産業關係硏究

第 30 卷 第 3 號

2020년 9월

목 차

연구논문

복수노조 등장과 임금교섭의 특성 변화 ····· 노 용 진 ····· 1

노동자의 지위에 따른 직업훈련의 임금영향력 차이
- 한국노동패널(12～20차년도)을 통해 본 숙련형성의 이중적 임금효과 -
····· 서 용 선 · 이 상 민 ····· 23

언론보도가 파업행위에 미치는 영향 ····· 신 민 주 · 김 동 원 ····· 61

여성의 건설기능직 참여제고 및 숙련개발을 위한 개선과제 연구
····· 전 명 숙 · 김 경 희 ····· 99

産 業 關 係 硏 究
第30卷 第3號, 2020. 9. pp.1~22
ⓒ 韓國雇傭勞使關係學會
https://doi.org/10.37926/KJIR.2020.09.30.3.1

복수노조 등장과 임금교섭의 특성 변화*

노 용 진**

본 연구는 기업 내 복수노조의 존재가 교섭구조, 교섭기간, 노사분규, 협약임금인상률 등 임금교섭의 특성에 어떤 영향을 미치는지에 관한 회귀분석을 실시하였다. 복수노조의 등장으로 노조 간 조직경쟁이 심화할 때 임금교섭에 어떤 영향을 미칠 것인지에 관한 이론적 추론에 기초해서, 복수노조의 존재가 초기업단위 교섭을 줄이고, 교섭기간을 늘리며 노사분규를 증가시킬 것이라는 가설들을 설정하였다. 반면에 복수노조의 존재가 협약임금인상률에 미치는 영향은 이론적으로 추론할 수 없어서 경쟁 가설로 설정하였다. 통계모형은 패널 분석을 기본으로 하고, 보조적으로 연도별 횡단면 분석도 실시하였다. 본 연구의 회귀분석 결과 일부 모형에서 복수노조의 존재가 초기업단위 교섭에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을, 노사분규에 대해서는 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있다. 반면에 복수노조의 존재가 교섭기간과 협약임금인상률에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있다. 마지막으로 본 연구의 실증분석 결과들을 요약하고 정책적 시사점을 도출하였다.

▶ 주제어: 복수노조, 임금교섭, 교섭구조, 교섭기간, 노사분규, 협약임금인상률

논문접수일 : 2020년 6월 11일, 심사의뢰일 : 2020년 6월 22일, 심사완료일 : 2020년 9월 9일

* 이 논문은 제10회 사업체패널 학술대회에서 발표한 동명의 논문을 발전시킨 것이다. 그 학술대회에서 유익한 토론을 해주신 김유선 박사와 참석자들, 그리고 이 논문에 유익한 논평을 해준 두 분의 심사위원들에게 깊은 감사를 드립니다.

** 서울과학기술대학교 기술경영융합대학 경영학과 교수, ynho@seoultech.ac.kr

Ⅰ. 들어가는 말

우리나라에서 법적으로 기업 내 복수노조가 허용된 지 벌써 9년이 넘었다. 복수노조를 허용하는 제도 도입을 전후해서 그것이 심각한 노사관계 불안요인으로 작용하지 않을까라는 우려들이 제기되었지만, 눈에 띄는 큰 갈등 없이 기업 내 복수노조 제도가 비교적 잘 안착되어 왔다는 평가를 받고 있다. 복수노조의 등장도 첫 1년 동안 600여 개로 반짝 증가세를 보인 이후 그 증가율이 점차 하향 안정화되어 가고 있다(노용진, 2015). 이처럼 복수노조의 등장이 우리나라 노사관계의 기본 성격을 바꿀 정도의 영향력을 발휘하고 있지는 않지만, 그것이 우리나라 노사관계에 조금씩 영향을 미치면서 어느 순간엔가 질적인 전환을 낳을 가능성까지 배제할 수 있는 것은 아니다. 복수노조의 허용이 기존 노동조합의 구조와 활동방식을 변경하기에 훨씬 용이한 제도적 환경을 만들었기 때문이다. 이런 점에서 복수노조의 등장이 우리나라 노사관계에 미치는 영향을 면밀하게 주시할 필요성이 제기되고 있다.

이상의 문제의식에서 본 연구는 복수노조의 존재가 임금교섭의 특성들에 어떤 변화를 미치고 있는지를 평가해보고자 한다. 복수노조의 등장은 노동조합 간 조직경쟁의 발생을 의미하기 때문에 교섭대표들이 눈치를 봐야 할 집단이 늘어나고, 그만큼 복수노조의 존재가 임금교섭에 영향을 줄 가능성이 높다. 이런 점에서 임금교섭의 제반 특성들은 복수노조가 우리나라 노사관계에 어떤 영향을 미치고 있는가를 평가하는 데 양호한 기준들이다. 본 연구에서 주목하고 있는 임금교섭의 특성 변수들은 교섭구조, 교섭기간, 노사분규, 협약임금인상률 등이다. 이 변수들은 임금교섭의 구조와 과정, 결과 등을 포착하는 변수들로서 임금교섭의 특성들을 잘 가리키는 변수들이다.

복수노조가 우리나라 노사관계에 미칠 잠재적 영향이 큼에도 불구하고 그것이 우리나라 노사관계에 미치는 영향에 대한 실증논문이 존재하지 않기 때문에 이 연구의 학술적 정책적 기여도는 충분히 존재한다고 주장하고 싶다. 복수노조 제도화 이전이나 직후에는 복수노조에 대한 많은 규범적 연구들이 존재했지만(김태기, 2009; 노용진, 2011; 이성희, 2011; 전인, 2009; 최용일, 2012), 그것이 정작 허용된 이후에는 그것의 현황이나 효과성 등을 평가하는 연구가 극히 제한적으로만 존재하고 있다. 복수노조에 관해 실증적으로 분석한 선행논문들로는 노용진(2015)과 김정우(2019) 등이 있는데, 이 연구들은 모두 복수노조 등장의 영향요인을 실증적으로 분석하고 있을 뿐이고, 복수노조의 등장이 우리나라 노사관계에 어떤 영향을 미치고 있는가에 대한 실증분석은 아니다. 굳이 유사한 연구를 찾자면 이정희 외(2018)를 들 수 있는데, 그 연구도 금속노조나 공공부문에서 복수노조의 등장이 노사관계 전반에 어떤 영향을 미치고 있는가에 대한 사례연구이기 때문에 그 연구들과도 본 연구는

차별성이 있다.

본 연구의 나머지 장들은 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 제Ⅱ장에서 이론적 논의를 통해서 본 연구의 가설들과 분석모형을 설정하고, 제Ⅲ장에서 본 연구에서 사용하는 자료와 기초통계를 설명한 다음 제Ⅳ장에서 회귀분석 결과들을 정리하고 해석하고자 한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서 본 연구의 분석결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

Ⅱ. 이론적 논의와 분석모형의 설정

복수노조의 등장이 함축하는 바는 그것이 특정 노동조합의 독점적 지위를 제거한다는 점에 있다. 서구의 노동조합들에서 복수노조의 배제는 노동조합의 내부 규율에 따라서 이루어져 왔는데, 우리나라에서는 기업 내 복수노조의 조직이 법적으로 금지되어 있었기 때문에 먼저 깃발을 꽂은 노동조합이 대표권을 갖는 관행이 존재해왔다. 복수노조의 허용은 그동안 기업 내에서 기존의 단일 노동조합을 통해서 자신의 목소리를 충분히 내지 못했던 소수 직종 근로자나 직접고용 비정규직 근로자들에게도 대변조직을 만들 기회를 준다는 장점이 있다. 이처럼 복수노조의 조직화를 금지함으로써 특정 노동조합에 대한 독점권을 부여하는 것은 단기적으로 노동조합을 안정화시키는 데 도움을 주지만, 다른 측면에서는 노동조합이 환경적 변화에 둔감해지는 결과를 낳기도 한다. 이런 점에서 기업 내 복수노조의 허용은 한편으로 노동조합이나 노사관계를 불안정하게 만들 소지가 있지만, 반대로 노동조합의 성격을 환경적 조건에 더 정합적으로 만들 수 있는 제도적 토대를 마련해주는 측면도 있다. 복수노조가 허용되지 않던 과거에는 노동조합 내 선거 과정을 통해서만 노동조합의 성격을 바꿀 수 있었다면, 복수노조가 허용된 뒤에는 새로운 노조를 추가로 조직함으로써 노사관계의 성격을 바꿀 수 있는 옵션이 하나 더 생겼기 때문이다. 이런 점에서 복수노조의 허용은 노동조합의 성격전환과 구조개편을 더 용이하게 만드는 측면이 존재하고 있다.

복수노조의 허용으로 노동조합이 어떤 방향으로 변화할 것인가를 예측하기는 쉽지 않지만, 한 가지 가능한 추론은 노동조합의 성격이 근로자들에 의해서 더 많이 결정될 것이라는 점이다. 1인 1표의 민주적 의사결정 구조로 되어 있는 노동조합의 지배구조 정점에 조합원들이 있어서 어떤 노동조합이 근로자들의 지지를 얻는가가 다수 노조 지위를 얻는 데 결정적인 역할을 하기 때문이다. 이런 점에서 복수노조의 허용은 조합 민주주의를 강화해줄 가능성이 있지만, 그만큼 노동조합의 장기적 발전 전망이 기업 내 근로자들의 단기적 이익에 의해서 압도당할 가능성도 있다. 노동조합의 지속가능한 발전을 위해서는 근로자들의 단기적 이익 못지않게 장기적 이해에 근거한 활동도 중요한데, 복수노조 상황에서는 단기적 시

각을 갖는 일반 근로자들의 영향력이 커지기 때문에 노동조합 리더들이 장기적 관점에서 노동조합을 발전시키기가 더 어려워질 우려도 있게 된다. 특히 우리나라의 지배적인 노동조합 형태인 기업별 노동조합 체계에서는 조합원들이 내부자-외부자라는 단기적 시각을 가지는 경향이 있는데, 복수노조의 등장으로 그런 시각이 더욱 심화하면서 기업 간 분단구조가 더욱 강화될 가능성도 있다.

복수노조가 노사관계에 어떤 영향을 미칠 것인지를 전망하기 위해서는 우리나라 노사관계가 현재 어떤 상황 속에 있는지도 이해할 필요가 있다. 노사관계 상황이 노 측의 공세국면인가 아니면 사측의 공세국면인가에 따라서 복수노조의 영향이 서로 다를 것이기 때문이다. 우리나라 노사관계는 '87년 이후 상당히 오랫동안 노동조합의 공세국면 속에 있었지만, '90년대 말 IMF 사태를 계기로 사측의 공세국면도 강화되어 왔다. 따라서 '87년 이후처럼 노동조합들이 대대적인 공세국면에 나설 때에는 전투적 노동조합주의가 높은 근로자 성과를 내면서 근로자들의 지지를 넓혀갈 수 있지만, 현재처럼 노사관계가 성숙국면에 진입한 이후에는 기업의 경쟁력을 훼손하지 않으면서 근로자들의 이해도 추구해야 하는 복잡한 상황이기 때문에 어떤 노동조합주의가 세를 불려갈 수 있을지 명확하지 않다. 이런 점에서 복수노조의 등장이 어떤 노동조합주의에게 이득이 될 것인지 전망하기가 쉽지 않은 상황이다. 더구나 우리나라의 분산적 노동조합구조 때문에 기업마다 산업마다 주어진 상황의 차이가 존재하고 있어서 획일적인 전망은 더욱 어렵다. 그만큼 우리나라 노사관계 상황이 복잡해지고 있어서 복수노조가 노사관계에 미치는 영향도 복잡할 수 있다고 볼 수 있다.

복수노조의 허용이 가져올 노동조합의 구조적 취약화에 대한 우려 때문에 복수노조가 존재하는 상황에서는 각각의 노조들이 다수 노조의 지위를 확보하기 위해서 여러 노동조합 활동들에 변화가 있을 것으로 보이는데, 노동조합의 활동 중 가장 중요한 기능인 단체교섭에 대해서는 특히 변화가 심할 것으로 보인다. 이런 문제의식에서 여기서는 단체교섭 이슈 중 가장 중요하고 또 우리나라에서 매년 열리는 임금교섭을 중심으로 해서 복수노조의 등장이 단체교섭에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보고자 한다. 임금교섭은 교섭구조, 교섭과정, 교섭결과 등의 요소들로 구분할 수 있기 때문에 여기서는 복수노조의 존재가 이들 임금교섭 구성요소들 각각에 대해서 어떤 영향을 미치는지를 추론하면서 본 연구의 가설들을 설정해 보고자 한다.

먼저 복수노조의 존재가 교섭구조에 미치는 영향을 추론해보면, 그것은 기업별 교섭구조를 더욱 강화할 가능성이 높은 것으로 보인다. 2000년대 중반 이후 우리나라에서 산업·업종별 교섭 운동이 활성화되고 또 일정하게 성과를 보여 왔는데, 그런 초기업단위 교섭이 복수노조의 등장으로 부정적 영향을 받을 가능성이 높다. 교섭구조는 노사 양측의 합의에 따라서 결정되기 때문에 복수노조의 존재가 교섭구조의 분권화를 촉진하는 요인은 노사 양측에

서 찾을 수 있다. 먼저 사측 요인을 보면, 사측은 초기업단위 교섭보다 기업별 교섭을 더 선호하는 경향이 있다. 그런데 복수노조의 등장으로 사측에게 교섭구조 선택지가 늘어나게 되면 사측은 기업별 교섭구조를 선택할 가능성이 높아진다. 한편 노측 요인을 살펴보면, 기업별 교섭이 일반 근로자들의 일상적 이해를 반영하기가 더 쉬운 측면이 있기 때문에 복수노조의 등장 시 일반 근로자들의 영향력이 더 커져서 기업별 교섭구조가 확대될 가능성이 커지게 된다. 반면에 산업별 교섭구조는 동일산업 내 기업 간 근로자들의 근로조건을 조율하기 위해서 기업 내 근로자들의 일상적 이해관계와 일정하게 거리를 두는 협약을 체결할 수밖에 없는 측면이 있다. 기업 내에 또 다른 노조가 산업별 교섭의 그런 약점을 파고들면서 기업별 교섭구조를 내세울 때 산업별 노조가 그것을 방어하기가 쉽지 않게 된다. 일반 근로자들이 노동조합의 장기적 발전 전망에 대해서 충분히 공감할 수 있다면, 조직간 경쟁에서 산별 노조가 기업별 노조에 지지 않을 수 있지만, 일반 근로자들이 충분하게 학습되어 있지 않은 상황에서 노조 간부들만 앞서 나가 있는 경우 산별노조가 기업별 노동조합의 공격을 받기 쉽게 된다. 이것이 바로 일본의 산별노조 운동 약화 요인이었다. 이정희 외(2019)에 따르면 우리나라에서도 초기업단위 교섭을 벌이고 있었던 금속노조가 조직된 사업장에서 복수노조의 발생 빈도가 높았다. 이상의 문제의식에서 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다.

가설 1: 복수노조의 존재는 초기업단위 교섭구조를 줄일 것이다.

교섭은 노사 양측간 교섭과 노사 양측의 내부 교섭으로 구분할 수 있는데, 복수노조의 등장은 노동조합의 내부 교섭에 일차적인 영향을 주게 된다. 복수노조는 여러 가지 이해관계를 가진 집단들이 조직화하여 있음을 의미하기 때문에 단일노조 상황보다는 노동조합 내부의 이견을 조율하기가 더 어려워질 가능성이 높다. 이번의 임금교섭 과정과 절차를 보면서 근로자들이 어떤 노조에 지지를 보낼 것인가를 결정한다고 보면, 각 노조가 근로자들의 일상적 이해를 최대한 반영하려고 시도하게 되고, 그만큼 노동조합 간 조직경쟁과 갈등이 심화할 가능성이 높다. 이처럼 교섭대표들이 사용자 측으로부터 최대한 많은 양보를 끌어내려고 노력하지만, 최근의 노사관계 상황이 노측에게 반드시 유리한 국면은 아니기 때문에 사측으로부터 양보를 끌어내기도 쉽지 않을 가능성이 높다. 이런 사정 때문에 노사 어느 쪽도 양보하기 어렵고 또 양보를 끌어내기도 어렵기 때문에 교섭기간이 늘어날 가능성이 높다. 이상의 문제의식에서 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다.

가설 2: 복수노조의 존재는 교섭기간을 늘릴 것이다.

위에서 살펴본 것처럼 복수노조가 존재하는 경우 노사 양측의 교섭대표들이 양보하기도 쉽지 않고 상대측으로부터 양보를 끌어내기도 쉽지 않은 상황에서 마지막으로 의존할 수 있는 수단은 노사분규이다. 노조 간 조직경쟁이 있는 곳에서 근로자들이 충분히 수용하지 않은 상황에서 교섭을 타결시키게 되면 다른 노조로부터 공격을 받기 쉽게 된다. 이런 사정이 있기 때문에 복수노조 상황에서는 교섭대표들이 그렇게 타결될 수밖에 없음을 근로자들이 직접 확인하고 목격한 다음에 교섭을 타결하려고 할 가능성이 높은데, 근로자들에게 회사 사정을 직접 목격하게 하는 가장 좋은 방안 중 하나가 노사분규이다. 교섭대표들이 노사분규까지 몰고 감으로써 사측으로부터 양보를 최대한 많이 받아내려고 노력함과 동시에 그런 노력으로 사측으로부터 받을 수 있는 양보의 상한을 조합원들이 직접 확인하게 함으로써 교섭 타결의 정당성을 확보할 수 있기 때문이다. 반대로 사측도 노사분규까지 가지 않은 상황에서 교섭을 타결하게 되면, 복수노조 사이의 선명성 경쟁으로 더 많은 양보를 요구할 가능성이 있기 때문에 노사분규라는 극단적인 상황까지 간 다음에야 교섭을 타결할 동인이 있게 된다. 이상의 문제의식에서 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다.

가설 3: 복수노조의 존재는 노사분규를 늘릴 것이다.

마지막으로 복수노조의 등장이 협약임금인상률에 어떤 영향을 미칠 것인가를 추론해보고자 한다. 협약임금인상률은 노사 간 상대적 교섭력의 함수이기 때문에 복수노조의 등장이 노사 간 상대적 교섭력에 어떤 영향을 미치는지를 파악할 필요가 있다. 복수노조의 등장은 한편으로 조합원 수를 증가시키지만, 다른 한편으로는 근로자들의 단결을 약화시킬 수 있기 때문에 그것이 노동조합의 교섭력에 어떤 방향으로 영향을 미칠지는 단선적으로 추론할 수 없다. 이런 점에서 복수노조의 등장이 협약임금인상률에 미치는 영향은 경험적으로 확인할 필요성이 제기된다. 이런 문제의식에서 본 연구는 다음과 같은 경쟁 가설을 설정하고자 한다.

