는 초기값과 변화율로 통일하여 사용하고 자 한다.

잠재성장모형의 검증은 다음과 같은 방법으로 이뤄진다. 먼저, 다중변수를 사용할 경우 변수가 시간이 지남에 따라 그 값이 커지거나 작아지는지 검증하는 과정이 필요하다. 따라서 무변화모형과 성장모형의 모형적합도를 비교해 성장모형이 더 적합한지를 검증하는 과정을 거친다. 무변화모형은 변수가 시간이 지나도 커지거나 작아지지 않는 모형으로, 모든 시점의 변인에 대해 초기값의 요인적재량(regression weight)을 1로 고정하고 변화율은 없다고 가정한다. 반면, 성장모형은 모든 시점의 변인에 대한 초기값의 요인적재량을 1로 고정하는 반면, 변화율은 선형성장을 가정할 경우, 시점 순서대로 0, 1, 2, 3 등으로 고정하는 방법이다(옥지호·박지성, 2020). 초기값의 기울기를 0으로 설정하는 것은 기울기를 통제함으로써 순수한 초기값의 해석을 위함이다(여승수·박소희, 2012). 이러한 검증을 통해 연구에서 활용되는 다중변수의 시간 흐름에 따른 성장여부와 정(+)또는 음(-)의 방향으로 성장을 검증하는 것이다.

다음으로, 잠재성장모형은 시간의 흐름에 따라 반복적으로 측정한 변수들을 통해 독립변수와 종속변수의 초기값과 기울기를 도출해내고, 이를 통해 두 변수 사이의 관련성뿐만 아니라 인과관계를 밝힐 수 있다는 장점이 있다. 가설1의 검증을 위해서 다중변수조건모형(Multiple-Indicator Conditional Model)을 수행해 독립변수와 종속변수의 인과관계를 검증하였다.

가설2의 검증을 위해서, 가설 1의 모형에 대해 다중집단분석(multi-group analysis)을 수행하고자 한다. 다중집단분석은 연구모델이 서로 다른 집단에서 경로계수가 통계적으로 유의한지를 검증하는 방법이다. 앞서, 잠재성장모델은 표본의 모든 개인이 시간에 따라 동일한 방향으로 변화할 것으로 예상하는 경우에 유용하다. 만약 조직만족에 대해 표본을 구성하는 특정비율의 개인들이 시간이 흐름에 따라 정(+의 방향으로 변화하는 반면, 또 다른 개인들은 음(-의 방향으로 변화한다면 전체의 궤적은 평균이 0에 수렴하는 무성장모형이 될 것이다(Andruff et al., 2009). 이 연구에서는 성별(남성, 여성), 종사상지위별(상용직, 비사용직), 산업별(제조업, 서비스업) 집단이 차이를 보일 것으로 보고, 집단을 구분해 서로 비교해보고자 한다.

IV. 분석결과

분석을 진행하기 위해 본 연구는 AMOS 21.0을 사용하여 분석을 진행하였고 모수치를 추정하기 위해 완전정보 최대우도법(Full-Information Maximum Likelihood: FIML)을 활용하였다. 모형의 적합도를 판단하는 데에는 chi-square, TLI(Tucker-Lewis Index), CFI(Comparative Fit Index), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)을 활용하였다. chi-square는 적으면 적을수록 모형의 적합도가 우수하다고 평가하지만 절대적인 기준값을 제시할 수 없어, CFI, TLI와 같은 절대적 적합도 지수들을 활용한다. 일반적으로 TLI와 CFI는 .90 이상, RMSEA는 .08 이하면 양호한 적합도를 의미한다(여승수·박소희, 2012; 홍세희, 2000; Byrne, 2001).

가. 기초통계분석 및 상관관계 분석

다음의 표는 이 연구의 주요 변수인 노조도구성인식(U)과 노조참여의사(P)의 차수별 평균과 상관관계를 나타내고 있다. 노조참여의사의 경우 차수별 평균이 1.6~1.8수준으로 낮았고 노조도구성인식은 3.4~3.5로 '보통' 수준이었다. 보편적으로 노조참여의사와 노조도구성인식은 1 차수 차이 간에는 상관관계가 높았으나, 2~3차가 넘어가면 상관관계가 급격히 낮아지는 것을 확인할 수 있었다. 또한 노조도구성인식과 노조참여의사 간의 상관관계는 0.1 수준으로 낮게 나타나 자기상관의 가정을 충족하는 것으로 나타났다.