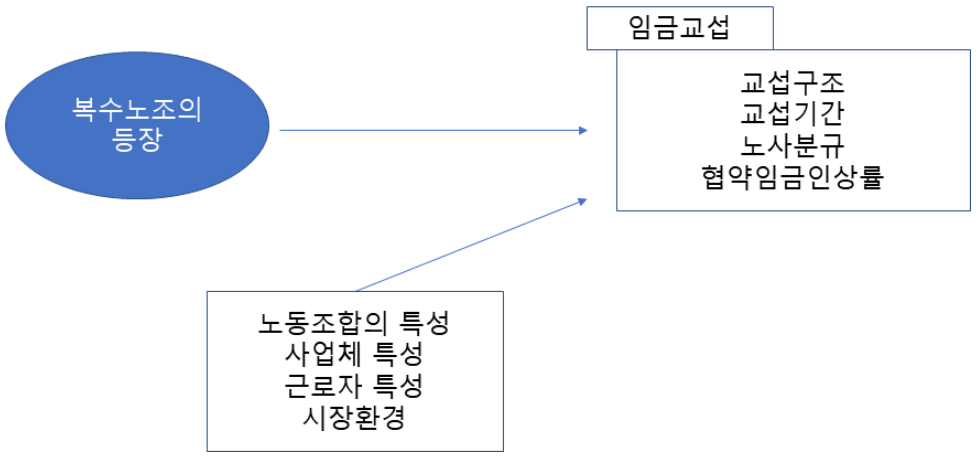
경쟁 가설 1: 복수노조의 존재는 협약임금인상률을 높일 것이다 vs. 복수노조의 존재는 협약임금인상률을 낮출 것이다.

본 연구는 이상의 가설들을 검증하기 위해서 [그림 1]에 도해된 분석모형을 사용하고자 한다. 본 연구의 통계모형은 패널 분석을 기본으로 하고, 각 연도의 자료들에 대한 횡단면 분석을 보조적으로 실시하고자 한다. 본 연구의 주된 독립변수는 복수노조의 존재 여부를 가리키는 범주변수이다. 복수노조의 수와 상관없이 복수노조들이 존재하게 되면 임금교섭

에 영향을 미칠 것으로 보여서 복수노조의 존재 여부만을 가리키는 범주변수를 주된 독립변수로 사용하고자 한다. 본 연구의 주된 종속변수들로는 교섭구조 변수로서 초기업단위 교섭구조에 참여하는지 여부, 교섭과정 변수들로서 교섭기간과 노사분규, 교섭결과 변수로서 협약임금인상률 등을 사용하고자 한다. 여기서 초기업단위 교섭구조와 노사분규는 범주변수이기 때문에 임의효과 로짓 모형을, 교섭기간과 협약임금인상률 등은 연속변수이기 때문에 고정효과모형을 적용하고자 한다. 로짓 분석에서 임의효과모형을 사용하는 주된 이유는 고정효과 로짓 모형을 추정하기 어렵기 때문이다. 고정효과 로짓 모형을 추정하고 있는 STATA에서는 전체 패널 기간 동안 종속변수가 동일한 값을 가지는 관측치를 제거하는데, 본 연구의 모형에서는 대부분의 관측치가 교섭구조를 동일하게 유지하고 있어서 고정효과 로짓 분석을 적용하기가 어렵다고 판단했기 때문이다.

본 연구의 회귀모형에서 사용하는 통제변수들은 종속변수에 따라서 약간씩 다르지만, 크게 노동조합의 특성 변수들, 사업체 특성 변수들, 근로자 특성 변수들, 시장환경 변수들 등 4개의 범주로 나눌 수 있다. 노동조합 특성 변수들로는 상급단체, 노조조직률 등이 사용되었고, 사업체 특성 변수들로는 1인당 영업이익, 수출 비중, 외주하청거래 존재 여부, 복수사업체 여부 등이 사용되었다. 근로자 특성 변수들로는 고용규모, 비정규직 비율, 이직률 등이 사용되었고, 시장환경 변수로는 시장경쟁의 치열함 정도, 시장수요 변동 등이 사용되었다. 마지막으로 산업도 대분류 기준으로 통제하였다.

[그림 1] 본 연구의 분석모형



Ⅲ. 자료 및 기초통계

1. 자료

본 연구에서 사용되는 자료는 한국노동연구원의 『사업체패널조사』이다. 기업 내 복수노조가 허용되었던 해가 2011년이기 때문에 여기에서는 2011~2017년(4~7차 웨이브) 자료들을 사용하고 있다. 『사업체패널조사』는 2006년부터 2018년까지 2년에 한 번씩 조사되었는데, 조사기준 시점이 조사 시점의 전년도이기 때문에 2005년부터 홀수년도 정보들이 담겨 있다. 조사 단위는 사업체이고 조사대상자는 인사담당자, 노무 담당자, 근로자대표 등이다. 근로자대표는 유노조 사업체의 경우 노동조합 대표가 응답하고 있는데, 복수노조인 경우에는 제1노조와 제2노조 중심으로 조사하고 있다.

모집단은 통계청의 전국사업체 조사에 수집된 사업체를 기본으로 하고 있다. 지역별로는 전국이고, 업종별로는 농림어업, 광업 등을 제외한 전 산업이며, 조직 규모별로는 30인 이상 규모로 제한하고 있다. 표본 추출은 산업과 업종을 기준으로 한 층화추출방식에 기초하고 있다. 그런데 『사업체패널조사』의 패널이탈자가 늘어나면서 2015년 자료부터 표본을 대폭 바꾸었고 설문조사 내용이나 설문 방식 등에도 많은 변화가 있었다. 그래도 2015년 이전의 표본들이 2015년 이후의 자료에서도 계속 유지되고 있기 때문에 2015년 전후 자료들에 대한 패널 분석이 가능한 상태이다. 마지막으로, 각 웨이브 자료의 표본 크기는 2011년 자료가 1,770개, 2013년 자료가 1,775개, 2015년 자료가 3,431개, 2017년 자료가 2,868개 등으로 나타나고 있다.

본 연구는 유노조 사업체 중 복수노조 여부를 비교하는데 기초하고 있기 때문에 유노조 사업체들만을 분석 대상으로 삼고 있으며, 그 밖에 본 연구의 사용 변수들에 결측치가 있는 사업체들을 제외하였다. 이런 제외 과정을 거쳐서 최종적으로 남은 표본의 크기들은 2011년에 457개, 2013년에 421개, 2015년에 476개, 2017년에 477개 등이다. 2015년 전후의 표본에 큰 변화가 있었기 때문에 전체 관측치 수는 901개로 나타나고 있다. 매년 400개가 넘는 유노조 사업체들이 포함되어 있기 때문에 표본의 대표성은 충분하게 확보되었고 주장하고 싶다.

2. 기초통계

먼저 〈표 1〉에 복수노조가 조직되어 있는지에 관한 기초통계들이 정리되어 있다. 통계

결과를 보면, 복수노조 사업체의 비율이 등락을 거듭하고 있음을 알 수 있다. 2011년에는 9.8%였다고 2013년 12.1%로 대폭 증가한 후 2015년에 10.9%로 다시 감소하였다가 2017년에 12.2%로 다시 증가하고 있다. 복수노조 비율이 2013년에서 2017년 사이에 꽤 많이 떨어졌다가 다시 반등하는 V자형 추세를 보인다. 2013년과 2015년 사이에 표본이 대폭 바뀌었기 때문에 표본의 변경에 따른 변화 가능성이 있지만, 2015년과 2017년 사이에는 동일 패널이 유지되고 있기 때문에 표본의 차이에서 비롯되었다고 보기 어렵다. 그런데 노동조합 조직률이 2015년과 2016년 사이에는 변화가 없지만 2016년과 2017년 사이에 0.5%p 정도 증가하고 있어서(한국노동연구원, 2019), 2015년과 2017년 사이의 복수노조 비율 차이도 2017년 조직증가율과 관련되어 있을 가능성이 높다. 2015년 전후해서 민주노총과 한국노총이 신규노조 조직화 사업에 적극적으로 나서고 있었고, 2017년에 보수 정부에서 문재인 정부로 권력이 넘어가면서 노조 조직화에 우호적인 환경을 맞이하면서 노조조직률과 복수노조 비율이 모두 증가하게 된 것이 아닌가 추측된다. 정부의 통계에서도 기업 내 복수노조가 허용된 직후인 2011~12년에 복수노조가 700개 정도로 급증한 뒤 그 증가세가 대폭 줄어들고 있어서 이 통계 결과는 정부의 공식 통계와도 대체로 부합하고 있다.

〈표 2〉에는 본 연구에서 사용되는 종속변수들과 통제변수들인 사업체 특성, 노사관계 특성, 근로자 특성, 시장환경 등에 대한 기초통계들이 연도별로 정리되어 있다. 본 연구의 주된 목적이 임금교섭에 대한 복수노조의 영향을 보는 데 있기 때문에 복수노조 사업체와 단일노조 사업체의 특성 차이들을 볼 수 있도록 이 변수들에 대한 기초통계도 단일노조 사업체와 복수노조 사업체로 구분해서 정리하였다.

먼저 본 연구에서 사용되는 종속변수들인 초기업단위 교섭, 교섭기간, 노사분규, 협약 임금인상률 등에 대한 기초통계들을 정리하고 있다. 여기서 초기업단위 교섭은 교섭구조의 지표로 사용하였는데, 2011년과 2013년 자료에서는 임금교섭과 단체교섭을 구분하지 않고 조사하였기 때문에 초기업단위 교섭 변수를 사용하고자 한다. 2015년 자료와 2017년 자료에서는 임금교섭과 단체교섭을 구분해서 교섭구조를 조사하고 있지만, 이전 자료들과의 일관성을 위해서 임금교섭과 단체교섭 중 어느 하나라도 초기업단위 교섭으로 진행하면 초기업단위 교섭이 있는 것으로 간주하였다.

〈표 1〉 복수노조 사업체 여부에 대한 기초통계

연도	표본 수	평균(표준편차)
2011	457	0.098 (0.298)
2013	421	0.121 (0.327)
2015	476	0.109 (0.312)
2017	477	0.122 (0.327)

먼저 초기업단위 교섭 여부에 관한 기초통계를 보면, 초기업단위 교섭에 많은 변화가 있었음을 볼 수 있다. 초기업단위 교섭 사업체의 비율이 2011년에는 단일노조 사업체나 복수노조 사업체에서 똑같이 29%를 보이다가, 2013년에는 단일노조 사업체에서는 37%로 증가하였지만, 복수노조 사업체에서는 24%로 줄어들고 있다. 표본이 바뀐 2015년에는 초기업단위 교섭 비율이 단일노조 사업체에서는 13%, 복수노조 사업체에서는 12%로 대폭 줄어들고 있는데, 그런 큰 감소가 표본의 변경이나 조사방식의 변경에 따른 것인지 실제의 변화를 반영한 것인지 여기서는 확인할 수 없지만, 표본이 동일한 2017년에는 2015년보다 더욱 줄어들고 있어서 일정하게는 초기업단위 교섭이 실제로 줄어들고 있는 것이 아닌가 추측된다. 그런데 2015년에서 2017년 사이의 변화를 보면, 초기업단위 교섭 비율이 복수노조 사업체에서 더 많이 줄어들고 있어서 복수노조의 등장이 초기업단위 교섭에 부정적인 영향을 미치고 있음을 시사하고 있다.

교섭기간과 노사분규 등은 교섭 과정이 얼마나 원활하게 진행되었는가를 측정하는 지표로 사용하였다. 교섭기간은 교섭이 타결된 달에서 교섭이 개시된 달을 뺀 값이고, 노사분규는 파업이나 준법투쟁에 돌입하였거나 노동위원회 또는 제3자에게 조정을 신청하였는지 여부로 측정하였다. 표본기업 중에서 파업이 발생한 곳이 거의 없기 때문에 노사분규 개념을 이처럼 넓게 사용하였다. 먼저 교섭기간 통계를 보면, 단일노조 사업체와 복수노조 사업체 사이에 일관된 차이를 보이지 않고 있다. 2011년과 2015년에는 단일노조 사업체에서 교섭기간이 약간 길지만, 2013년과 2017년에는 복수노조 사업체에서 더 길게 조사되고 있다. 동일한 표본을 사용하고 있는 2011년과 2013년, 2015년과 2017년 사이를 비교해보면, 뒤로 갈수록 복수노조 사업체의 교섭기간이 더 길기 때문에 복수노조가 조금이나마 교섭기간을 늘릴 가능성은 남아 있다. 다음으로 노사분규에 관한 통계를 보면, 노사분규가 복수노조 사업체에서 확연하게 더 많이 발생하고 있음을 볼 수 있다. 다만, 그 차이가 2015년과 2017년 자료들에서 많이 줄어들고 있어서 복수노조가 안착하여 갈수록 그것이 노사분규의 발생에 미치는 영향이 줄어들고 있을 가능성은 남아 있다.

교섭결과의 지표로써 사용한 임금인상률 통계를 보면, 2013년을 제외한 2011년, 2015년, 2017년 등에는 복수노조 사업체에서 더 높게 나타나고 있다. 즉, 2011년에는 4.79% 대 4.58%, 2015년에는 3.71% 대 3.46%, 2017년에는 3.79% 대 3.09% 등으로 복수노조 사업체의 임금인상률이 더 높지만, 2013년에는 3.59% 대 3.65%로 복수노조 사업체의 임금인상률이 조금 더 낮게 나타나고 있다. 그렇긴 하지만, 그 차이들이 크지 않아서 통계적으로 해석하기는 쉽지 않은 상태에 있다.

〈표 2〉 기초통계

변수	2011		2013		2015		2017	
	단일 노조 (N=412)	복수 노조 (N=45)	단일 노조 (N=370)	복수 노조 (N=51)	단일 노조 (N=424)	복수 노조 (N=52)	단일 노조 (N=419)	복수 노조 (N=58)
초기업단위 교섭(더미)	0.29 (0.45)	0.29 (0.46)	0.37 (0.48)	0.24 (0.43)	0.13 (0.33)	0.12 (0.32)	0.11 (0.32)	0.09 (0.28)
교섭기간(월)	2.88 (2.85)	2.80 (2.28)	3.30 (3.29)	3.78 (3.16)	3.89 (3.94)	3.83 (3.42)	3.26 (3.53)	3.52 (3.00)
노사분규 (더미)	0.11 (0.32)	0.22 (0.42)	0.08 (0.27)	0.18 (0.39)	0.08 (0.27)	0.12 (0.32)	0.09 (0.29)	0.10 (0.31)
임금인상률 (%)	4.58 (2.74)	4.79 (2.31)	3.59 (2.77)	3.65 (3.72)	3.71 (3.14)	3.46 (2.87)	3.09 (2.56)	3.79 (2.85)
한노총(더미)	0.59 (0.49)	0.62 (0.49)	0.56 (0.50)	0.53 (0.50)	0.57 (0.50)	0.62 (0.49)	0.57 (0.50)	0.53 (0.50)
민노총(더미)	0.28 (0.45)	0.18 (0.39)	0.30 (0.46)	0.25 (0.44)	0.25 (0.43)	0.23 (0.43)	0.28 (0.45)	0.36 (0.48)
노조조직률 (%)	59.26 (24.21)	68.48 (23.20)	58.92 (24.75)	65.50 (23.74)	61.11 (23.24)	66.12 (22.83)	59.40 (23.82)	67.11 (26.36)
근로자 수(명)	650.3 (1227.8)	957.8 (1070.5)	587.8 (878.7)	1247.5 (1811.0)	439.3 (694.6)	664.1 (1049.3)	483.7 (732.2)	723.7 (1010.5)
이직률(%)	9.79 (12.33)	8.74 (11.16)	9.01 (11.72)	11.95 (21.06)	10.50 (15.94)	12.97 (35.80)	10.06 (15.14)	9.59 (12.64)
비정규직 비율 (%)	24.59 (47.14)	20.46 (25.94)	18.91 (32.62)	20.65 (31.88)	18.30 (38.19)	17.59 (26.30)	19.52 (42.57)	17.42 (27.43)
외주하청거래 (더미)	0.28 (0.45)	0.16 (0.37)	0.34 (0.47)	0.29 (0.46)	0.31 (0.46)	0.19 (0.40)	0.30 (0.46)	0.28 (0.45)
인당 영업이익 (억 원)	0.73 (3.12)	0.51 (1.67)	0.65 (2.80)	0.60 (3.12)	0.35 (2.00)	0.43 (1.40)	0.47 (1.39)	0.36 (0.84)
수출 비중(%)	13.99 (23.15)	10.33 (25.24)	14.02 (22.66)	11.80 (22.09)	12.12 (20.98)	8.37 (19.62)	12.43 (21.89)	12.40 (20.14)
시장경쟁(5점)	3.76 (1.00)	3.47 (1.08)	3.80 (1.03)	3.78 (0.83)	3.87 (0.73)	3.58 (0.85)	3.87 (0.80)	3.83 (0.98)
수요변동(5점)	3.04 (0.95)	3.20 (0.94)	3.04 (0.95)	3.00 (0.85)	3.11 (0.85)	3.08 (0.79)	3.03 (0.92)	2.97 (0.92)
복수사업체 (더미)	0.56 (0.50)	0.49 (0.51)	0.64 (0.48)	0.65 (0.48)	0.62 (0.49)	0.60 (0.50)	0.70 (0.46)	0.67 (0.47)

〈표 2〉에는 상급단체와 노조조직률 등 노동조합의 특성 변수들에 관한 기초통계도 정리되어 있다. 상급단체는 우리나라에서 노동조합의 성격을 가리켜 주는 대리변수로 사용될 수 있는데, 상급단체 범주는 한국노총, 민주노총, 비가맹 노조 등 3가지로 구분했다. 2013년 자료까지는 제3노총으로 국민노총 범주가 있었는데, 그것은 나중에 한국노총으로 통합되었기 때문에 2015~2017년 자료와의 일관성 유지를 위해서 한국노총으로 구분하였다. 복수

노조 사업체의 경우에는 제1노조의 상급단체로 측정하였다. 그 통계 결과들을 보면, 2011년과 2015년에는 복수노조 사업체에서 한국노총의 비율이 높게 나타나고 있지만, 2013년과 2017년에는 복수노조 사업체에서 한국노총 비율이 더 낮게 조사되고 있다. 그러나 그 격차들이 크지 않아서 복수노조의 등장이 근로자들의 임금을 끌어올리는 방향으로 작용했다고 단정하기는 이르다. 민주노총의 경우에는 2015년까지는 단일노조 사업체에서 민주노총의 비율이 더 높지만, 2017년에만 복수노조 사업체에서 민주노총의 비율이 더 높게 조사되고 있다.

이어서 노조조직률에 관한 기초통계를 보면, 2011년에서 2017년까지 일관되게 복수노조 사업체가 단일노조 사업체보다 노조조직률이 더 높게 조사되고 있다. 복수노조 사업체는 과소 대표된 근로자들까지도 조직할 수 있는 이점이 있기 때문에 노조조직률을 올리고 있는 것으로 보인다. 이처럼 노조조직률이 올라간다고 하더라도 그것을 하나로 묶어서 단결력을 얻는 데 성공하지 못하면 노동조합의 교섭력을 증대시키는 데 도움이 되지 않을 수 있다.

〈표 2〉에 근로자 수, 이직률, 비정규직 비율 등 근로자 특성 변수들도 정리되어 있다. 근로자 수는 사업체 단위에 직접 고용된 정규직과 비정규직 근로자 등 전체 근로자 수를 의미한다. 근로자 수에 관한 통계들을 보면, 복수노조 사업체들의 평균 조직 규모가 더 큰 것으로 조사되고 있다. 이는 조직 규모가 클수록 복수노조가 더 많이 생겨나고 있는 점과 관련이 있다(김정우, 2019). 이직률은 자발적 이직자가 전체 근로자 중에서 차지하는 비율이다. 여기서 이직자 수는 연인원을 의미하기 때문에 회전율 개념에 가깝다. 이직률 통계는 단일노조 사업체와 복수노조 사업체 사이에 일관성을 보이지 않고 있다. 2011년과 2017년에는 단일노조 사업체에서, 2013년과 2015년에는 복수노조 사업체에서 이직률이 더 높게 나오고 있다.

비정규직 비율은 직접고용 근로자와 간접고용 근로자를 포함한 전체 비정규직 근로자가 전체 근로자에서 차지하는 비율로 측정하였다. 이것은 주로 정규직에 대해서 이루어지는 임금교섭에 대해서 비정규직 근로자들이 완충재로써 사용될 수 있기 때문에 여기에 포함하였다. 여기서 간접고용 비정규직 근로자까지 포함한 이유는 간접고용 근로자들도 완충재로써 사용될 가능성이 있기 때문이다. 유사한 문제의식에서 외주하청거래를 하는지에 관한 기초통계도 포함하였다. 그 통계를 보면, 외주하청거래를 하는 기업의 비율이 단일노조 사업체에서 일관되게 더 높게 나타나고 있다.

1인당 영업이익, 수출 비중, 시장경쟁, 수요변동 상황 등 재무성과와 시장환경에 대한 변수들도 정리하였다. 1인당 영업이익은 해당 연도의 영업이익을 해당 연도의 근로자 수로 나눈 것인데, 두 정보 모두 재무정보란에서 나와 있는 값을 사용하였다. 1인당 영업이익은 2015년을 제외하고 2011년, 2013년, 2017년 등에서 단일노조 사업체 표본에서 더 높게

나오고 있다. 수출 비중은 전체 매출액에서 수출액이 차지하는 백분율로 측정되었는데, 모든 해의 자료에서 단일노조 사업체에서 수출 비중이 더 높게 나타나고 있다. 시장경쟁은 제품시장 경쟁의 치열함 정도를 5점 척도로 측정한 것인데, 단일노조 사업체에서 약간 더 높은 경향을 보이고 있다. 수요변동은 최근에 제품 수요가 어떻게 변동되고 있는지를 5점 척도로 조사한 값인데, 단일노조 사업체와 복수노조 사업체가 서로 비슷하게 나타나고 있다. 굳이 따지자면, 제품 수요변동이 단일노조 사업체에서 조금 더 높게 나타나고 있다. 마지막으로 복수사업체 여부는 재무정보처럼 기업 단위의 정보를 사용해야 하는 변수들이 있기 때문에 그것을 통제하기 위해서 사용하였다. 복수사업체는 단일노조 사업체나 복수노조 사업체 사이에 서로 비슷하게 나타나고 있다.

마지막으로 산업대분류도 통제하였으나, 산업에 관한 기초통계가 지면을 많이 차지하기 때문에 〈부표 1〉에 따로 정리하였다. 표본 사업체들의 산업별 분포를 보면, 제조업(산업 2)과 도소매업(산업7) 등이 많이 분포되어 있다. 그런데 제조업의 경우에는 단일노조 사업체의 비중이 압도적으로 높고, 도소매업에서는 복수노조 사업체의 비율이 훨씬 더 높게 나타나고 있다.

Ⅳ. 실증분석

본 연구의 회귀분석 결과들은 종속변수를 기준으로 크게 초기업단위 교섭, 교섭기간, 노사분규, 협약 임금인상률 등 4가지로 정리되어 있다. 첫째, 초기업단위 교섭구조 여부를 종속변수로 하는 모형의 추정결과들은 〈표 3〉에 정리되어 있다. 둘째, 교섭기간을 종속변수로 하는 회귀모형의 추정결과들은 〈표 4〉에 정리하였다. 셋째, 노사분규 여부를 종속변수로 하는 모형의 추정결과들은 〈표 5〉에 정리하였다. 마지막으로, 협약임금인상률을 종속변수로 하는 모형의 추정결과들은 〈표 6〉에 정리하였다. 이들 모형 중 초기업단위 교섭구조와 노사분규 등은 범주변수이기 때문에 로짓 모형을 사용하였고, 교섭기간과 협약임금인상률 등은 연속변수들이기 때문에 일반 회귀모형을 사용하였다. 패널모형을 기본으로 하고 있지만, 표본이 2011~13년 자료들과 2015~17 자료들 사이에 부분적으로만 일치하기 때문에 연도별로 횡단면 회귀분석도 실시하였다. 패널 분석에서 고정효과 로짓 모형은 추정하기 어렵기 때문에 임의효과모형을 사용하였고, 연속변수인 경우에는 고정효과 모형을 사용하였으며, 모든 패널 분석모형들에서 연도를 가리키는 범주변수를 포함하여 연도 효과도 통제하였다. 이 분석결과 중에서 패널 분석을 중심으로 해서 해석하고, 연도별 횡단면 분석은 보조적으로만 사용하고자 한다.

〈표 3〉 복수노조가 교섭구조에 미치는 영향

독립변수	종속변수 = 초기업단위 교섭				
	2011 (N=457)	2013 (N=421)	2015 (N=476)	2017 (N=477)	패널 임의효과 (N=901)
상수	-0.931 (0.987)	-1.544 (1.056)	-4.442 (1.521)	-5.134 (1.585)	-0.958 (1.052)
복수노조	-0.209 (0.396)	-0.740*(0.394)	-0.586 (0.510)	-0.401 (0.546)	-0.576**(0.264)
한노총	0.159 (0.376)	1.205***(0.408)	-0.175 (0.414)	-0.004 (0.487)	0.263 (0.244)
민노총	0.749*(0.409)	1.626***(0.426)	0.000 (0.465)	0.512 (0.506)	0.828***(0.262)
조직률	0.007 (0.006)	0.001 (0.005)	0.010^(0.007)	0.002 (0.007)	0.004 (0.004)
log(고용규모)	-0.020 (0.112)	0.000 (0.116)	0.162 (0.164)	-0.066 (0.171)	0.006 (0.081)
비정규직 비율	0.001 (0.003)	-0.007^(0.005)	-0.001 (0.005)	0.001 (0.004)	-0.003 (0.002)
이직률	0.003 (0.010)	0.026***(0.009)	-0.019^(0.013)	-0.008 (0.012)	0.002 (0.005)
인당 영업이익	0.017 (0.038)	0.000 (0.049)	0.089 (0.082)	0.174*(0.091)	0.027 (0.030)
시장경쟁	-0.061 (0.117)	-0.194^(0.122)	0.176 (0.210)	0.359*(0.211)	-0.027 (0.085)
시장수요 변동	-0.078 (0.127)	0.160 (0.128)	0.064 (0.183)	0.447*(0.184)	0.136^(0.084)
복수사업체	-0.494*(0.265)	-0.356^(0.267)	-0.153 (0.336)	-0.037 (0.377)	-0.285^(0.182)
2013	-	-	-	-	0.423**(0.174)
2015	-	-	-	-	-1.252***(0.214)
2017	-	-	-	-	-1.333***(0.221)
Log-L	-248.7	-239.5	-164.8	-144.7	-836.6

주: ^ p〈0.10(단측검증) * p〈0.10(양측검증) ** p〈0.05(양측검증) *** p〈0.01(양측검증).
모든 모형들에서 산업대분류를 통제하였음.

먼저 복수노조가 교섭구조에 미치는 영향에 관한 회귀분석 결과를 정리한 〈표 3〉을 보면, 복수노조 변수의 계수 추정치가 일관되게 음수(-)로 나타나고 있다. 다만, 그 추정계수들이 2013년 자료와 패널 임의효과모형에서만 통계적으로 유의하고 나머지 연도의 자료들에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 분석되고 있다. 그렇지만 패널 임의효과모형에서 복수노조의 존재가 초기업단위 교섭을 통계적으로 유의하게 줄이고 있어서 복수노조의 등장이 초기업단위 교섭에 부정적인 영향을 미치고 있을 가능성이 상당히 높음을 시사하고 있다.

다른 통제변수 중 민주노총만이 초기업단위 교섭에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있다. 민주노총 소속 노조들이 산별 운동을 적극적으로 추진하였기 때문에 이 결과는 익히 예측되는 것이다. 그 밖에 시장수요 변동이나 복수사업체 등도 약하게 초기업단위 교섭에 영향을 주고 있다.

〈표 4〉 복수노조가 교섭기간에 미치는 영향

독립변수	종속변수 = 교섭기간				
	2011 (N=457)	2013 (N=421)	2015 (N=476)	2017 (N=477)	패널 고정효과 (N=901)
상수	0.357 (1.156)	2.232 (1.470)	4.270 (2.113)	0.413 (1.947)	0.994 (3.081)
복수노조	−0.249 (0.458)	0.094 (0.523)	0.129 (0.607)	0.413 (0.501)	−0.120 (0.574)
노사분규	0.837**(0.422)	0.734 (0.591)	2.465***(0.674)	1.433**(0.563)	1.755***(0.415)
한노총	0.251 (0.403)	−0.680^(0.495)	0.293 (0.513)	0.843*(0.474)	0.788 (0.688)
민노총	0.830*(0.457)	−0.778^(0.543)	−0.389 (0.588)	0.869*(0.523)	0.553 (0.742)
초기업단위교섭	0.068 (0.299)	0.462 (0.361)	0.686 (0.561)	0.862^(0.555)	−0.102 (0.282)
조직률	0.007 (0.006)	0.008 (0.008)	−0.003 (0.009)	0.010^(0.007)	0.025**(0.011)
log(고용규모)	0.362***(0.131)	−0.197 (0.166)	−0.234 (0.203)	−0.205 (0.169)	−0.127 (0.495)
비정규직 비율	0.002 (0.003)	0.000 (0.005)	0.001 (0.005)	0.010**(0.004)	0.002 (0.004)
이직률	0.009 (0.012)	−0.007 (0.013)	0.003 (0.010)	0.024**(0.011)	0.010 (0.009)
인당 영업이익	−0.069^(0.044)	−0.087 (0.070)	−0.119 (0.095)	−0.176^(0.123)	−0.071 (0.057)
수출 비중	−0.007 (0.007)	−0.010 (0.009)	0.001 (0.010)	0.009 (0.008)	−0.003 (0.007)
하청 있음	−0.824**(0.323)	0.742*(0.383)	0.198 (0.433)	0.087 (0.356)	−0.007 (0.278)
시장경쟁	0.144 (0.138)	0.308*(0.174)	−0.150 (0.252)	−0.026 (0.206)	0.371**(0.151)
시장수요 변동	−0.260*(0.148)	0.071 (0.180)	−0.056 (0.221)	0.089 (0.179)	−0.243*(0.131)
복수사업체	−0.226 (0.307)	0.391 (0.386)	0.179 (0.421)	−0.088 (0.380)	−0.853*(0.507)
2013	-	-	-	-	0.596**(0.244)
2015	-	-	-	-	1.445***(0.539)
2017	-	-	-	-	0.780^(0.543)
R2	0.138	0.106	0.082	0.112	0.062

주: ^ p〈0.10(단측검증) * p〈0.10(양측검증) ** p〈0.05(양측검증) **** p〈0.01(양측검증).
연도별 횡단면분석 모형들에서는 산업대분류를 통제하였음.

〈표 4〉에 정리된 복수노조화가 교섭기간에 미치는 영향에 관한 회귀분석 결과를 보면, 복수노조의 추정계수가 양수(+)가 되기도 하고 음수(-)가 되기도 하면서 통계적 유의도도 낮아서 복수노조의 존재가 교섭기간에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되고 있다. 여기에 보고하지는 않았지만, 교섭이 최종 타결된 달을 종속변수로 한 모형을 추정해보아도 그 결과가 연도별로 일관되지 않게 나타나고 있다. 즉, 2011년에는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을, 2017년에는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지고 있으며, 2013년과 2015년에는 통계적으로 유의하지 않은 값을 보이고 있다. 이런 점에서 복수노조의 등장은 교섭기간이나 교섭 타결 시점에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않고 있다.

통제변수 중 교섭기간에 영향을 주는 변수들을 패널 분석을 중심으로 찾아보면, 노사분규, 시장경쟁, 시장수요 변동, 복수사업체 정도 등이 있다. 그 밖의 통제변수 중 연도별 횡단면 분석에서 일부라도 통계적 유의도를 보이는 변수들은 상급단체, 고용규모, 비정규직 비율, 이직률, 하청거래 등이다.

〈표 5〉 복수노조가 노사분규에 미치는 영향

독립변수	종속변수 = 노사분규 발생				
	2011 (N=457)	2013 (N=421)	2015 (N=476)	2017 (N=477)	패널 임의효과 (N=901)
상수	-4.570 (1.511)	-15.97 (231.10)	-8.098 (2.483)	-8.669 (2.514)	-7.317 (1.813)
복수노조	0.994**(0.489)	0.809^(0.525)	0.437 (0.538)	-0.222 (0.520)	0.736**(0.342)
한노총	0.023 (0.695)	11.80 (231.10)	2.059*(1.103)	1.135 (1.050)	1.174**(0.565)
민노총	2.067***(0.708)	13.16 (231.10)	3.579***(1.142)	2.676**(1.046)	3.119***(0.594)
초기업단위 교섭	1.186***(0.350)	1.373***(0.431)	-1.059**(0.475)	0.698 (0.687)	0.970***(0.272)
조직률	-0.010 (0.008)	0.011 (0.010)	0.002 (0.009)	0.006 (0.008)	0.000 (0.006)
log(고용규모)	0.264^(0.163)	0.106 (0.204)	0.288^(0.195)	0.132 (0.187)	0.211*(0.123)
비정규직 비율	0.007 (0.006)	-0.006 (0.010)	-0.003 (0.005)	0.002 (0.004)	0.000 (0.003)
이직률	-0.025^(0.018)	-0.025 (0.022)	0.007 (0.009)	0.004 (0.012)	-0.004 (0.008)
인당 영업이익	0.038 (0.043)	-0.056 (0.113)	0.221**(0.111)	-0.077 (0.191)	0.013 (0.045)
시장경쟁	0.022 (0.172)	-0.060 (0.209)	0.861***(0.281)	0.618***(0.231)	0.261*(0.134)
시장수요 변동	0.048 (0.185)	-0.298 (0.249)	-0.011 (0.211)	-0.133 (0.185)	-0.144 (0.125)
복수사업체	0.204 (0.396)	0.238 (0.474)	-0.070 (0.440)	0.334 (0.440)	0.430^(0.295)
2013	-	-	-	-	-0.573**(0.286)
2015	-	-	-	-	-2.039***(0.504)
2017	-	-	-	-	-1.939***(0.507)
Log-L	-126.7	-93.8	-109.2	-122.6	-483.1

주: ^ p〈0.10(단측검증) * p〈0.10(양측검증) ** p〈0.05(양측검증) *** p〈0.01(양측검증).
모든 모형들에서 산업대분류를 통제하였음.

〈표 5〉에 정리된 복수노조의 존재가 노사분규에 미치는 영향을 추정한 회귀분석 결과들을 보면, 복수노조의 등장이 노사분규에 패널 임의효과모형과 2011년 자료에 대한 로짓 분석 등에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있으며, 2013년 자료에서도 약하게나마 단측 검증으로 α= 0.10 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있다. 이상의 결과들은 복수노조의 존재가 노사분규의 발생을 높이고 있음을 시시하고 있다. 그나마 다행스럽게도 후기로 갈수록 복수노조와 노사분규 사이의 관계가 약화하고 있기 때문에 복수노조가 안착하여 가면 그것이 노사분규에 미치는 영향도 줄어들 가능성이 있다.

통제변수 중에서도 노사분규에 통계적으로 영향을 미치는 변수들이 많다. 패널 임의효과모형의 추정결과를 중심으로 찾아보면, 상급단체(한국노총과 민주노총 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보임), 초기업단위 교섭, 고용규모, 시장경쟁 등이 노사분규 발생에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있다.