<표 2> 노도조구성인식과 노조참여의사의 평균과 상관관계

	M	SD	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	U3	U4	U5	U6	U7	U8	U9
P3	1.8	1.0	1													
P4	1.7	1.0	.444**	1												
P5	1.7	1.0	.343**	.488*	1											
P6	1.6	0.9	.330**	.339*	.455**	1										
P7	1.6	0.9	.333**	.394*	.435**	.439**	1									
P8	1.6	0.9	.266**	.335**	.349**	.360**	.423**	1								
P9	1.7	0.9	.216**	.288**	.252**	.302**	.358**	.384**	1							
U3	3.5	0.7	.199**	.104*	.088**	.137**	.099**	.085**	.056*	1						
U4	3.5	0.6	.151**	.204**	.123**	.157**	.090**	.112**	.078**	.364**	1					
U5	3.4	0.6	.123**	.091**	.215**	.135**	.097**	.115**	.104**	.293**	.380**	1				
U6	3.5	0.6	.131**	.085**	.139**	.245**	.127**	.115**	.091**	.233**	.289**	.312**	1			
U7	3.5	0.6	.086**	.084**	.119**	.175**	.185**	.157**	.144**	.240**	.291**	.349**	.385**	1		
U8	3.4	0.6	.120**	.123**	.119**	.140**	.118**	.246**	.147**	.186**	.248**	.329**	.325**	.412**	1	
U9	3.5	0.6	.078**	.085**	.061**	.131**	.084**	.147**	.201**	.208**	.248**	.272**	.336**	.342**	.400**	1

주: *p<.05, **p<.01

<표 3> 노도조구성인식과 노조참여의사의 평균과 상관관계

	성별					상용직여부					제조업여부				
	남성		여성		t	상용직		비상용직		t	제조업		서비스업		t
	M	SD	M	SD		M	SD	M	SD		M	SD	M	SD	
P3	1.73	1.03	1.85	.99	-2.09*	1.83	1.02	1.70	0.97	2.19**	1.91	1.07	1.75	0.98	2.66**
P4	1.71	1.01	1.76	1.01	-.895	1.77	1.03	1.64	0.93	2.27**	1.81	1.10	1.71	0.97	1.76
P5	1.64	1.00	1.74	.96	-1.92	1.75	1.02	1.54	0.85	3.56***	1.84	1.10	1.64	0.92	3.52***
P6	1.60	0.93	1.65	.93	-.90	1.64	0.94	1.59	0.90	.98	1.73	1.04	1.59	0.88	2.75**
P7	1.59	0.94	1.68	.87	-1.77	1.68	0.94	1.52	0.79	3.03**	1.74	1.01	1.60	0.86	2.67**
P8	1.57	0.87	1.60	.87	-.68	1.60	0.87	1.55	0.87	1.05	1.67	0.93	1.55	0.84	2.30**
P9	1.67	0.92	1.64	.97	.71	1.68	0.95	1.57	0.92	2.02*	1.68	0.98	1.65	0.93	.55
U3	3.48	0.67	3.49	.62	-.29	3.50	0.67	3.44	0.60	1.74	3.54	0.66	3.46	0.65	2.04*
U4	3.45	0.64	3.50	.63	-1.39	3.50	0.63	3.43	0.64	1.80	3.53	0.64	3.46	0.63	2.06**
U5	3.42	0.63	3.44	.66	-.51	3.44	0.64	3.41	0.63	1.01	3.45	0.65	3.43	0.63	.61
U6	3.46	0.63	3.44	.58	.69	3.46	0.61	3.41	0.60	1.37	3.47	0.62	3.44	0.61	.79
U7	3.42	0.60	3.48	.57	-2.12*	3.47	0.60	3.41	0.56	1.66	3.48	0.61	3.44	0.58	1.06
U8	3.44	0.62	3.45	.58	-.28	3.46	0.61	3.40	0.58	1.63	3.51	0.62	3.42	0.59	2.69**
U9	3.47	0.57	3.49	.61	-.68	3.50	0.58	3.40	0.59	2.80**	3.47	0.59	3.48	0.59	-.25