〈표 6〉 복수노조가 협약임금인상률에 미치는 영향

독립변수	종속변수 = 협약 임금인상률				
	2011 (N=457)	2013 (N=421)	2015 (N=476)	2017 (N=477)	패널 고정효과 (N=901)
상수	5.703 (1.136)	5.174 (1.294)	5.250 (1.663)	3.263 (1.514)	3.497 (2.345)
복수노조	0.184 (0.450)	0.097 (0.460)	−0.547 (0.478)	0.656*(0.389)	0.177 (0.437)
노사분규	−0.035 (0.415)	0.435 (0.520)	1.605***(0.531)	0.658^(0.438)	0.875***(0.316)
한노총	−0.491 (0.396)	−0.331 (0.435)	−0.217 (0.404)	−0.144 (0.369)	1.333**(0.523)
민노총	−0.970**(0.449)	−0.164 (0.478)	−0.430 (0.463)	0.010 (0.407)	0.502 (0.565)
초기업단위교섭	0.398^(0.294)	−0.365 (0.317)	0.416 (0.441)	0.116 (0.432)	0.061 (0.214)
조직률	−0.006 (0.006)	0.010^(0.007)	−0.003 (0.007)	−0.001 (0.006)	−0.001 (0.008)
log(고용규모)	−0.103 (0.129)	−0.216^(0.146)	−0.280*(0.160)	−0.066 (0.132)	−0.065 (0.376)
비정규직 비율	0.003 (0.003)	−0.007^(0.005)	−0.005 (0.004)	−0.005^(0.003)	0.002 (0.003)
이직률	0.004 (0.012)	0.016^(0.012)	0.022***(0.008)	0.006 (0.009)	0.004 (0.007)
인당 영업이익	0.000 (0.044)	0.008 (0.062)	−0.003 (0.075)	−0.168*(0.095)	−0.017 (0.044)
수출 비중	0.002 (0.006)	0.010^(0.008)	−0.006 (0.008)	0.000 (0.006)	0.007 (0.005)
하청 있음	0.232 (0.318)	0.077 (0.337)	−0.717**(0.341)	−0.298 (0.277)	0.048 (0.211)
시장경쟁	−0.196^(0.135)	0.084 (0.153)	0.027 (0.199)	0.029 (0.160)	0.018 (0.115)
시장수요 변동	0.447***(0.145)	−0.072 (0.158)	−0.067 (0.174)	0.109 (0.139)	0.152^(0.100)
복수사업체	−0.198 (0.302)	−0.769**(0.340)	−0.067 (0.332)	−0.052 (0.296)	−0.104 (0.386)
2013	−	−	−	−	−1.024***(0.185)
2015	−	−	−	−	−1.353***(0.410)
2017	−	−	−	−	−1.647***(0.413)
R2	0.105	0.117	0.114	0.051	0.096

주: ^ p〈0.10(단측검증) * p〈0.10(양측검증) ** p〈0.05(양측검증) *** p〈0.01(양측검증).
연도별 횡단면분석 모형들에서는 산업대분류를 통제하였음.

〈표 6〉에 정리된 복수노조의 존재가 협약임금인상률에 미치는 영향을 추정한 회귀분석 결과들을 보면, 복수노조의 추정계수가 2017년에만 양측검증으로 α=0.10 수준에서 통계적으로 유의할 뿐 나머지 연도 자료들에 대한 횡단면 분석과 패널 고정효과모형의 추정결과들은 통계적으로 유의하지 않게 추정되고 있다. 그럼에도 불구하고 2015년 자료를 제외한 다른 모형들에서는 그 추정계수들이 양(+)의 값을 보이고 있어서 복수노조의 존재가 협약임금인상률을 조금이나마 올릴 가능성이 남아 있다.

다른 통제변수 중 협약임금인상률에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 변수들을 패널 분석에서 찾아보면, 노사분규, 한국노총 소속 정도이고, 나머지 변수들은 추정계수가 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 연도별 횡단면 분석에서도 일부 변수들이 일부 연도 자료에서만 통계적으로 유의할 뿐 대부분의 변수들이 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다.

V. 결 론

이상으로 본 연구는『사업체패널조사』2011~2017년 자료를 이용해서 복수노조의 존재가 교섭구조, 교섭기간, 노사분규, 협약임금인상률 등 임금교섭의 특성들에 어떤 영향을 미치는지를 실증적으로 확인해보았다. 복수노조의 존재가 노동조합 간 조직경쟁을 촉발하고 기업 내 근로자들의 이해관계에 밀착하는 임금교섭을 촉진할 것이라는 전제 속에서 다음과 같은 3개의 연구가설을 설정하였다. 첫째, 보수노조의 존재가 초기업단위 교섭을 약화시킬 것이다. 둘째, 복수노조의 존재가 교섭기간을 늘릴 것이다. 셋째, 복수노조의 존재가 노사분규 발생을 높일 것이다. 복수노조의 존재가 협약임금인상률에 미치는 영향은 단선적으로 추론할 수 없고 경험적 분석을 요구하는 것으로 보아서 경쟁 가설로 설정하였다.

통계분석은 연도별 데이터에 대해서는 횡단면 분석을, 전체 데이터에 대해서는 패널 분석을 실시하였다. 그중 초기업단위 교섭과 노사분규 등은 범주변수이기 때문에 로짓 모형을 사용하였는데, 패널 분석에서는 추정의 편의성을 위해서 임의효과 로짓 모형을 사용하였다. 교섭기간과 협약임금인상률 등은 연속변수이기 때문에 횡단면 분석에서는 OLS모형을 사용하였고 패널 분석에서는 고정효과모형을 사용하였다.

패널모형의 분석결과 복수노조의 존재는 초기업단위 교섭에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고, 노사분규에도 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있다. 보조적으로 분석한 횡단면 분석결과들에서는 복수노조의 존재가 초기업단위 교섭과 노사분규에 일부 모형에서만 통계적으로 유의하지만, 패널 분석이 더 엄격한 기법이기 때문에 패널 분석결과에 따라서 초기업단위 교섭구조와 노사분규 등 두 변수에 대해서는 복수노조의 존재가 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 해석하고자 한다.

반면에 복수노조의 존재가 교섭기간과 협약임금인상률 등에 대해서는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하고 있다. 특히 교섭기간은 그 추정치가 음수와 양수를 번갈아 가며 취하는 등 연도 간 일관성도 부족해서 복수노조의 존재에 따라서 영향을 받지 않는 것으로 해석하고자 한다. 협약임금인상률의 계수 추정치는 통계적으로 유의하지 않지만, 꽤 일관되게 양(+)의 값을 가지고 있고, 일부 모형에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값도 보여서 약하게나마 긍정적인 영향을 미칠 가능성이 남아 있다.

이상의 통계 결과들을 보면, 복수노조의 존재가 노사분규 등 임금교섭 과정과 임금교섭 결과에 미치는 영향이 없는 것은 아니지만, 심각한 영향은 아닌 것으로 보인다. 이런 점에서는 우리나라에서도 다수의 우려와 달리 복수노조가 점차 안착하여 갈 가능성이 높음을 알 수 있다. 그렇게 예측하는 또 다른 근거는 우리나라 노사관계가 이미 성숙단계에 접어들고

있고 노동조합의 공세국면에 강하지 않는 상태에서 기업 내 복수노조가 허용되었기 때문에 복수노조 간 선명성 경쟁이 강하지 않다는 점에 있다. 그렇긴 하지만, 복수노조의 존재가 노사분규에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있다는 점에서, 향후 어떤 사정 때문에 노사관계 상황이 노동조합의 공세국면으로 전환되면 복수노조가 새로운 노사갈등의 씨앗이 될 가능성이 있음을 배제하기는 어렵다. 이런 점에서 사측이 노동조합을 약화시키기 위해서 복수노조를 유도하거나 지원한다면, 그것이 역으로 그 기업의 노사관계를 더 갈등적으로 악화시킬 우려도 있다는 점을 염두에 둘 필요가 있다.

복수노조가 우리나라 노사관계에 미치는 보다 심각한 영향은 그것이 우리나라의 기업별 교섭구조를 더욱 강화할 가능성이 높다는 점에 있다. 산업별 교섭구조는 더 크고 더 장기적 시각 속에서 노동조합의 발전 방향을 고려하기 때문에 기업 내 근로자들의 단기적 이해와 거리가 있는 내용과 방식으로 임금교섭을 진행할 가능성이 높은데, 그때에는 기업 내 복수노조의 등장으로 노동조합의 장기적 발전 전망에 기초한 활동이 방해를 받을 가능성이 높다. 이처럼 복수노조의 존재로 인해서 기업별 구조가 고착화되면 기업 간 임금격차와 노동시장 이중구조 등을 해소하기가 힘들어지고, 그것은 근로자 간 분열을 초래해서 장기적으로 노사관계를 약화할 위험이 있다.

이상의 분석결과들은 복수노조의 해소가 우리나라 노사관계의 지속가능한 발전을 위해서 매우 중요함을 시사하고 있다. 그렇다고 복수노조를 금지한 과거의 관행으로 되돌아갈 수는 없다는 점을 고려해 보면, 이 문제는 결국 노동조합 내부에서 해결될 필요가 있다. 서구의 노동조합들에서 노조 간 조직경쟁 문제는 노동조합의 자율적 규제를 통해서 해결되고 있는 것처럼 우리나라에서도 이 문제를 해결할 주도적 집단은 결국 노동조합 리더들일 수밖에 없기 때문에 우선적으로 노동조합운동 진영 내부에서 복수노조를 규제할 수 있는 방안을 찾아볼 필요성이 제기되고 있다.

참고문헌

1. 김정우(2019), “복수노조 출현의 결정요인과 노조조직률 증감효과 패널분석”, 『산업노동연구』, 제25권 제1호, pp187-218.
2. 김태기(2009), “복수노조 갈등: 이론과 현실”, 『노동정책연구』, 제9권 제2호, p199-219.
3. 노용진(2011), “캐나다의 복수노조 사례: 노조 간 조직경쟁의 배경과 전개과정, 그리고 결과”, 『노동정책연구』, 제11권 제2호, pp.63-105.
4. 노용진(2015), “복수노조 형성의 영향요인”, 『산업관계연구』, 제25권 제3호, pp.59-83.
5. 이성희(2011), “복수노조 제도가 노사관계 변화에 미치는 영향”, 『노동정책연구』, 제11권 제4호, pp.1-28.
6. 이성희・노용진・조용만・진숙경(2012), 『복수노조 시대 노사관계 쟁점과 정책 제도 개선방안 연구』, 한국노동연구원.
7. 이정희・김정우・손영우・윤효원・정경은・허인(2018), 『기업별 복수노조와 단체교섭』, 한국노동연구원.
8. 전인(2009), “복수노조 허용에 따른 현장 노사관계의 도전과 기회: 대기업 경제주의 노동조합의 의식조사 사례 중심”, 『노동정책연구』, 제9권 제2호, pp.163-198.
9. 최용일(2012), “복수노조 제도 시행 이후 노사정 대응전략의 문제점 및 시사점”, 『산업관계연구』, 제22권 제3호, pp.1-52.
10. 한국노동연구원(2019), 『2019 KLI 노동통계』.

〈부표 1〉 표본의 산업별 분포

변수	2011		2013		2015		2017	
	단일노조 (N=412)	복수노조 (N=45)	단일노조 (N=370)	복수노조 (N=51)	단일노조 (N=424)	복수노조 (N=52)	단일노조 (N=419)	복수노조 (N=58)
산업2	0.471 (0.500)	0.200 (0.405)	0.473 (0.500)	0.235 (0.428)	0.533 (0.499)	0.365 (0.486)	0.551 (0.498)	0.466 (0.503)
산업3	0.024 (0.154)	0.044 (0.208)	0.035 (0.184)	0.020 (0.140)	0.028 (0.166)	0.000 (0.000)	0.019 (0.137)	0.017 (0.131)
산업4	0.007 (0.085)	0.000 (0.000)	0.005 (0.073)	0.000 (0.000)	0.017 (0.128)	0.000 (0.000)	0.002 (0.049)	0.000 (0.000)
산업5	0.022 (0.146)	0.022 (0.149)	0.030 (0.170)	0.020 (0.140)	0.014 (0.118)	0.038 (0.194)	0.021 (0.145)	0.017 (0.131)
산업6	0.051 (0.220)	0.022 (0.149)	0.043 (0.204)	0.020 (0.140)	0.035 (0.185)	0.038 (0.194)	0.079 (0.270)	0.069 (0.256)
산업7	0.158 (0.365)	0.356 (0.484)	0.130 (0.336)	0.333 (0.476)	0.139 (0.347)	0.346 (0.480)	0.095 (0.294)	0.224 (0.421)
산업8	0.022 (0.146)	0.067 (0.252)	0.019 (0.136)	0.020 (0.140)	0.038 (0.191)	0.019 (0.139)	0.043 (0.203)	0.000 (0.000)
산업9	0.036 (0.188)	0.000 (0.000)	0.038 (0.191)	0.000 (0.000)	0.035 (0.185)	0.019 (0.139)	0.033 (0.180)	0.017 (0.131)
산업10	0.034 (0.181)	0.067 (0.252)	0.041 (0.197)	0.059 (0.238)	0.033 (0.179)	0.000 (0.000)	0.024 (0.153)	0.000 (0.000)
산업11	0.002 (0.049)	0.000 (0.000)	0.003 (0.052)	0.020 (0.140)	0.002 (0.049)	0.019 (0.139)	0.002 (0.049)	0.017 (0.131)
산업12	0.058 (0.235)	0.044 (0.208)	0.076 (0.265)	0.039 (0.196)	0.040 (0.196)	0.000 (0.000)	0.041 (0.198)	0.017 (0.131)
산업13	0.005 (0.070)	0.067 (0.252)	0.008 (0.090)	0.020 (0.140)	0.019 (0.136)	0.077 (0.269)	0.031 (0.174)	0.069 (0.256)
산업14	0.012 (0.110)	0.000 (0.000)	0.016 (0.126)	0.000 (0.000)	0.005 (0.069)	0.000 (0.000)	0.002 (0.049)	0.000 (0.000)
산업15	0.015 (0.120)	0.022 (0.149)	0.005 (0.073)	0.039 (0.196)	0.000 (0.000)	0.038 (0.194)	0.000 (0.000)	0.034 (0.184)
산업16	0.058 (0.235)	0.000 (0.000)	0.046 (0.210)	0.078 (0.272)	0.042 (0.202)	0.000 (0.000)	0.038 (0.192)	0.017 (0.131)
산업17	0.019 (0.138)	0.067 (0.252)	0.022 (0.146)	0.078 (0.272)	0.017 (0.128)	0.019 (0.139)	0.010 (0.097)	0.034 (0.184)
산업18	0.005 (0.070)	0.022 (0.149)	0.011 (0.104)	0.020 (0.140)	0.002 (0.049)	0.019 (0.139)	0.007 (0.084)	0.000 (0.000)

abstract

The Impact of Dual Unionism on Some Characteristics of Wage Bargaining

Yongjin Nho*

This study conducts an empirical analysis on how the formation of dual unionism affects such characteristics of wage bargaining as structure, duration, labor dispute and outcome. From theoretical reasoning about the ramifications of inter-union competition between multiple unions, I draw hypotheses as follows: The existence of dual unionism will lower the proportion of multi-employer bargaining, will lengthen bargaining, and increase labor disputes. Besides, this study sets a competing hypothesis regarding how dual unionism affects wage bargaining outcome in terms of wage growth rate. This study employs panel data analyses as its main statistical model, and supplementarily cross-sectional analyses year by year.

Some results of this study indicate that dual unionism has statistically significant negative effects on multi-employer bargaining, and statistically positive effects on labor disputes. On the other hand, it is not supported that dual unionism affect significantly duration or outcomes of wage bargaining. Finally the study results are summarized and their implications are drawn.

Keywords: dual unionism, wage bargaining, bargaining structure, bargaining duration, labor dispute, wage bargaining outcomes

* Professor, Dept. of Business Administration, Seoul National University of Science and Technology

産 業 關 係 硏 究
第30卷 第3號, 2020. 9. pp.23~60
ⓒ 韓 國 雇 傭 勞 使 關 係 學 會
https://doi.org/10.37926/KJIR.2020.09.30.3.23

노동자의 지위에 따른 직업훈련의 임금영향력 차이*

- 한국노동패널(12~20차년도)을 통해 본 숙련형성의 이중적 임금효과 -

서 용 선** · 이 상 민***

이 연구는 한국노동패널 12차년도부터 20차년도까지 조사된 자료를 이용하여 직업훈련이 임금에 미치는 영향을 고정효과 모형을 활용해 분석하였다. 그리고 이 분석을 바탕으로 노동자의 지위에 따라 직업훈련의 임금영향력에 어떻게 다른 차이가 나타나는지 파악하고자 하였다. 분석결과 직업훈련은 임금 상승에 유의미한 영향을 미치고 있으나, 개인변수를 통제할 경우 그 영향력이 통계적으로 유의한 범위를 벗어나는 것으로 나타났다. 반면 노동자가 노동 시장에서 점유하는 지위와 기업 규모 등은 통제변수 투입과 무관하게 유의미한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이를 다시 정규직과 비정규직으로 구분하여 분석한 결과 개인변수 통제 후에도 정규직은 직업훈련 개수가 많아지면 임금이 상승하는 반면 비정규직은 유의한 결과를 나타내지 못하였다. 또한 비정규직은 개인 선택으로 직업훈련을 받은 집단의 임금이 오히려 더 낮은 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 직업훈련 투자에 따른 임금 상승이 노동자의 지위에 따라 차별적으로 나타나고 있음을 보여준다. 그리고 노동자의 지위에 따른 차별적인 임금효과는 내부노동시장의 기재를 통해 만들어진 이중 노동시장 구조를 시사하고 있다.

▶주제어: 임금, 직업훈련, 내부노동시장, 패널 고정효과, 한국노동패널

논문접수일 : 2020년 3월 30일, 심사의뢰일 : 2020년 4월 16일, 심사완료일 : 2020년 6월 18일

* 이 연구는 2018년 한국노동패널 학술대회에서 발표한 논문을 수정하여 보완한 것이다. 학술대회 당시 토론에서 귀중한 논평을 주신 경북대학교 김승규 교수님과 청중들께 감사드린다.

** (제 1저자) 한양대학교 사회학과 박사과정, yd823@hanyang.ac.kr

*** (교신저자) 한양대학교 사회학과 교수, hahaha@hanyang.ac.kr

Ⅰ. 문제제기

노동자의 임금은 흔히 노동자를 고용하고 있는 사용자와 임노동을 제공한 노동자 사이의 계약에서 비롯되는 것으로 받아들여진다. 이러한 관점을 따르면 임금은 철저히 노동자와 사용자 사이에서만 다루어지는 문제로 접근하게 된다. 그러나 임금 결정은 한 사회의 제도적 틀 안에 속해있는 제도이기도 하다. 그리고 이 제도는 사회적 관계 속에 배태되어 그 관계로부터 영향을 받게 된다(Granovetter, 1985). 따라서 임금은 개별 이해당사자들의 행위를 넘어 사회적 차원에서도 결정된다고 볼 수 있다.

이러한 점에 비추어 노동자의 임금에 대한 영향은 노동자 자신의 노력 및 합리적 선택과 더불어 제도적, 사회적 요인을 고려하여 파악할 필요가 있다. 무엇보다 제도는 제도를 둘러싼 요인들 간의 상호작용과 갈등의 모습을 바라보아야 그것의 지속과 변화를 논할 수 있다(하연섭, 2006). 노동자의 임금 또한 사회 내의 제도적 틀 안에서 영향을 받는다는 점으로 볼 때, 임금을 결정하는 과정 역시도 다양한 사회적 상호작용의 산물이라 할 수 있다.

임금에 영향을 주는 사회적 관계는 노동자가 속한 조직 또는 기업에서 나타나게 된다. 노동자의 입장에서 임금은 자신이 속한 조직의 속성과 맞물리게 된다. 노동자 개인의 조직 내 지위, 소속된 기업의 특징이 임금과 직간접적으로 영향을 주고받기 때문이다.