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

나. 무성장모형 선형성장모형

노조도구성인식과 노조참여의사 두 변수의 변화패턴을 살펴보기 위해 먼저 다음의 무성장모형과 선형성장모형의 적합도를 비교하였다. 무성장모형은 변화의 방향이 일관되지 않거나, 시점마다 변화의 정도가 유의하지 않다고 가정하는 경우에 적합한 모형이며, 선형변화모형은 각 시점에서의 변화가 일관되게 증가 또는 감소한다고 가정하는 경우 적합하다(Duncan and Duncan, 2004).

분석결과, 노조도구성인식과 노조참여의사가 시점의 변화에도 불구하고 변화하지 않는다고 가정하는 무성장모형보다 시점의 변화에 따라 함께 변화한다는 선형성장모형의 모형적합도가 더 적합하게 나타나, 분석모형으로 선형성장모형을 선택하였다.

<표 4> 무성장모형과 선형성장모형의 적합도 비교

		Chi-square	df	TLI	CFI	RMSEA	CMIN/DF
노조도구성	무성장모형	161.268***	26	.918	.924	.061	6.203
	선형성장모형	65.569***	23	.971	.976	.036	2.851
노조참여의사	무성장모형	236.106***	26	.924	.906	.075	9.081
	선형성장모형	73.382***	23	.980	.978	.039	3.191

주: *p<.05, **p< .01, ***p<.001

다. 다중변수조건모형

모형에 대한 적합도와 변인별 영향력은 <표 5>에서 보는 바와 같다. 모형 적합도를 판단하는 Chi-square가 274.755(p<.001)이고, TLI는 .942, CFI는 .955 그리고 RMSEA는 .041으로 비교적 양호하게 나타났다.

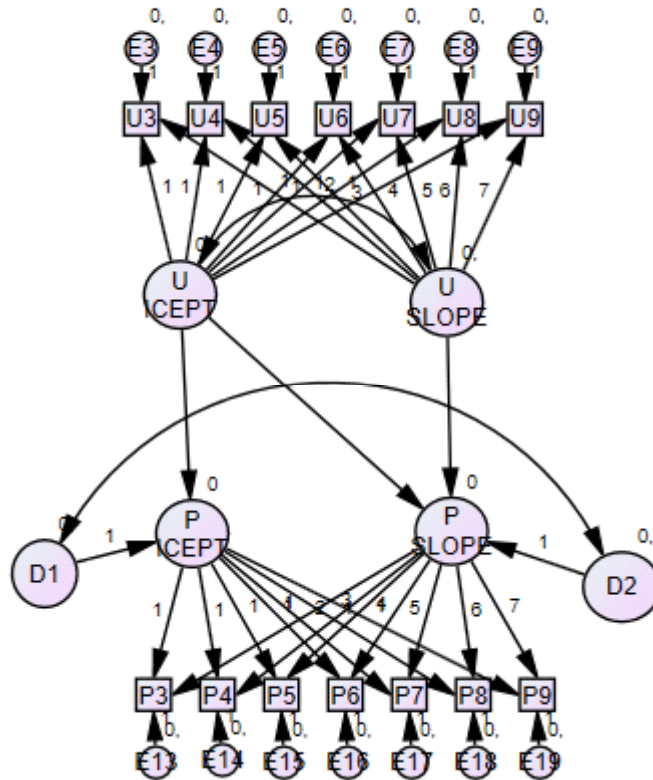
<표 5> 노조참여의사 초기값과 변화량에 대한 영향요인 검증

구분	노조참여의사					
	초기값			변화량		
		b	s.e	b	s.e	
노조도구성	초기값	.682***	.072	-.018	.016	
	변화량	-	-	.691***	.092	
모형적합도	Chi-square	df	TLI	CFI	RMSEA	CMIN/DF
	274.757***	81	.942	.955	.041	3.392

주: *p<.05, **p< .01, ***p<.001

가설1은 노조도구성의 초기값이 통제되었을 때, 노조도구성의 변화율은 노조참여의사의 변화율에 긍정적인 영향을 미칠 것이라고 예측하였다. 이를 모형으로 나타내면 다음의 <그림 2>와 같이 도식화할 수 있다.