여기에 노동자 개인이 자신의 임금을 높이기 위해 투입하는 노력이 더해지면서 임금에는 노동자 개인의 속성까지 영향을 미치게 된다. 그리고 이러한 노동자 개인의 노력은 다시 개별 노동자들이 속한 조직의 속성과 연계되면서 그 효과가 서로 달라지는 양상을 보이게 된다. 결국, 임금을 둘러싼 노동자의 행위는 노동자 개인의 노력과 더불어 조직적 환경의 영향을 동시에 받으면서 이루어지게 된다(Wallace & Kalleberg, 1982).

이 같은 노동자와 임금을 둘러싼 상호작용 관계는 기업 또는 개별 조직 단위를 넘어서 산업 차원으로도 그 효과가 파생된다. 노동자 개개인의 노력을 통해 획득한 기술 숙련도는 변화하는 환경 속에서 한 산업의 성패를 좌우하는 매우 중요한 요인이 되고 있다(Dertouzos et al., 1989). 그리고 숙련 기술을 통해 확보된 개별 산업의 경쟁력은 국제 경쟁에서 비교 우위를 점유하게 할 뿐 아니라, 나아가 국가의 경쟁력으로도 이어지게 된다(Porter, 1990).

이러한 논의들을 종합해보면 노동자의 임금과 기술 수준, 그리고 산업경쟁력의 확보는 노동 부문과 기업 부문의 즉자적 행동에 국한된 것이 아닌 그를 둘러싼 제도와 사회적 바탕에 기인한다는 점을 알 수 있다(Thelen, 2004). 그리고 이 제도가 어떻게 설계되었는지에 따라서 개별 행위자가 가져갈 수 있는 합리적 선택의 범위 또한 달라진다(Simon, 1976; Sen,

1977; Hirschman, 1985; Boudon, 2003). 특히 이 같은 제도적 틀이 노동자 집단 내에서도 노동자가 차지하고 있는 지위에 따라 다르게 적용되도록 형성되어 있다면 노동자 개인의 선택은 물론 그 결과 역시 서로 상이한 모습으로 나타날 수 있다. 그러므로 임금에 대한 논의를 이어가면서 노동자를 둘러싼 조직적인 속성 차이 외에도 노동자 개개인의 지위를 고려할 필요가 있다.

이렇듯 노동자의 임금은 개별 이해당사자들의 범위를 넘어 조직적, 사회적 차원에서도 결정되고 있다. 물론 임금이 결정되는 데 있어서 노동자 개인의 노력 역시 중요한 영향을 미치고 있으나, 이 역시도 노동자가 처한 조직의 형태 및 조직 내 지위에 영향을 받게 된다. 따라서 노동자가 처해 있는 조직 내의 위치와 더불어 노동자 개인의 노력을 반영할 수 있는 설명 수단이 요구된다. 또한, 임금에 관한 논의를 함에 있어서 노동자의 개인적 노력 역시도 조직적 맥락을 고려할 때 그 효과를 달리할 여지를 남겨두고 있는 만큼 이 부분도 고려되어야 한다.

이러한 점에서 노동자의 임금에 어떠한 요인들이 영향을 미치고 있으며, 그 요인들 간의 차이가 어떻게 나타나는지를 파악하는 것은 중요한 의미를 갖는다고 볼 수 있다. 노동자의 임금에 숙련 수준과 그 외의 다른 요인들 중 어떠한 요인들이 더 큰 영향력을 미치는지에 따라 노동자에게 합리적인 선택이 되는 제도적 요인이 무엇인지를 가늠할 수 있기 때문이다. 그리고 그 제도적 요인에 따른 노동자 개인의 합리적 선택이 사회적으로 어떠한 영향을 미치는지를 파악함으로서 새로운 함의를 제시할 수 있을 것이다.

이를 위해 이 연구에서는 노동자의 숙련 형성과 노동자의 조직 내 지위를 중심으로 논의를 이끌어가고자 한다. 그리하여 이 두 요인들이 임금에 미치는 영향을 분석하여 어떤 요인이 국내 노동자의 임금 결정에 더 큰 영향을 주는지를 파악하고자 한다. 여기서 숙련 형성은 노동자의 직업훈련 투자와 관련된 변인들을 사용하였고, 노동자가 소속된 기업의 특성 및 고용상 지위 등을 중심으로 노동자의 시장 내 지위 및 사업체 특성에 관한 논의를 구성하였다.

이 연구에서는 한국노동연구원에서 조사한 한국노동패널(Korea Labor and Income Panel Study: KLIPS)의 12차년도부터 20차년도까지의 자료를 사용하였다. 이 자료는 도시지역 가구를 대상으로 가구, 가구원 및 직업력 자료를 구축하고 있으며, 이 연구에서는 그중 가구원을 대상으로 한 개인용 자료와 직업력 자료를 활용하여 분석을 시행하였다. 이를 바탕으로 현재 국내 노동시장의 임금 결정 구조가 이끌어내는 개별 노동자의 선택이 전체 산업경쟁력의 관점에서도 긍정적인 것인지를 논하고자 한다. 이에 더해 현재의 임금 구조가 이끌어내는 개별 노동자의 행위가 전체 산업 차원에서 어떠한 영향을 주는지를 바탕으로 함의를 마련하고자 한다.

Ⅱ. 이론적 배경

1. 노동자의 조직 내 위치와 임금: 내부노동시장의 논의를 중심으로

국내 노동시장에서 노동자가 어느 조직에 속해있는지, 소속된 조직에서 어떤 지위에 위치하는지는 노동자의 임금에 중요한 영향을 주는 요소들이다. 이러한 모습은 한국 노동시장이 외환위기 이후로 큰 변화를 겪었음에도 불구하고 연공서열에 기초한 조직 구조와 임금 체계가 여전히 남아있다는 점에서 비롯된다(정이환·전병유, 2001; 김영미·한 준, 2008). 그리고 이 같은 임금 구조가 제한된 영역에만 적용되면서, 한국의 노동시장은 노동자가 어떤 조직에서 어떤 임금 구조를 적용받는지에 따라 분절화 된 경향이 나타나고 있다(정이환, 2010). 이러한 모습들은 노동자를 둘러싼 조직적 속성이 노동자의 임금에 미치는 영향력이 상당할 수 있음을 암시하고 있다.

노동자들 사이의 서로 다른 위치와 그에 따른 이해관계의 차이를 설명하는 데 있어서 내부노동시장의 개념이 유용하게 활용될 수 있을 것이다. 내부노동시장에 대한 핵심 유형은 다음의 두 가지 차원에서 이해할 수 있다(Kalleberg and Sørensen, 1979). 첫 번째는 내부노동시장이 특정 기업과 동일시된다는 것이다. 이 경우 진입은 기업에 의해 통제되고, 노동자는 특정 직업 유형에 진입한 이후 보다 높은 수준의 단계로 올라서려는 경향을 보이게 된다. 두 번째는 내부노동시장이 특정한 직업 집단으로 구성된다는 것이다. 여기서 진입은 직업 집단의 구성원들에 의해 통제되고, 이동은 직업 집단 내부의 고용자들 사이에서 일어나게 된다. 이러한 시장에서 노동자는 개별 사용자가 아닌 그의 숙련도에 따라 보호를 받으며, 경쟁은 직업 집단에 의해 통제된다.

이러한 내부노동시장은 노동자가 가진 기술의 특수성과 내부에서 진행되는 교육 과정 및 노동현장에 존재하는 관습 등에 따라 그 경계가 설정되며, 내부적인 협상과 통제의 과정에서 노조가 적극적인 역할을 하게 된다(Doeringer & Piore, 1971). 이렇게 형성된 제도적 규칙들은 노동시장 사이에 더 큰 경계선을 설정하면서 경계 간의 이동을 어렵게 하고 경쟁의 장을 정의하면서 노동시장 내외부의 노동자들에게 영향을 주고 있다(Kerr, 1954). 그리고 이는 임금 설정과 노동자의 배치 및 승진 등과 같은 기제들을 통해서 구체적으로 실현된다(Granovetter, 1988).

이와 같은 내부노동시장의 형성을 자산특수성(asset-speciality)의 관점에서 바라보는 논의들도 존재한다. 즉, 대체하기 힘든 특수한 기술력을 지닌 노동자가 사용자의 이해관계에 따라 기업 내부에 머물 수 있는 유인을 제공받고 있다는 것이다(Williamson, 1985). 그리고

이 같은 연장선상에서 내부노동시장을 숙련된 노동자를 양성하려 하는 규칙 및 제도들 전반으로 이해해야 한다는 견해 역시 제시된다(Althauser & Kalleberg, 1981). 이는 노동자의 합리적 선택과 이익 극대화를 강조하는 제도주의 경제학의 시각을 주로 반영한 것이기도 하다. 그리고 이러한 논의들을 통해서 내부노동시장의 존재를 노동자의 숙련 형성과 연결할 수 있는 기초를 마련할 수 있다.

내부노동시장의 관점에 따라 현재의 한국 노동시장을 다루는 논의들을 보면 대체로 1997년 외환위기가 노동시장의 변화에 중요한 기점이 되었다는 점에 대해서는 이견을 보이지 않으나, 이후 노동시장의 구조가 어떻게 변화하였는지는 쟁점이 되고 있다(정이환, 2013a). 내부노동시장이 완화되었다는 입장을 보면, 임금의 유연성 확대와 숙련임금체계의 미흡함 등으로 인해 기업들이 정규직 중심의 고용을 이어가는 대신 비정규직을 확대함으로써 내부노동시장이 약화 또는 완화되었다는 진단을 내놓고 있다(정건화, 2003).

다만 또 다른 연구들은 국내 노동시장의 변화 양상이 제한적이거나 부분적이라는 견해를 나타내며, 여전히 남아있는 국내 노동시장의 이중적 구조가 작동하는 방식을 보여주고 있다. 종사하는 사업체의 규모에 따른 임금 차이는 주로 대규모 사업장을 중심으로 기존 노동관행의 기본적 틀이 유지되고, 그에 속한 노동자들이 경쟁에서 보호되고 있다는 점을 보여주는 지표로 받아들여진다(정이환·전병유, 2001). 그리고 생산직 노동자의 경우 장기 근속자들을 중심으로 구조변화의 영향을 덜 받는 한편, 사무직에서는 구조변화에 따라 내부노동시장의 성격이 약화되면서 종사하는 분야에 따른 차이도 존재하는 것으로 나타난다(김영미·한 준, 2008). 특히 이 경우에도 기업의 규모가 클수록 장기근속자의 비율이 증가하고, 외부와의 경쟁으로부터 노동자들이 보호받게 되면서 이것이 임금 격차로 이어지는 모습을 나타내고 있다(류기락, 2009).

노동시장 구조변화를 두고는 연구의 시각차가 드러나고 있지만, 이를 바라보는 기준은 대체로 일치되는 경향을 나타내고 있다. 이는 노동자의 고용상 지위와 노동자가 소속된 기업의 규모, 그리고 종사하는 업무의 형태 등으로 정리할 수 있다. 여전히 내부노동시장의 기제들이 남아 있는 상황에서, 노동자가 처해 있는 조직적 환경과 속성은 임금에 영향을 주는 중요한 변수들로 작용한다.

노동자가 지닌 조직 내 지위가 임금에 중요한 요인으로 작용하는 것은 한국 노동시장과 임금 체계가 갖는 특성에서부터 기원을 찾을 수 있다. 국내 노동시장에서 유지되고 있던 분절적인 형태의 고용 관행과 임금의 불평등이 1987년 노동조합 운동의 확대 이후로 공고화되면서 내부노동시장과 외부노동시장이 서로 다른 작동 방식으로 움직이게 되었고, 이것이 외환위기 이후 보다 가속화되며 노동자의 지위에 따른 임금 차이가 더 크게 벌어졌기 때문이다(정이환, 2013b). 장기간에 걸쳐 중요한 역사적 변곡점을 지나면서 형성된 노동시장의

이중구조는 최근으로 올수록 노동자가 가진 개개인의 지위가 임금에 미치는 영향을 보다 복합적으로 만들어냈을 개연성을 지니고 있다.

이러한 가능성은 여러 연구를 통해 실증적으로도 확인되고 있다. 특히 내부노동시장을 구성하는 주요 기제인 노동조합으로 인한 임금 상승의 효과는 여전히 나타나지만 낮은 노동조합 조직률과 기업규모에 따른 노동조합 공급 차이와 같은 구조적 요인들이 그 효과를 제약하는 것으로 나타나고 있다(김정우, 2015). 이 같은 구조적 요인들은 노조에 가입되지 않은 노동자들에게 노조의 위협효과와 임금 상승효과를 떨어뜨리면서 임금에 대한 손실을 가져왔을 것으로 추정되고 있다(황선웅, 2017). 여기에 더하여 정규직 노동자의 임금 상승으로 인해 나타나는 전이효과는 특히 비정규직 노동자들에게 있어서 차별적인 결과로 나타나고 있다(김기승·김명환, 2013).

자산특수성을 매개로 한 내부노동시장의 구성 역시 이를 경계로 한 노동자 집단 사이에서 서로 다른 경로를 만들어냈을 것으로 보인다. 높은 수준의 자산특수성을 요구하는 직종은 정규직 중심의 고용을 이어가고 있으며, 이를 통해 기업이 오히려 거래비용을 절감할 수 있기 때문이다(이용수, 2009; 이택면, 2005). 이를 고려하면 내부노동시장을 경계로 한 노동자 집단 내에서의 이질적인 구성은 노동자가 소속된 직종 또는 산업에서 요구하는 기술 수준의 성격에 따라서도 그 차별적 속성을 달리하게 될 것으로 해석할 수 있다.

조직된 노동조합의 존재와 노동자의 정규직 여부는 내부노동시장의 경계를 바라보는 대표적인 요인들로 꼽히고 있다. 이러한 점에서 위의 논의들은 내부노동시장을 경계로 한 노동자 집단에서의 차별 구조가 보다 공고해졌을 가능성을 시사하고 있다. 따라서 임금영향력을 파악하는 데 있어서 노동자의 조직 내 지위가 갖는 중요성은 매우 크다고 할 수 있다.

다만 노동자가 조직 내에서 차지하고 있는 속성만으로 임금에 미치는 영향력을 보는 것은 어려울 것이다. 무엇보다 내부노동시장이 임금에 대하여 주는 함의를 조직적 속성에만 집중하여 볼 경우 그 내부에서 움직이는 노동자 개인 차원에서의 행동을 설명하는 데 있어서 부족한 측면이 있다. 또한, 기존 내부노동시장이 변화를 겪으면서 연공서열 중심의 임금 제도가 완화되고, 노동자 개인의 역량을 강조하는 흐름이 이어지면서 숙련 형성과 임금의 관계 역시 중요한 논의 대상이 되고 있다. 따라서 노동자가 위치한 조직적 속성과 더불어, 그러한 조직적 속성에서 움직이는 숙련 형성의 논의를 통해 임금 문제를 바라볼 필요가 있다.

2. 직업훈련의 임금효과 논의

전통적인 인적자본론의 입장은 직업훈련이 임금에 대해 긍정적인 효과를 준다는 것을 피력해 왔다. 그리고 이를 근거로 직업훈련이 노동자에게 있어서 임금을 올려줄 수 있는 합리

적 행동이라는 점을 강조하고 있다. 특히 보편적인 형태의 직업훈련은 노동자에게 숙련도 증가에 따른 미래 소득의 증가를 보장하는 것을 넘어, 특정 기업이 아닌 다른 기업에게도 훈련받은 노동력을 제공해준다는 점에서 외부 경제의 효과를 지니기도 한다(Becker, 1975). 그리고 이러한 효과는 사회적 자본의 형태로 발전하면서 공공재와 같은 역할까지도 수행하게 된다(Coleman, 1988).

그러나 직업훈련은 공공재적 관점에서 노동자의 기술 숙련도를 향상하게끔 해 주는 동시에, 노동자가 소속된 조직의 특성과 환경 변화에 따라서 매우 다른 경로로 움직이기도 한다. 특히 새로운 기술의 도입에 따라 변화하는 노동자의 지위는 직업훈련이 어떤 방식으로 이루어지는지, 그에 따른 숙련도의 차이가 어떠한지에 따라서 노동자가 시장에서 겪을 수 있는 기회의 박탈이나 탈숙련 등과 같은 부정적인 경험을 피하도록 만들기도 한다(Lane, 1987). 또는 개별 노동자가 아닌 노동조합과 기업 단위에서 벌어지는 역학 관계도 노동자가 자신의 숙련 기술을 활용하는데 제약이 되기도 하거나 보호 장치가 되는 경우도 존재한다(Wallace and Kalleberg, 1982).

국내 노동시장은 노동자가 내부노동시장에 진입해 있는지 여부와 어떠한 직종에 종사하는지 등의 요인들이 숙련 교육과 더불어 임금에 많은 영향을 미치고 있다. 더욱이 사적 부문과 공적 부문의 임금 결정 구조가 매우 큰 간극을 보이면서, 두 부문을 아우르는 논의는 제시되지 못하고 있다(신광영, 2009). 그로 인해 대부분의 관련 연구들은 사적 부문을 중심으로 한 임금구조 논의에 집중하는 모습을 보이고 있다.

임금 노동자들을 대상으로 한 기존 선행연구들의 경우 직업훈련 또는 숙련에 따른 임금효과를 직업훈련 참여 여부, 참여 개수 및 시간, 훈련비용 부담 등과 같은 요인들을 통해 분석하고 있다(강순희·노홍성, 2000; 김안국, 2002; 남승용·송일호, 2005). 그러나 직업훈련이 임금에 미친 효과에 대해서는 다소 다른 결과들을 제시하고 있다. 즉, 직업훈련이 임금에 대해 긍정적으로 영향을 미치면서도 그 효과가 제한적으로 작용한다는 입장과 직업훈련이 임금에 대해 별다른 효과를 주지 못한다는 입장이 공존하고 있다.

직업훈련이 임금에 미치는 효과를 긍정적으로 바라보는 입장에서는 직업훈련을 경험한 사람이 그렇지 않은 사람보다 더 높은 수준의 임금을 받는다는 점을 제시하며, 그 효과가 임금 노동자에게서 더 크게 나타난다는 점을 강조한다(남승용·송일호, 2005). 이러한 결과는 다른 연구를 통해서도 검증이 되고 있으나, 직종별로 놓고 볼 때 그 효과가 제한적이라는 해석도 나오고 있다. 특히 직업훈련의 효과를 제조업과 서비스업 등의 직종만 따로 분석했을 때 임금에 미치는 효과가 나타나지 않는 결과가 제시되기도 하였다(강순희·노홍성, 2000).

노동자가 속한 계층과 직업훈련의 속성도 임금효과를 다르게 가져오는 요인으로 꼽힌다.

특히 분석대상을 정규직 노동자로 보았을 때 노동자가 화이트칼라 노동자인지 블루칼라 노동자인지, 요구되는 기술의 속성이 일반적인 기술인지 특정 기업 내에서만 통용되는 특수한 기술인지에 따라서 훈련의 임금효과가 서로 다르게 나타나고 있다(전병유, 2001). 이 외에도 노동시장에 진입한 시점과 노동자의 학력 등에 따라서도 임금에 대한 영향이 서로 다른 한편, 제도적 요인에 따라서도 직업훈련 참여에 영향을 받는 것으로도 나타났다(김강호, 2009). 이같이 직업훈련이 임금에 대해 긍정적인 영향을 미친다는 연구결과들은 연구에 따라서 조금씩 다른 해석들을 제시하고 있다.

반면 직업훈련의 임금효과를 회의적으로 보는 입장에서는 직업훈련의 효과가 취업에는 유의미한 영향을 미치지만, 그것이 임금에 대해서는 영향을 미치지 못한다는 점을 강조한다(정원오, 1999). 또한, 이를 이직 경험자와 현재 근속 중인 노동자로 나누어 보았을 때, 근속 노동자에게서는 교육에 따른 임금효과가 나타나지 않는다는 결과가 제시되기도 하였다(김안국, 2002). 그리고 그 원인을 훈련비용을 노동자에게 전가함으로써 직업훈련을 통한 숙련 향상에 따른 생산성 증가가 임금으로 연결되지 않았다는 데서 찾고 있다.

이 같은 결과들은 국내 노동시장에서 숙련 형성의 임금효과가 제한적인 것에 대한 해석의 실마리를 제공해준다. 즉, 직종에 따른 차이가 있지만, 노동자가 노동시장에 진입한 이후에는 교육에 따른 숙련도의 증가가 임금에 반영되지 않는 경우가 존재하고, 숙련도가 임금에 반영되지 않는 직종의 노동자들로서는 숙련 교육을 받을 유인을 느끼지 못하기 때문이다. 여기에 직종은 물론 계층과 성별, 내부노동시장 진입 여부 등에 따라 직업훈련에 따른 임금효과의 유무가 달라지면서, 직업훈련의 임금효과 유무에 따른 집단별 임금 불평등으로 이어지고 있기도 하다(김창환·김형석, 2007).

개별 국가의 기업 간 관계와 노사관계, 복지체제 등에 따라 직업훈련 제도 또한 상이하게 나타난다(하연섭, 2008). 그리고 이를 고려할 때 직업훈련의 효과를 제대로 반영하지 못하는 임금 체계가 이어지는 것은 지금까지 이어져 온 국내 노동시장의 흐름 및 관행과 무관하지 않다. 따라서 숙련 중심의 임금 체계가 국내 노동시장에서 이어져 오던 관행들과 제대로 조화를 이루지 못했을 가능성이 있다.

이는 국내 노동시장의 형태가 변화하는 과정과 관련지어 볼 수 있다. 기존의 국내 노동시장에서 직업훈련은 재벌 대기업에서 핵심 인력을 중심으로 이어져 왔으며, 교육의 목적 역시 이들을 자사 내부에 머물도록 하려는 경향에서 비롯되었다(Green, 1999). 특정 노동자 집단을 경쟁 기업으로부터 보호하려는 목적으로 숙련 교육이 진행되었다는 점에서 국내 노동시장의 직업훈련은 노동자 집단 전체를 대상으로 하는 형태로 진행되지 않았음을 볼 수 있다.[1)]

그러나 외환위기 이후 직업훈련이 진행되던 재벌 기업의 내부노동시장이 축소되었고, 이

로 인해 노동자들이 훈련을 받을 기회는 더욱 줄어들게 되었다(Lauder & Mehralizadeh, 2001). 여기에 더해 국내 기업의 조직 구조와 경영 관리 방침은 사내에서의 교육 및 훈련을 제약하는 요인으로 작용하게 되었다(Jeong, 2000). 결국, 경제 주체들을 둘러싼 거시적 환경의 변화와 조직 내부의 요인들로 인하여 노동자들을 대상으로 한 숙련 교육은 그 영역이 보다 좁아지게 되었다.

직업훈련의 영역이 좁아진 가운데, 국내 노동시장의 임금구조는 기존의 관행이 유지 및 강화되는 모습을 보이기도 하였다. 특히 국내 노동시장 관행의 원형이라 할 수 있는 일본의 임금구조가 연공서열식 구조에서 벗어나고 있는 반면, 국내의 경우 근속연수에 따른 임금효과가 강화되면서 오히려 연공서열에 따른 임금구조가 강화되는 추세를 나타내기도 하였다(이승렬, 2011). 노동자의 직업훈련 기회가 줄어들고, 근속연수에 따른 연공서열 임금 체계가 강화되었다는 점은 현행 임금 체계가 노동자의 숙련도를 반영하는 데 한계가 있음을 보여주고 있다.

이런 흐름 속에서 자산특수성이 높은 직업군 및 산업과 그렇지 않은 직업 및 산업에서는 숙련 교육을 비롯한 인적자본 투자가 서로 다른 양상을 보일 가능성을 지니고 있다. 특히 자산특수성이 높은 노동을 요구하는 직종 및 산업에서 정규직 고용의 비율이 높다는 점은 기업이 조직 위계 내에 특정 노동자를 유치하고자 하는 측면을 보여준다(이용수, 2009). 반면 자산특수성이 낮은 노동을 요구하는 직종 및 산업에서는 이와는 전혀 다른 모습이 나타날 가능성이 크다고 해석할 수 있다.

이러한 점에 비추어 자산특수성이 높은 직군 및 산업에서는 정규직 노동자 중심의 위계구조가 형성되어 내부노동시장의 관행이 보다 강하게 자리 잡을 가능성이 더 크다고 볼 수 있다. 여기에 기존의 국내 숙련 형성 흐름에 비추어 이들을 자사 내부에 머물게끔 하려는 기업에서는 이들을 상대로 한 사내훈련 및 다양한 형태의 인적자본 개발 투자가 이루어질 것으로 보인다. 따라서 자산특수성 높은 직군 및 산업에서 직업훈련에 대한 투자가 많이 이루어지고 동시에 정규직 중심의 내부노동시장이 자리할 가능성이 높은 반면, 그렇지 않은 직군이나 산업에서는 이러한 모습이 상대적으로 약하게 나타날 것으로 보인다.

결국, 숙련 형성의 임금효과에 대하여 서로 다른 분석결과들이 제시되는 것은 숙련 교육체계의 변화와 기존 연공서열식 임금 제도의 유지라는 이중적인 요인이 작용한 것으로 볼 수 있다. 이로 인해 직종 또는 노동자의 개인의 속성에 따라 숙련도가 임금에 영향을 미치는 여부가 달라진 것으로 해석할 수 있다. 여기에 직업훈련의 영역이 줄어들고, 근속연수에 따른 임금효과가 강화되는 모습은 노동자들에게 숙련 교육을 받도록 하는

1) 다만 2020년 1월 부로 '국민내일배움카드'가 시행되는 등 정부 지원 직업훈련 제도의 확대에 따라 최근에는 직업훈련 대상 노동자의 범위가 보다 넓어지는 추세에 있기도 하다.

유인을 떨어뜨리고 있다.

이 같은 모습은 내부노동시장에 진입한 노동자들에게 해당하는 것이기도 하다. 연공서열식 임금 체계와 숙련 형성 기회의 제공은 내부노동시장에서 보호받는 노동자의 몫이기 때문이다. 특히 정규직과 비정규직으로 노동자들이 구분되고, 두 집단 사이의 격차가 심화되는 상황에서 내부노동시장에 진입하지 못한 노동자들은 위의 두 가지 요인에 따른 임금효과를 경험하지 못할 가능성이 존재한다. 이에 따라서 기존의 임금효과를 분석한 방식은 노동자의 위치에 따라 적용될 수 있는 여지가 현격히 달라질 수 있다.

지금까지의 논의를 통해 정리할 수 있는 것은 다음과 같다. 숙련 형성의 기회가 줄어들고, 연공서열에 따른 임금구조가 유지되고 있는 것은 숙련도를 반영한 임금 체계가 노동시장의 제한된 영역에서만 작동할 가능성을 내포하고 있다. 그리고 이 제한된 영역은 내부노동시장에 진입한 노동자들로 볼 수 있다. 국내 노동시장에서 내부노동시장은 축소되었지만 유지되는 중이고, 내부노동시장의 축소는 이 영역에 진입하지 못한 노동자들이 증가했을 수 있다는 점을 보여준다. 이러한 요인들로 인해 노동자가 내부노동시장과 외부노동시장 중 어디에 위치하느냐에 따라서 경험하는 임금효과는 전혀 다르게 나타날 것이다.

Ⅲ. 연구방법

1. 연구가설

이 연구에서는 노동시장 내에서 노동자가 위치한 조직 내 지위와 그에 따른 직업훈련에 대한 투자의 차이가 임금에 어떠한 영향을 미치는지를 파악하려 하였다. 이는 작업장 내 지위에 따른 노동시장 내에서의 차별이 직업훈련에 대해서도 차별적인 영향을 미치고, 그것이 임금에 대한 차별 효과로 이어질 수 있다는 문제의식에 따른 것이다. 그리고 이러한 문제의식에 따라 다음과 같은 연구가설을 설정하였다.

〈가설 1〉 직업훈련 투자가 많을수록 임금이 높아질 것이다.

이 연구는 노동자의 직업훈련에 대한 투자가 임금 상승을 가져온다는 것을 첫 번째 가설로 삼아 논의를 진행하고자 한다. 그리고 이 연구가설이 노동자가 속한 기업 및 직업적 속성에 따라서도 성립되는지, 서로 상이한 지위를 가진 노동자 집단에서도 동일하게 적용되는지를 파악하려 한다. 직업훈련 투자가 임금 상승을 가져오면서 그것이 노동자가 지닌 속성에

통제를 받는다면 직업훈련과 노동자의 속성 사이에 유의한 관계가 있음을 보일 수 있을 것이다.

〈가설 2〉 조직 내 지위가 안정적인 노동자 집단에서 나타나는 직업훈련에 따른 임금상승률이 안정적인 지위를 갖지 못한 노동자 집단보다 더 높을 것이다.

직업훈련에 대한 투자가 전제되었을 때 노동자 개인의 조직 내 지위가 안정적인 위치인지 아닌지에 따라 임금효과가 다르게 나타난다면 그 효과는 노동자의 직업 및 조직적 지위에 의해 더 큰 영향을 받은 것으로 볼 수 있다. 따라서 서로 다른 지위를 가진 노동자들을 대상으로 분석을 진행하였을 때 위의 가설이 성립된다면 직업훈련에 따라 노동자에게 주어지는 성과 역시 차별적인 성격을 지니고 있음을 확인할 수 있을 것이다.

〈가설 3〉 노동자가 안정된 지위를 점유하면서 얻는 임금효과가 직업훈련 투자에 의한 임금효과보다 클 것이다.

직업훈련 투자에 따라서 누리는 임금 상승효과보다 노동자 개인이 차지하고 있는 현 직장 내에서의 지위 그 자체가 주는 임금 상승효과가 더 크다면, 노동자에게는 직업훈련 투자보다 안정된 지위를 차지하여 유지하는 것이 더 큰 유인이 될 것이다. 따라서 위 가설의 검증을 통해 현재의 임금 결정방식이 직업훈련에 의한 노동자 개인의 능력 향상을 반영하는 데 중점을 두고 있는지, 노동자의 시장 내 지위 또는 소속된 조직의 속성을 더 크게 반영하는지를 파악할 수 있을 것이다.

2. 연구모형

이 연구는 패널 고정효과 모형을 통해 위의 연구가설을 검증하고자 한다. 패널 고정효과 모형은 시간에 따라 불변하는 개체의 고유한 특성을 모수로 간주하고 추정하여 개별 개체 내에 나타나는 시간에 따른 변이를 파악하는 데 중점을 두게 된다(Frees, 2004). 이 연구는 개별 노동자의 시간에 따른 임금 변화와 그에 영향을 미치는 직업훈련의 효과 및 개별 노동자의 지위를 중심으로 논의를 이어가므로 고정효과 모형을 활용하여 분석을 이어나갔다.[2)]

2) 최초 연구계획 단계에서는 패널 확률효과 모형을 활용하여 분석을 진행하고자 하였다. 시간 불변하는 개체의 특성을 확률변수로 추정하는 확률효과 모형을 활용하면 보다 효율적인 추정이 가능하고, 한국노동패널 데이터와 같이 무작위 추출된 표본에서는 확률효과로 추정하는 것이 직관과 일치하다는 견해 역시 제시된 바 있기 때문이다(민인식·최필선, 2012; Frees, 2004; Wooldridge, 2002). 그러나 하우스만

이에 따라 이 연구에서는 일차적으로 직업훈련 투자와 임금의 관계를 분석하고, 단계별로 노동자 개인 단위의 지위를 나타내는 변수와 노동자가 소속된 조직의 특성에 관한 변수를 추가하면서 고정효과 모형의 분석을 실시하였다. 그리고 최종 단계에서는 성별과 학력, 연령과 같은 인구학적 변수를 변인으로 투입하여 이를 통제하였다. 이와 같은 분석에 이어서 노동자를 두 집단으로 구분한 뒤 다시 직업훈련과 노동시장 내 지위 및 조직 속성이 임금에 미치는 효과를 분석하였다. 이는 노동자의 지위에 따라 직업훈련의 임금효과가 차별적으로 나타나는지 확인하기 위함이다. 이러한 연구모형을 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta Train_{it} + \gamma Status_{it} + \delta Com_{it} + \epsilon_{it} + \mu_i$$

위의 수식에서 종속변수 Y는 로그 실질임금이며, $Train$은 노동자 개인의 직업훈련 투자를 나타낸다.[3] 개별 노동자가 받은 총 직업훈련 개수가 얼마인지, 투자한 시간은 얼마나 되는지와 함께 어떤 유형의 직업훈련을 받았는지를 포함하고 있다. 따라서 노동자의 임금과 직업훈련 투자가 시간에 따라 어떤 관계를 형성하고 있는지를 우선적으로 파악하고자 한다.

$Status$는 노동자 개인의 노동시장 내 지위를 나타내는 변수이다. 여기에는 노동자가 얼마나 노동시장 내에 머무르고 있는지, 노동시장 내에서 어떤 지위를 점유하고 있는지를 파악한 변수들이 포함되어 있다. 이는 노동자가 노동시장에서 차지하는 지위의 성격에 따라 직업훈련 투자와 임금 사이의 관계 역시 달라질 수 있다는 가설을 검증하기 위한 것이다.

Com 변수는 노동자가 소속된 기업의 속성으로, 소속 기업의 노조 유무와 기업의 규모, 그리고 소속된 산업 및 직업의 전반적인 직업훈련 참여율 등을 통해 노동자의 소속 집단에 따른 차이를 파악하고자 투입한 변수이다. 특히 소속 산업 및 직업별 직업훈련 참여율은 자산특수성과 내부노동시장 사이의 연결을 위한 변수로 그 성격을 규정할 수 있다. 이는 이론적 논의에서 확인한 것처럼 자산특수성이 높은 산업에서 기존의 노동자들을 유치하기 위한 목적에서 직업훈련이 이루어져 왔고, 그러한 직군에서 정규직 노동자 중심의 위계 구조가 더 강하게 형성된다는 점에 따른 것이다. 평균 이상의 직업훈련 참여율을 가진 직군 또는 산업이 자산특수성을 지닌 기술을 매개로 한 안정적인 내부노동시장을 구축한 것으로 볼 수 있다.

검정의 결과가 고정효과 모형의 활용을 지지하고, 분석 단위 역시 개별 노동자를 대상으로 하고 있어서 고정효과의 분석결과만을 보고하고 확률효과에 따른 분석은 제외하게 되었다.

3) 실질임금의 증가분이 종속변수로 보다 적절할 것이라는 지적 역시 제기된다. 이는 집단 간 임금 격차를 보정하고 시간에 따른 임금 변화를 보다 명확하게 패널모형에 반영할 수 있게 한다는 점에서 매우 시의적절한 지적이다. 다만 그러한 이점에도 불구하고 기존 선행연구와의 연속성을 이어나가기 위하여 로그 실질임금을 종속변수로 사용하게 되었다.

이 연구에서는 위의 모형을 패널 고정효과 모형을 통해 다루고 있으나, 패널 확률효과 모형을 사용하는 것이 보다 효율적인 추정을 가능하게 한다는 지적 역시 제기될 수 있다.[4] 다만 패널 확률효과 모형의 경우 언급한 이점에도 불구하고 독립변수와 개체의 특성을 나타내는 잔차 사이의 독립성이 확보되어야 한다는 조건으로 인해 사용에 제약이 있기도 하다(Bell & Jones, 2015). 개별 노동자들을 대상으로 분석을 진행하는 이 연구는 개별 노동자의 특성과 독립변수로 투입된 요소들 사이의 외생성이 전제되기 어려운 측면이 있다. 이처럼 확률효과 모형에 대한 기본 전제가 성립하기 어려운 때에는 확률효과 모형이 표본오차의 변량을 과대 추정할 위험 역시 내재되어 있다(Overton, 1998).

특히 개별 분석대상의 특성이 미치는 영향력을 다루는 경우 고정효과 모형을 통한 접근 또한 바람직하며, 누적된 표본의 크기가 충분히 크다면 고정효과를 활용한 추정 역시 비교적 정확하다는 견해 역시 제시된 바 있다(Borenstein et al, 2010; Clarke et al., 2010). 이 연구 역시 마찬가지로 개별 노동자의 노동시장 내 지위 및 소속 기업의 속성 등의 영향력을 분석대상으로 삼았고, 연구에 활용한 한국노동패널 자료의 누적된 표본 역시 충분히 크다 할 수 있다. 이러한 점들을 고려했을 때 패널 고정효과 모형을 활용한 분석 역시 적절하다고 판단하였다.

3. 변수의 구성 및 조작화

이 연구에서 활용한 변수의 구성과 조작화 내용은 다음의 〈표 1〉과 같이 정리할 수 있다. 먼저 연구에서 사용한 종속변수는 로그 실질임금이다. 이는 조사에서 얻은 개인 월평균 임금 액수에 2015년 기준 소비자 물가지수를 사용하여 인플레이션 효과를 조정한 수치를 투입하였다.