다음으로, 가설1을 검증한 결과, 노조참여의사의 초기값에 노조도구성인식의 초기값($b=.712$, $p<.001$)이 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 노조도구성의 변화량 역시 노조참여의사의 변화량에 유의미한 양(+)적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 노조도구성인식의 초기값이 높을수록 노조참여의사의 초기값이 높게 나타나고, 시간의 흐름에 따라 노조참여의사는 양(+)적 방향으로 영향력이 커진다.



<그림 2> 노조도구성인식과 노조참여의사의 관계에 대한 다중변수 조건모형

라. 다중집단 다중변수조건모형

가설2에서 가설5는 가설1에서 검증한 모형이 집단별로 차이를 검증한 것이다. 차이의 검정을 위해 다중집단분석(multi-group analysis)를 실시하였다. 다중집단 분석의 결과로, 집단 간 모수의 차이를 확인하기 어렵기 때문에 집단 간 등가제약(cross-group equality constrain)을 실시해 특정 모수에 대한 집단 간 차이가 유의미한지 검증한다. 두 집단 간의 차이의 유의성을 보기 위해 아무런 제약을 가하지 않은 비제약(unconstrained) 모델에서 시작해, 회귀 가중치(measurement weight), 측정절편(measurement intercepts) 구조 가중치(structural weight), 구조 공분산(structural covariance), 구조 잔차(structural residuals), 측정 잔차(measurement residuals)를 순차적으로 두 집단에 제약을 가해 검증한다. 다음으로, 등가비제약모형(equality unconstrained model)을 추정하였다. 만

약 등가제약을 한 모델의 하지 않은 모델의 Chi-square값을 비교해, 등가제약을 한 모델의 적합도가 상대적으로 더 나쁘다면 그 모형은 집단에 걸쳐 차이가 있다고 할 수 있다(배병렬, 2014).

먼저 가설2의 성별 집단 차이를 검증한 결과값은 다음과 같다. 성별 차이에 있어서 어떤 요소를 제약해도 성별 차이가 유의한 것으로 나타났고, Chi-square값도 제약을 추가할수록 높아져, 노조도구성과 노조참여의사 간 관계에 집단 간 차이가 있는 것으로 나타났다. 회귀가중치를 제약한 모델의 베타값과 표준편차를 살펴보면, 여성집단의 노조도구성인식의 초기값이 높고, 변화량도 확연히 큰 것으로 나타났다. 따라서 가설2는 지지되었다.

<표 6> 노조참여의사 초기값과 변화량에 대한 성별 영향요인 검증

구분		노조참여의사							
		남성				여성			
		초기값		변화량		초기값		변화량	
		b	s.e	b	s.e	b	s.e	b	s.e
노조도구성	초기값	.626***	.099	-.028	.022	.745***	.102	-.003	.023
	변화량	-	-	.590***	.125	-	-	.846***	.141
집단비교모형		Chi-square	df	TLI	CFI	RMSEA	CMIN/DF		
Unconstrained		408.530***	162	.927	.944	.033	2.522		
+ Measurement weights		411.073***	163	.927	.943	.033	2.522		
+ Measurement intercepts		428.232***	177	.932	.943	.032	2.419		
+ Structural weight		433.270***	180	.933	.942	.031	2.407		
+ Structural covariance		433.784***	183	.934	.943	.031	2.370		
+ Structural residuals		434.479***	186	.936	.943	.031	2.336		
+ Measurement residuals		482.739***	200	.932	.936	.032	2.414		

주: *p<.05, **p<.01, ***p<.001

가설3에서는 상용직과 비상용직에 따른 차이를 검증하였다. 상용직여부에 있어서 순차적으로 제약요소를 가한 결과, 어떤 요소를 제약해도 상용직 여부에 차이가 유의한 것으로 나타났다. 회귀가중치를 제약한 모델을 기준으로 비교한 결과, 비상용직인 경우 노조도구성의 초기값이 노조참여의사에 미치는 영향력이 더 크게 나타났고, 변화량도 큰 것으로 나타나, 가설3은 지지되었다.

<표 7> 노조참여의사 초기값과 변화량에 대한 상용직 여부별 영향요인 검증

구분		노조참여의사							
		상용직				비상용직			
		초기값		변화량		초기값		변화량	
		b	s.e	b	s.e	b	s.e	b	s.e
노조도구성	초기값	.664***	.080	-.021	.017	.712***	.164	-.004	.038
	변화량	-	-	.668***	.102	-	-	.765***	.215
집단비교모형		Chi-sqaure	df	TLI	CFI	RMSEA	CMIN/DF		
Unconstrained		381.838***	162	.934	.949	.031	2.357		
+ Measurement weights		384.442***	163	.934	.949	.031	2.359		
+ Measurement intercepts		411.435***	177	.936	.946	.031	2.324		
+ Structural weight		412.573***	180	.937	.946	.030	2.292		
+ Structural covariance		419.754***	183	.937	.945	.030	2.294		
+ Structural residuals		430.712***	186	.936	.943	.030	2.316		
+ Measurement residuals		476.896***	200	.933	.943	.031	2.384		

주: *p<.05, **p< .01, ***p<.001

가설4에서는 서비스업인 경우에 노조도구성이 노조참여로 이어지는 관계가 더 클 것이라고 예상하였으나, 예상과는 달리 제조업집단의 초기값이 컸고, 변화량 역시 더 큰 것으로 나타났다. 따라서 가설 4는 지지되지 못하였다.

<표 8> 노조참여의사 초기값과 변화량에 대한 산업별 영향요인 검증

구분		노조참여의사							
		제조업				서비스업			
		초기값		변화량		초기값		변화량	
		b	s.e	b	s.e	b	s.e	b	s.e
노조도구성	초기값	.789***	.146	-.011	.031	.623***	.082	-.022	.018
	변화량	-	-	.791***	.162	-	-	.637***	.112
집단비교모형		Chi-sqaure	df	TLI	CFI	RMSEA	CMIN/DF		
Unconstrained		377.952***	162	.935	.950	.031	2.333		
+ Measurement weights		378.584***	163	.935	.950	.031	2.323		
+ Measurement intercepts		406.625***	177	.937	.947	.030	2.297		
+ Structural weight		410.544***	180	.937	.946	.030	2.281		
+ Structural covariance		414.307***	183	.938	.946	.030	2.264		
+ Structural residuals		419.463***	186	.939	.946	.030	2.255		
+ Measurement residuals		489.432***	200	.929	.933	.032	2.447		

주: *p<.05, **p< .01, ***p<.001

V. 논의

본 연구에서는 한국노동패널조사를 사용하여 근로자의 노조도구성인식이 노동조합참여의사로 이어지는 관계를 살펴보았다. 기존에 횡단면 자료를 이용하여 노조도구성인식과 노동조합참여의사 간 관계를 설명하는 연구는 많이 있었지만, 본 연구는 잠재성장모형을 통해, 근로자의 노조도구성인식과 노동조합참여의사의 관계가 시간이 지남에 따라 어떻게 변화하는지 살펴보았다. 한국노동패널조사 13차 조사(2010년)부터 21차(2019년 시행)까지 약 1,400명의 표본을 대상으로, 잠재성장모형을 이용해 노조도구성인식과 노조참여의사의 초기값 및 변화량의 관계에 대해 실증분석을 수행하였다. 그 결과, 노조도구성인식과 노조참여의사 두 변수 모두 시간의 흐름에 따라 증가하는 선형 증가성향을 확인하였고, 노조도구성인식의 초기값이 높을수록 노조참여의사의 초기값도 높은 것으로 나타났다. 또한, 노조도구성인식의 변화율이 증가할수록 노조참여의사의 변화율 역시 증가하는 것으로 나타났다. 따라서, 노동조합에 대한 도구적인 인상일지라도 그 첫 인상(초기값)은 노동조합 가입의사에 유의미한 영향을 미치며, 시간이 흐름에 따라 노조도구성에 대한 인식이 지속적으로 커진다면 노동조합 가입의사도 꾸준히 증가함을 검증했다.