직업훈련 투자와 관련된 변수들은 훈련 참여 기간과 참여 개수 그리고 훈련형태의 세 가지 변수들로 구성하였다. 훈련 참여 기간은 직업훈련을 시작한 시기와 종료하였다고 응답한 시기 사이의 기간을 일 단위로 변환 후 사용하였고, 현재 직업훈련이 진행 중이라 응답한 경우는 인터뷰 당시 날짜를 종료 기준일로 대체하였다. 이 기간을 월 단위 또는 연 단위로 투입하지 않은 것은 훈련 기간이 대체로 일 단위로 조사된 경우가 많아 이를 월 또는 연 단위로 환산하여 분석하면 정확한 분석을 가져가기 어렵다는 판단에 따른 것이다. 훈련 참여 개수는 조사 기간 내 참여한 직업훈련 개수의 총합이며, 훈련형태는 사내 훈련과 정부지원, 개인선택 및 기타 범주에 직업훈련 경험이 없는 집단을 포함한 더미 변수로 구성하였다.

4) 패널 확률효과를 활용한 분석을 시행한 결과, 일부 차이가 있으나 패널 고정효과의 분석결과와 대체로 유사한 모습을 보여주었다. 이 분석결과는 〈부표 1〉에 수록되어 있다.

〈표 1〉 주요 변수의 구성 및 내용

변수명		사용변수 및 조작화 내용
Y	로그 실질임금	월평균 임금변수를 2015년 물가 기준으로 조정 후 로그 변환
Train	훈련참여기간	직업훈련 시작 시기와 종료 시기 사이의 기간을 일 단위로 변환 현재 직업훈련 진행 중인 경우는 인터뷰 당시 날짜 기준으로 계산
	훈련참여개수	조사 기간 내 직업훈련개수의 총합
	훈련형태	회사 내 훈련, 정부 지원 훈련, 개인선택 훈련 및 기타로 구분 직업훈련 경험이 없는 집단을 기준으로 각각 더미분석
Status	재직기간	취업 시기부터 인터뷰 당시까지의 기간을 월 단위로 계산
	종사상 지위	상용직=1, 임시/일용직=0으로 범주를 재구성하여 투입
	정규직 여부	정규직=1, 비정규직=0으로 재구성하여 더미 변수 투입
	노조가입	가입=1, 미가입=0의 더미 변수로 투입
Com	노조유무	노조 있음=1, 노조 없음/모름=0으로 더미 변수를 구성하여 투입
	기업규모	전체 종업원 수를 기준으로 6개의 범주로 구분하여 투입
	직 업	직업훈련 경험이 있거나 현재 받고 있다고 응답한 비율(8.4%)을 기준으로 참여비율이 높은 직업군=1, 낮은 직업군=0으로 범주화. 개인 직업은 표준직업분류(6차)를 기준으로 1차 분류.
	산 업	직업훈련 경험이 있거나 현재 받고 있다고 응답한 비율(8.4%)을 기준으로 참여비율이 높은 산업군=1, 낮은 산업군=0으로 범주화. 산업은 표준산업분류(9차)를 기준으로 1차 분류.
기타 통제변수		성별, 연령, 연령제곱, 혼인, 학력 등 개인 속성을 통제

노동자 개인의 지위를 나타내는 변수들은 재직기간과 종사상 지위, 정규직 여부 및 노조 가입 여부로 구성하였다. 재직기간은 취업 시기부터 인터뷰 당시까지의 기간을 월 단위로 계산하여 투입하였으며 종사상 지위와 정규직 여부, 노조 가입 등은 모두 더미 변수로 변환하여 분석에 활용하였다.

노동자가 소속된 조직의 속성을 나타내는 변수들로는 노조 유무와 기업 규모, 직업훈련 참여율을 기준으로 구분한 직업 및 산업 변수가 있다. 노조 유무는 노동자의 소속 사업장에 노조가 있는지 여부를 의미하며, 기업 규모는 전체 종업원 수를 기준으로 10인 미만부터 500인 이상까지 총 6개 범주로 나누어 분류하였다. 직업 변수는 전체 조사대상의 직업훈련 참여율을 기준으로 이보다 참여율이 높은 직업군과 낮은 직업군의 두 가지 범주로 재구성하였다.[5)]

5) 직업훈련 참여비율이 높은 직업군으로는 관리직, 전문직, 사무직, 서비스직, 기능직 등이 포함되었으며 판매직, 기술직, 단순노무직 등은 직업훈련 참여비율이 낮은 직업군으로 분류되었다.

산업 변수 역시 직업 변수와 마찬가지의 방법을 통해 두 가지 범주로 구분하였다.[6] 직업 및 산업 변수는 각각 표준직업분류(6차)와 표준산업분류(9차)를 기준으로 1차 분류하였다. 개인변수는 성별과 연령 등의 인구학적 변수들로 구성되었고, 개인의 속성을 통제하기 위한 목적으로 사용하였다.

4. 연구자료 및 표본특성

이 연구에서 사용한 자료는 한국노동패널 조사자료 중 12차년도(2009년)부터 20차년도(2017년)까지의 조사자료이다. 그 중에서도 이 연구는 개인 자료 및 직업력 조사자료의 일부를 병합하여 분석에 활용하였다. 개인 조사자료는 조사 대상이 된 표본 가구에 속하는 표본 가구원을 대상으로 하고 있으며 개인의 경제활동과 소득 활동, 직무 만족도, 교육 및 직업훈련에 대한 내용들을 담고 있다.

이 연구에서 12차년도부터 분석 시점을 삼은 것은 한국노동패널이 12차년도부터 표본을 전국 단위로 확대하고 추가 표본을 구축하면서 보다 넓은 분석대상을 포괄하였기 때문이다. 여기에 더해 기존의 선행연구는 1998년의 1차 조사부터 8차 조사(2005년)까지의 자료를 활용하여 직업훈련과 임금 사이의 관계를 분석한 바 있다(김창환·김형석, 2007). 따라서 기존 연구보다 넓은 표본 집단을 구축한 이후 시점부터 최근까지의 조사자료를 대상으로 분석을 진행하면 직업훈련과 임금의 관계에 대해 이전보다 넓은 분석대상을 활용한 후속 시계열 연구까지 가능해지는 의의가 있다.

직업훈련과 임금 사이의 관계를 분석하기 위하여 이 연구는 위의 조사 기간 내 조사된 전체 응답자 중에서 자신을 임금근로자이고, 현재 직장이 있다고 응답한 47,125개의 사례를 분석대상을 한정하였다. 현재 직장이 있는 임금근로자를 대상으로 한정하였으므로 경제활동인구의 정의에 부합하기 때문에 연령은 이에 맞추어 만 15세 이상으로 설정하였고, 남성과 여성 모두를 분석대상에 포괄하였다. 혼인과 학력 범주는 별도의 제한 없이 모든 응답자를 분석대상에 포함하였다.

6) 직업훈련 참여비율이 높은 산업에는 제조업과 사회기반시설 사업, 생산자 서비스 및 사회서비스업이 포함되며 유통업과 건설업, 개인 서비스업 등은 직업훈련 참여가 낮은 산업에 속하였다. 서비스업에 대한 세부 분류는 강순희 외(2011)의 연구를 참조하였다.

〈표 2〉 표본의 주요 기초통계량

		사례 수(N)	비율(%)
성 별	남 성	28,192	59.8
	여 성	18,933	40.2
	전 체	47,125	100.0
혼 인	미 혼	9,865	20.9
	유배우자	32,878	69.8
	무배우자	4,382	9.3
	전 체	47,125	100.0
학 력	무 학	336	0.7
	고졸 미만	7,093	15.1
	고 졸	15,134	32.1
	대재 및 중퇴	2,156	4.6
	전문대졸	8,531	18.1
	대졸 이상	13,872	29.4
	전 체	47,122	100.0
직업훈련 경험	있 음	3,723	7.9
	현재 진행 중	229	0.5
	없 음	43,123	91.6
	전 체	47,075	100.0
정규직/비정규직	정규직	29,910	63.6
	비정규직	17,110	36.4
	전 체	47,020	100.0
종사상 지위	상용직	34,846	73.9
	임시직	7,386	15.7
	일용직	4,892	10.4
	전 체	47,124	100.0
노조 유무	있 음	8,187	17.4
	없 음	38,122	80.9
	모 름	814	1.7
	전 체	47,123	100.0
기업규모 (종업원 기준)	10인 미만	12,384	31.6
	10~29인	7,302	18.6
	30~99인	6,735	17.2
	100~299인	4,136	10.5
	300~499인	1,354	3.5
	500인 이상	7,323	18.7
	전 체	39,234	100.0
주요 평균 통계량	연 령	43.7(세)	
	임 금	228.9(만원)	
	재직기간	82.3(개월)	
	총 직업훈련 기간	19.7(일)	
	총 직업훈련 개수	0.5(개)	

자료: 한국노동패널 12~20차년도 조사자료

Ⅳ. 분석결과

1. 분석대상에 대한 기초분석

연구의 대상이 된 전체 기간의 표본을 대상으로 한 기술통계 분석은 〈표 2〉에 제시되어 있는 것과 같다. 직업훈련의 참여비율을 볼 때 참여경험이 있거나 현재 참여 중인 집단의 비율은 8.4%로 나타났다. 이를 통해 표본에 포함된 대부분의 응답자들은 직업훈련을 받은 경험이 없다는 점을 확인할 수 있다. 아울러 위의 표에는 제시되지 않았으나 직업훈련 경험이 있다고 응답한 사람들 중 약 72%가 회사 내부에서 진행된 훈련에 참여한 것으로 나타났다.

표본으로 선택된 응답자들은 대부분 정규직 및 상용직 등의 상대적으로 안정적인 지위를 가진 노동자들로 볼 수 있다. 그리고 소속된 기업에 노조가 없거나 모른다고 답한 경우가 82.6%를 차지하고 있었다. 종사자 수 기준 소속 기업 규모별로는 10인 미만의 소기업 소속에 이어 500인 이상 대기업, 10~30인 미만 규모 기업 순으로 나타났다.

분석대상의 전체 평균 임금은 228.9만 원으로 나타났으며, 평균 약 7년의 재직기간을 가지고 있었다. 이들 전체의 총 직업훈련 기간은 19.7일로 나타났으나 분석대상 대부분이 직업훈련 경험이 없다는 점을 감안했을 때, 이 수치는 직업훈련 경험을 가진 집단에서 참여 횟수가 많은 응답자의 수치로 인해 높게 추정되었을 것으로 보인다. 총 직업훈련 참여 개수는 0.5개로 나타났는데 직업훈련 경험이 있는 집단과 현재 참여 중인 집단만을 대상으로 분석할 경우 각각 2.9개, 2.5개의 직업훈련에 참여한 것으로 분석되었다.

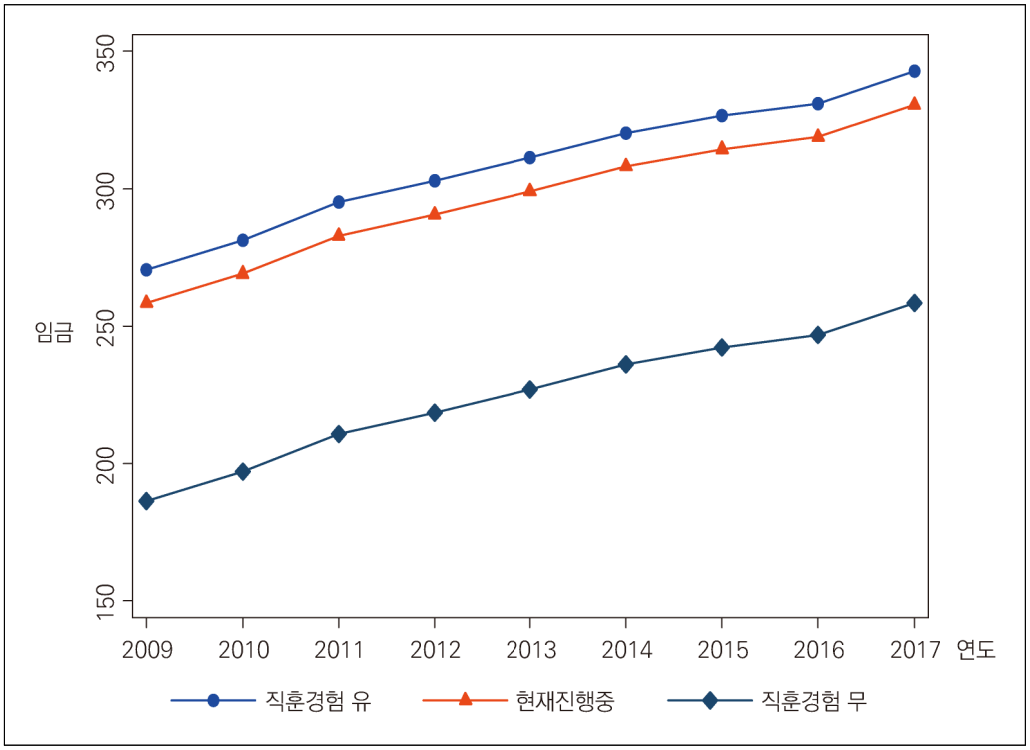
2. 직업훈련 참여 및 노동자의 지위에 따른 평균 임금 차이

이 연구는 노동자의 조직 내 지위와 숙련 교육의 임금효과가 서로 다를 것이라는 점에서 시작하였다. 그리고 이 두 가지 범주에 속하는 요인들 중 어느 것이 임금에 강한 영향을 미치는지를 파악하는 것은 현재 국내 노동시장의 임금 결정방식을 파악하는 데 있어서 많은 참고가 될 것이다. 따라서 분석대상이 되는 개별 설명 요인들의 범주에 따라 임금이 어떤 분포를 보이는지 파악할 필요가 있다.

먼저 직업훈련 경험에 따른 집단별 평균 임금을 각 연도별로 추정하였다. 그 결과는 [그림 1]에 제시된 그래프와 같다. 전반적으로 전체 집단의 임금이 해마다 상승하는 추세를 보였으며, 집단별로 유사한 상승폭을 보이고 있었다. 그리고 전체 분석대상 집단을 직업훈련 참여 경험에 따라 구분하였을 때 직업훈련 경험이 있는 집단에서 평균 임금이 가장 높은 것

[그림 1] 직업훈련 참여 유형별 평균 임금 차이

(단위: 만원)



주: 1) 집단 간 평균 차이는 1% 수준에서 유의함
2) 직업훈련 경험은 조사 당시 시점 기준임
자료: 한국노동패널 12~20차년도 조사자료

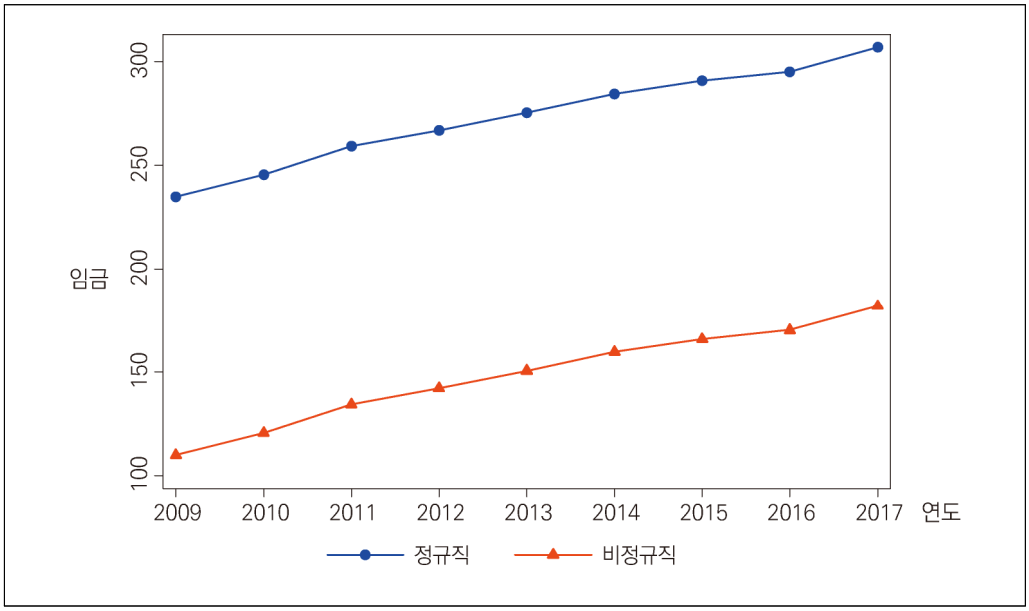
으로 나타났다.

현재 직업훈련을 진행 중인 집단은 직업훈련 경험이 있는 집단보다 평균 임금이 낮은 것으로 나타났으나, 그 차이는 그리 크지 않았다. 세부 추정치를 확인했을 때 분석된 두 집단의 경우 다소간의 차이는 있으나 연도별로 약 12만 원의 평균 임금 차이를 보였다. 평균 임금의 연도별 상승폭 역시 두 집단 모두 유사하였다.

직업훈련을 경험하지 않은 집단의 경우는 가장 낮은 평균 임금을 보였으며, 직업훈련을 경험하였거나 현재 진행 중인 집단과의 차이도 큰 것으로 나타났다. 이 집단은 직업훈련 경험이 있는 집단과 비교해서 매년 약 80만 원에서 100만 원 더 낮은 임금을 받았고, 현재 직업훈련을 진행 중인 집단보다는 약 70만 원 내외의 평균 임금 차이를 보였다. 위와 같은 추세를 감안할 때 직업훈련 경험 유무에 따라서 임금 차이가 발생하는 것으로 볼 수 있다.