또한, 이러한 모형을 다시 집단별로 분석해 비교해보았다. 그 결과, 남성과 여성을 비교했을 때에는 여성의 노조도구성 인식 초기값이 노조가입의사의 초기값에 미치는 영향력이 더 크게 나타났고, 변화율 역시 유의미하게 크게 나타났다. 또한, 상용직과 비상용직 집단에서는 비상용직의 초기값과 기울기가 크게 나타났다. 하지만 산업에 따라서는 제조업 종사자의 노조도구성 초기값과 변화량이 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과는 정규직, 조합원 집단의 노조도구성인식이 크게 나타났던 선행 연구에 반하는 결과이다(이영면·나인강·박재희, 2016). 이영면 외(2016)는 우리나라 근로자들의 노조도구성인식의 변화를 살펴보기 위해 12차조사(2009년 시행)부터 17차조사(2014년 시행)까지의 자료를 사용하였는데, 15차 조사(2013년 시행)부터 21차(2019년 시행)까지의 데이터를 분석한 이 연구와는 다소 시점의 차이가 있다. 따라서, 이 연구는 이영면 외(2016)의 연구를 계승해, 94년생부터 포함된 세대의 노동조합의 태도를 살펴본 연구라 할 수 있다.

여성 근로자들의 높은 노조도구성과 노조참여의사 간의 관계에 대해서는, 70년대의 여성 경공업 노동자들의 노동조합 활동과 관련해 살펴볼 수 있다. 70년대만 해도 여성들이 노동운동을 주도해 노동환경 개선 및 임금인상 등 처우개선을 요구하는 목소리를 높였었다. 신광영·김현희(1996)은 여성의 생애주기 특성상 결혼 및 출산으로 인한 경력의 단절과 단절적인 고용형태로 고용불안정성이 높았고, 노동운동의 경험이 축적되지 못했다. 그 결과, 80년대 들어서는 여성의 노동운동이 활성화 되지 못하는 결과에 이르렀다고 평가하고 있다. 또한, 당시의 경공업 여성 노동자들의 쟁의행위가 단위사업장에 머물렀고, 이로 인해 지역사회나 여성 중심의 다른 산업으로 확산되지 못했음을 지적하였다(신광영·김현희, 1996). 40년이 지난 오늘날, 비단 여성의 노동운동에만 국한하지 않더라도, 노동운동의 경험의 축적이 노동조합 재활성화를 위해 가장 필요한 자원으로 사료된다. 연구 결과, 모든 집단에서의 노조도구성인식이 노조참여의사에 미치는 영향력이 컸고, 특히 여성의 집단에서 더욱 컸던 만큼 과거의 노동운동을 반면교사 삼아, 향후의 노동조합 재활성화 전략에서는 요구가

큰 집단을 선택하고 집중해서 접근할 필요가 있다.

추가적으로, Descheemaeker et al.(2017)의 연구에 따르면, 특정 대상에 대해 반복적으로 노출되고, 대상에 대한 긍정 또는 부정적인 견해를 지속적으로 표현하는 집단이 그렇지 않은 통제집단에 비해 태도접근성이 높게 나타났고 비슷한 의미체계의 대상으로도 그 태도가 확장되는 것을 확인하였다. 따라서, 노동조합 재활성화에 대한 목표집단을 설정하였다면, 지속적으로 노동조합의 유용성에 대해 노출시키고 목표집단의 견해를 꾸준히 수집하는 노력이 필요하다.

이 연구가 갖는 함의점은 다음과 같다. 이 연구는 미조직 취약노동자들을 대상으로 노동조합 조직화를 촉진하는 재활성화(revitalization) 전략에 타당성을 제공한다. 선행연구에 따라, 노동조합에 대한 경험치가 높은 남성, 상용직, 제조업 집단에서 노조도구성인식이 노조가입의사에 미치는 영향력이 컸을 수도 있지만, 제조업을 제외하고는 여성, 비상용직 집단의 노조도구성인식 자체도 크고, 그것이 노조가입의사에 미치는 영향력도 크다는 것을 확인했다. 또한, 기존의 연구들은 노동조합 가입 가능성이 있는 근로자만을 대상으로 하였으나, 본 연구에서는 그 대상을 확장해 임금근로자 전체를 포괄하여 분석함으로써, 초기업과 산별노조 중심의 노동조합 재조직화에 대해서도 가능성을 보고자 하였다.

이 연구의 한계점은 다음과 같다. 이 연구에서는 특히 조절변수 중에서도 종사상위치에 대한 고민을 많이 했다. 종사상 위치가 지난 7년간 상용직과 비상용직을 넘나들었던 근로자가 315명에 달했는데, 이 연구는 잠재성장모형을 통해 개인 간 변화를 살펴보는 데에 초점을 두었지만 그것이 종사상위치의 변화를 살펴보는 데에 의의를 둔 것은 아니었기 때문에 한 시점으로 고정해서 살펴보고자 했다. 하지만, 종사상 위치가 자주 변화하는 경우 불안정한 직위로 인해 근로자의 노동조합에 대한 요구가 더 구체적이고 확실할 수 있어, 추후의 연구에서는 종사상 위치의 시간에 따른 변화도 심도있게 고려될 필요가 있다.

다음으로, 연령별로 노동조합과 노조도구성에 대한 인식이 다를 수 있다는 점을 고려하지 못했다. 특히 MZ세대라 불리는 1980년대 초~2000년대초에 출생한 집단은 IMF등을 겪으면서 노동조합의 도구적인 역할의 중요성을 특히 경험해보지 못한 세대이다. 따라서 추후에는 이 집단을 기존의 집단과 비교해보는 연구를 수행할 필요가 있다.

또한 노조가입의사가 반드시 실제 행위인 노조가입으로 이어진다고 말하기는 어려워, 이 연구에서 해소하고자 했던 노동조합 가입률을 현실적으로 증가시키는 데에는 한계가 있을 수 있다. 특히 이번 연구에는 비상용직 근로자들을 포함했는데, 이들의 경우 초기업노조와 같은 형태의 노동조합에 대한 정보가 부족해 노동조합 가입의사는 높더라도 그것이 가입으로 이어지지 못할 가능성도 배제할 수 없다.

마지막으로, 잠재성장모형은 중단자료를 분석하는 유용한 방법론이지만, 특정변수의 변화경향이 사전에 가설화되어야 하는 한계점을 가지고 있다(Meredith & Tisak, 1990). 따라서, 첩예한 선행연구의 분석이 필요하지만, 이 연구에서는 많은 노력을 기울이지 못했다. 향후에는 선행연구에 심혈을 기울여 노조도구성과 노조참여의사가 곡선의 궤적을 가지기도 하는지 분석해보고자 한다.

참고문헌

- 고용노동부 보도자료(2020-12-30). 2019년 전국 노동조합 조직현황 자료 발표.
- 김형탁·이영면 (2019). 노조몰입과 노조참여의 선행요인 분석 및 노조몰입의 매개효과 검증: 사무금융직 노동조합의 사례, *산업관계연구*, 29(2), 39-68.
- 문유석(2018). 공무원노조 활동에 대한 조합원들의 참여의지와 노조도구성 인식에 대한 연구. *한국지방자치연구*, 19(4), 21-46.
- 박명준·권혜원·유형근·진숙경(2014). 노동단체 분화양상과 정책과제. 한국노동연구원.
- 박재희·이영면(2017). 근로자의 노조가입의도에 영향을 미치는 요인에 관한 연구-한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 중심으로-. *인적자원관리연구*, 24(1), 57-76.
- 박현미·이주환·강은애(2019). 한국노총 조직화 전략과 과제 연구 - 신규노조 조직화 경험을 중심으로. 연구총서.
- 배병렬(2014). Amos21 구조방정식모델링: 원리와 실제. 청람.
- 신광영·김현희(1996). 여성과 노동운동. 한국사회학회 사회학대회 논문집, 239-253.
- 여승수·박소희(2012). 잠재성장모형(Latent Growth Modeling)분석의 활용. *아시아교육연구*, 13(4), 247-273.
- 이영면·나인강·박재희(2016). 글로벌 금융위기 이후, 노동조합의 도구적 역할에 대한 근로자의 인식 변화에 관한 연구. *노동정책연구*, 16(4), 129-154.
- 장필성·강희중·오승환·나다영·이계오·조길수·이정민·유재연·송창현(2019). 2019년 한국기업혁신조사: 제조업 및 서비스업 부문 - 한국기업혁신조사의 동향과 활용 -. 조사연구보고서.
- 홍세희. (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 19(1), 161-177.
- Andruff, H., Carraro, N., Thompson, A., Gaudreau, P., & Louvet, B.(2009). Latent class growth modelling: a tutorial. *Tutorials in Quantitative Methods for Psychology*, 5(1), 11-24.
- Byrne, B. M. (2001). Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument. *International journal of testing*, 1(1), 55-86.
- Cropanzano, R., & Mitchell, M.(2005). Social exchange theory: An interdisciplinary review. *Journal of Management*, 31(6), 874-900.
- Department for Business, Energy & Industry Strategy(2021.05.21.). *Trade Union Membership, UK 1995-2020: Statistical Bulletin*.
https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/989116/Trade-union-membership-2020-statistical-bulletin.pdf (접근일: 2021.07.05.).

- Descheemaeker, M., Spruyt, A., Fazio, R., & Hermans, D.(2017). On the generalization of attitude accessibility after repeated attitude expression. *European Journal of Social Psychology*, 47(1), 97-104.
- Duncan, T. E., & Duncan, S. C. (2004). An introduction to latent growth curve modeling. *Behavior therapy*, 35(2), 333-363.
- Euro Trade Union Confederation(ETUC)(2019.04). *Annual Gender Equality Survey 2019*. 12th edition.
- Fullagar, C., Gallagher, D., Clark, P., & Carroll, A.(2004). Union commitment and participation: a 10-year longitudinal study. *Journal of Applied Psychology*, 89(4), 730-737.
- Goeddeke Jr, F. X., & Kammeyer Mueller, J. D. (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., & Auer, F. (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.
- Kelloxvay, E. K., Barling, J., & Catano, V. M. (2019). 16 Union attitudes as a perceptual filter. The future of trade unionism: International perspectives on emerging union structures, 225-233.
- Mellor, S. & Golay, L.(2014). The Conditional Indirect Effect Model of Women's Union Participation: The Moderating Effect of Perceived Union Tolerance for Sexual Harassment, *The Journal of Psychology*, 148:1, 73-91, DOI: 10.1080/00223980.2012.748580
- Meredith, W., & Tisak, J. (1990). Latent curve analysis. *Psychometrika*, 55(1), 107-122.
- Sweeney, J., Trumka, R., & Chavez-Thompson, L.(1996). Rebuilding the American Labor Movement. *NEW SOLUTIONS: A Journal of Environmental and Occupational Health Policy*, 6(3), 82-86.
- Tetrick, L. E., Shore, L. M., McClurg, L. N., & Vandenberg, R. J. (2007). A model of union participation: The impact of perceived union support, union instrumentality, and union loyalty. *Journal of Applied Psychology*, 92(3), 820.
- Wood, C., Conner, M., Sandberg, T., Godin, G. & Sheeran, P.(2014) Why does asking questions change health behaviours? The mediating role of attitude accessibility, *Psychology & Health*, 29(4), 390-404.
- Zacharewicz, T., Martínez Íñigo, D., & Kelloway, E.(2016). A longitudinal study of shop stewards' union commitment and perceptions of union instrumentality and support. *Applied Psychology*, 65(1), 160-182.