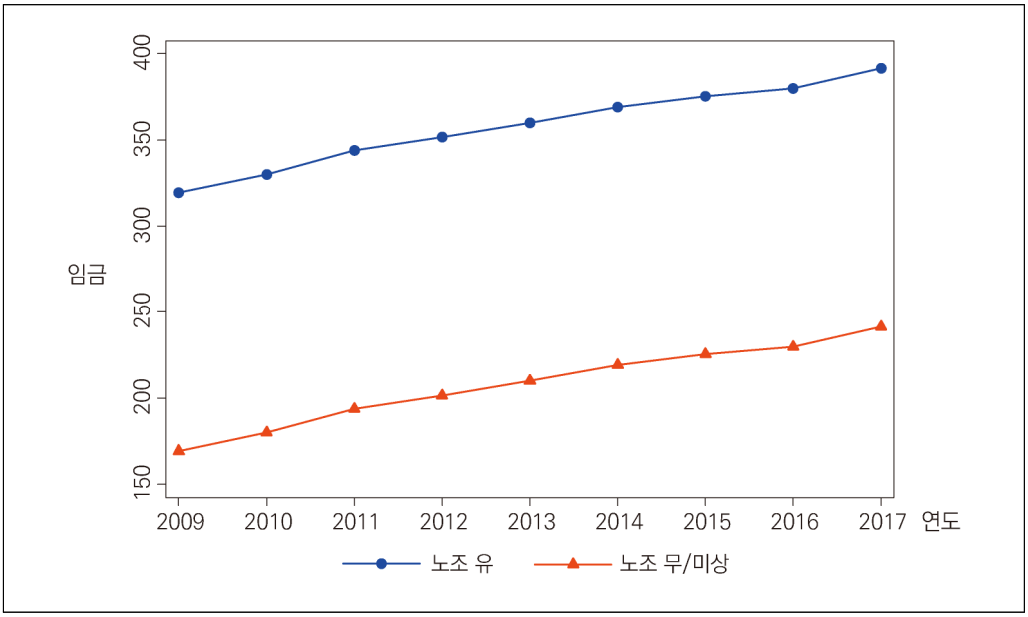
[그림 2] 정규직/비정규직에 따른 평균 임금 차이

(단위: 만원)



[그림 3] 노조 유무에 따른 평균 임금 차이

(단위: 만원)



주: 집단 간 평균 차이는 1% 수준에서 유의함
자료: 한국노동패널 12~20차년도 조사자료

직업훈련에 따른 평균 임금 차이에 이어 정규직, 비정규직 여부에 따른 임금 차이와 사업장 내 노조의 유무에 따른 임금 차이를 파악하기 위하여 분석을 진행하였다. 이는 [그림 2]와 [그림 3]에 제시된 분석결과를 통해 확인할 수 있다. 분석의 결과 정규직, 비정규직에 따른 임금 차이와 사업장 내 노조 유무에 따른 임금 차이가 직업훈련 경험 유무에 따른 임금 차이보다 더 큰 것으로 파악되었다.

먼저 정규직과 비정규직의 임금 격차는 2009년과 2010년에 연속적으로 2배 이상의 차이가 난 것을 비롯하여 전체 기간에 걸쳐 약 120만 원 내외의 격차를 보이는 모습이 나타났다. 직업훈련 유무에 따른 임금 차이가 동일 기간 약 80만 원에서 약 100만 원의 범위에서 나타났던 것에 비하여 격차가 더 크게 나타난 것이다. 물론 상승률로 비교해보면 정규직보다는 비정규직 노동자의 임금 상승률이 더 크게 나타나지만, 이는 비정규직 노동자의 임금 액수 자체가 낮은 데서 비롯된 효과로 풀이할 수 있다. 이러한 점에 비추어 직업훈련 경험 유무보다는 노동자의 조직 내 지위가 임금 차이에 더 큰 영향을 미치는 것으로 추정할 수 있다.

사업장 내 노조 유무에 따른 임금 격차는 정규직과 비정규직의 임금 격차보다도 더 큰 것으로 나타났다. 연도별로 약간의 차이가 있으나 노조 유무에 따른 평균 임금 차이는 약 140만~약 150만 원 범위에서 차이를 나타내고 있었다. 직업훈련 경험 유형에 따라서 발생한 평균 임금 차이가 약 70만~약 100만 원 사이에서 형성된 것과 비교해도 노조 유무에 따라 만들어진 격차는 이보다 1.5배~2배 가까이 더 크게 나타난 것이다.

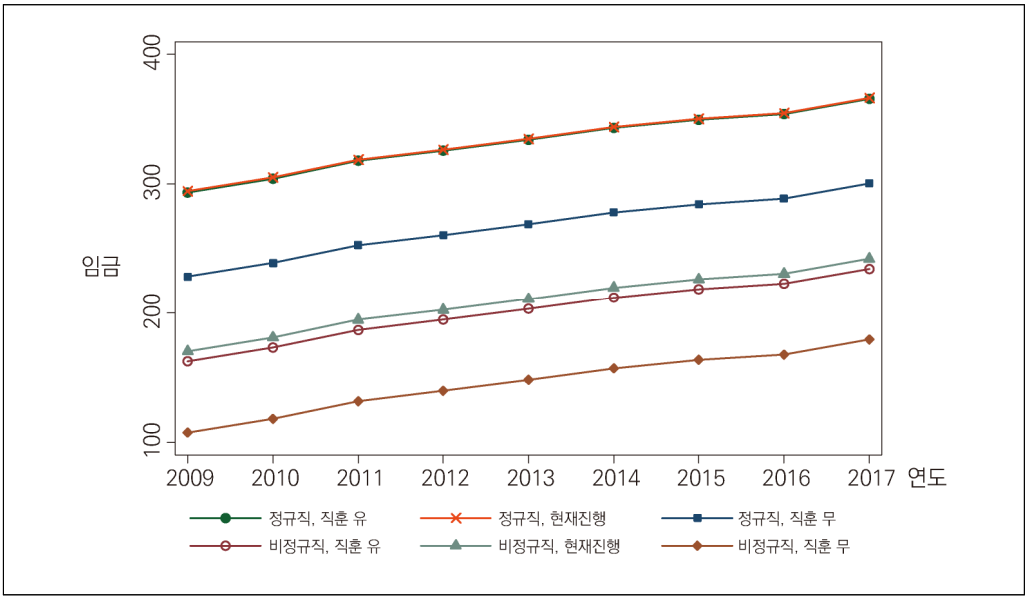
지금까지의 평균 임금 차이 추정 결과는 직업훈련에 대한 참여에 따른 임금 차이보다도 노동자가 정규직과 비정규직 중 어떤 지위에 있는지, 소속된 사업장에 노조가 존재하는지 여부에 따른 차이가 더 크다는 것을 보여주었다. 특히 정규직 노동자나, 노조가 있는 사업장은 현재 노동시장에서도 매우 안정적인 위치로 분류할 수 있다. 이 같은 결과는 노동시장 내에서 노동자가 상대적으로 안정적인 지위에 있는지 여부가 노동자의 직업훈련 투자 유무보다도 임금에 더 크게 영향을 줄 것이라는 예측을 가능하게 해 준다.

다만 위의 결과는 개별적인 범주에 따른 분석결과로서 복합적인 관계를 보이는 데에는 한계가 있다. 이에 따라 직업훈련의 효과가 노동자의 지위와 사업장 내 노조 유무와 맞물려 어떠한 차이를 보여주는지 파악하고자 추가로 분석을 진행하였다. 이는 다음의 [그림 4]와 [그림 5]의 결과로 제시할 수 있다.

먼저 [그림 4]에는 정규직, 비정규직별 직업훈련 참여 유형에 따른 평균 임금 차이가 제시되어 있다. 직업훈련을 경험한 정규직과 현재 훈련을 진행 중인 정규직의 경우 현재 직업훈련을 받는 집단의 임금이 더 높게 나타났다. 다만 이들 두 집단 사이의 평균 임금 차이는 약 1만 원 수준을 벗어나지 않는 것으로 나타났다.

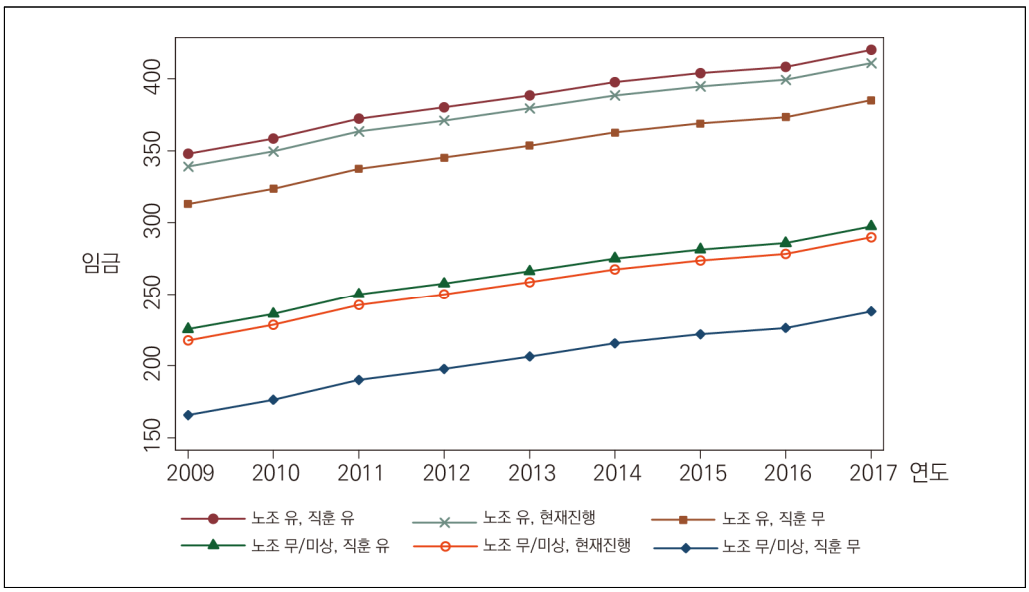
[그림 4] 정규직/비정규직에 따른 직업훈련 참여 유형별 평균 임금 차이

(단위: 만원)



[그림 5] 노조 유무에 따른 직업훈련 참여 유형별 평균 임금 차이

(단위: 만원)



주: 1) 집단 간 평균 차이는 1% 수준에서 유의함.
2) 직업훈련 경험은 조사 당시 시점 기준임.

자료: 한국노동패널 12~20차년도 조사자료

반면 직업훈련 경험이 없는 정규직 노동자는 직업훈련을 받았거나 현재 받고 있는 정규직 노동자에 비하여 평균 임금이 약 60만 원 낮은 것으로 파악되었다. 같은 정규직 노동자라 할지라도 직업훈련을 받았는지에 의해 임금 차이가 발생한 것이다. 이런 측면에서 정규직이라는 동일한 조건 위에 놓여 있는 노동자들 사이에서 나타난 약 60만 원의 평균 임금 차이는 직업훈련 선택에 따른 보상으로 해석된다.

비정규직 노동자의 경우도 정규직 노동자와 마찬가지로 현재 직업훈련을 진행 중인 집단이 직업훈련을 경험했던 집단보다 더 높은 평균 임금을 나타냈다. 다만 그 차이는 정규직의 경우보다 커서 현재 진행 중인 집단의 평균 임금이 대략 8만원 더 높은 것으로 파악되었다. 직업훈련 경험이 없는 비정규직 노동자의 경우 직업훈련을 경험하였던 노동자에 비해서는 약 55만 원, 현재 훈련을 받는 비정규직 노동자보다는 약 63만 원가량 평균 임금이 낮은 것으로 나타났다.

다만 직업훈련에 따른 임금 상승이 정규직과 비정규직이라는 서로 다른 집단의 임금 차이까지는 상쇄하지 못하는 것으로 나타났다. 특히 정규직이면서 직업훈련 경험이 없는 집단의 경우는 직업훈련을 경험한 비정규직 노동자 집단보다 평균 임금이 약 66만 원 더 높은 것으로 나타났다. 그리고 현재 직업훈련을 받고 있는 비정규직 노동자보다는 평균 임금이 약 58만 원 더 높은 것으로 파악되었다.

특히 똑같이 직업훈련을 경험한 집단을 놓고 보는 경우 정규직 노동자의 평균 임금이 비정규직 노동자의 평균 임금보다 약 131만 원 더 높은 것으로 나타났다. 그리고 이 같은 임금 차이는 노동자의 지위 차이가 만들어 낸 것으로 해석할 수 있다. 따라서 직업훈련 경험보다는 노동자가 점유하는 위치가 임금에 더 큰 영향을 주는 것으로 예측된다.

사업장 내에 노조 유무와 직업훈련 경험에 따른 평균 임금 차이는 〔그림 5〕를 통해 확인할 수 있다. 노조가 있는 사업장의 경우 직업훈련을 경험한 노동자들이 가장 높은 평균 임금을 보이고 있다. 이들은 현재 직업훈련을 받고 있는 노동자들보다는 약 9만원, 직업훈련 경험이 없는 노동자들보다는 약 35만 원 더 높은 평균 임금을 받는 것으로 나타났다.

노조가 없는 사업장에서도 직업훈련을 경험한 집단의 노동자들이 현재 직업훈련이 진행 중인 노동자들보다는 약 7만 원, 직업훈련 경험이 없는 노동자들보다는 약 60만 원 더 높은 평균 임금을 나타냈다. 따라서 직업훈련을 선택하는 데에 따른 보상은 노조가 없는 사업장의 노동자들이 더 크게 누리는 것으로 파악된다. 반면 현재 직업훈련을 받고 있는 노동자가 이를 완료한 뒤에 받는 임금 상승은 노조가 있는 사업장에서 더 큰 것으로 추정되었다.

앞서 살펴본 정규직, 비정규직의 경우와 마찬가지로 직업훈련에 따른 임금효과는 동일한 집단의 노동자들 사이에서만 나타나고 있다. 노조가 있는 사업장에서 직업훈련을 받은 적이 없는 노동자는 노조가 없는 사업장에서 직업훈련을 받은 노동자보다도 약 88만 원 더 높은

평균 임금을 받는 것으로 나타났다. 또한, 직업훈련 경험이 있는 노동자라 하여도 노조가 있는 사업장의 노동자는 노조가 없는 사업장의 노동자보다 약 122만 원의 임금이 더 높은 것으로 나타났다.

이를 놓고 볼 때 직업훈련에 따른 임금효과는 동일한 조건에 있는 노동자 집단 내에서 작용하는 것으로 파악된다. 또한, 서로 다른 조건에 위치한 노동자들 사이에서는 직업훈련에 따른 임금 차이가 노동자가 점유한 지위 및 사업장의 속성에 따른 임금 차이를 넘어서지 못하고 있었다. 결국, 안정적인 노동시장에 진입하여 지위를 유지하는 것이 직업훈련에 따른 임금효과보다 노동자에게 더 큰 유인으로 작용할 가능성을 보여주고 있다.

3. 노동자의 지위와 직업훈련에 의한 임금효과 분석

노동자의 지위 및 직업훈련 경험에 따른 집단별 임금 차이 분석은 직업훈련과 노동자의 지위가 임금에 미치는 영향을 대략적으로 보여주었다. 이를 통해 정규직 노동자, 노조가 있는 사업장에 속한 노동자 등 대체로 안정적인 위치의 노동시장에 진입하는 것이 직업훈련에 의한 임금효과를 넘어서는 것으로 파악되었다. 그리고 직업훈련에 따른 임금효과는 동일한 위치의 노동자 집단에서만 적용되는 것으로 나타났다.

이러한 결과를 바탕으로 임금에 대한 패널 고정효과 분석을 실시하였다. 직업훈련 투자가 노동자 개인의 노동시장 지위, 소속된 산업 현장의 속성과 함께 임금과 어떠한 관계를 갖는지 시간에 따른 변화를 체계적으로 파악하기 위함이다. 그 결과는 〈표 3〉의 분석결과에 제시되어 있다.

첫 번째 모형에서 직업훈련에 참여한 기간과 참여한 개수 등 직업훈련에 대한 투자에 관한 변수들은 임금 상승에 대하여 통계적으로 유의미한 영향력을 갖는 것으로 나타났다. 특히 참여하는 기간을 하루 늘리면 월 임금이 0.02% 상승하는데 그치는 반면 참여하는 훈련 개수를 늘릴 때에는 약 2%씩 임금 상승효과를 거두는 것으로 나타났다. 직업훈련의 참가형태별로 참여하지 않은 집단과 비교했을 때에는 기타 범주가 훈련에 참여하지 않은 집단보다 20% 더 낮은 것으로 나타났다. 이는 정규직 또는 사업장 내 노조가 있는 노동자이면서 직업훈련에 참여하지 않은 노동자들의 임금이 비정규직 또는 무노조 사업장 노동자들 중 직업훈련 경험이 있는 노동자들보다 높게 나타난 부분이 통제되지 않은 결과로 풀이된다.

〈표 3〉 직업훈련과 노동자 지위에 따른 임금효과 분석

변 수	(1) Model 1	(2) Model 2	(3) Model 3	(4) Model 4
훈련참여기간	0.0002***	0.0001***	0.0001***	−0.0000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
훈련참여개수	0.0191***	0.0124***	0.0133***	−0.0003
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
훈련형태: 사내훈련	0.0096	0.0122**	0.0083	0.0255***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
훈련형태: 정부지원	−0.0085	0.0004	−0.0047	0.0033
	(0.011)	(0.011)	(0.015)	(0.014)
훈련형태: 개인선택	−0.0266	−0.0087	−0.0296*	−0.0054
	(0.016)	(0.016)	(0.017)	(0.017)
훈련형태: 기타	−0.2057***	−0.1967***	−0.0315	0.0036
	(0.079)	(0.075)	(0.084)	(0.080)
재직기간		0.0020***	0.0020***	0.0007***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)
재직기간 제곱		−0.0000***	−0.0000***	−0.0000*
		(0.000)	(0.000)	(0.000)
종사상 지위: 상용직		0.1887***	0.1596***	0.1435***
		(0.007)	(0.008)	(0.008)
정규직		0.0795***	0.0711***	0.0801***
		(0.007)	(0.007)	(0.007)
노조 가입		0.0203***	−0.0076	−0.0105
		(0.007)	(0.009)	(0.008)
노조 유무			0.0270***	0.0293***
			(0.007)	(0.007)
기업규모: 10~29인			0.0442***	0.0431***
			(0.005)	(0.005)
기업규모: 30~99인			0.0711***	0.0724***
			(0.006)	(0.006)
기업규모: 100~299인			0.0887***	0.0881***
			(0.007)	(0.007)
기업규모: 300~499인			0.0737***	0.0795***
			(0.010)	(0.009)
기업규모: 500인 이상			0.1104***	0.1172***
			(0.008)	(0.007)
직업: 훈련 참여율 기준			0.0248***	0.0335***
			(0.007)	(0.006)
산업: 훈련 참여율 기준			0.0147**	0.0122*
			(0.007)	(0.007)
개인변수 통제	×	×	×	○
상 수	5.2545***	4.9305***	4.9115***	2.7465***
	(0.001)	(0.005)	(0.008)	(0.055)
총 관측치 (개별 개체수)	47,059 (8,241)	46,873 (8,200)	38,850 (7,622)	38,849 (7,621)
Within R^2	0.009	0.100	0.105	0.182
F-test	61.7***	391.3***	193.5***	266.5***

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; 괄호 안은 표준오차 값.
2) '기업규모: 10인 이하' 범주는 분석 과정에서 생략됨.

자료: 한국노동패널 12~20차년도 조사자료

노동자 개인의 직업적 지위 변수를 통제한 두 번째 모형에서도 훈련 참여 기간 및 개수는 유의미하게 임금 상승에 영향을 주는 것으로 나타났다. 그리고 이 경우 사내훈련을 받는 집단이 직업훈련을 받지 않는 경우보다 1.2% 더 높은 임금을 받는 것으로 나타났다. 노동자의 지위와 관련된 변수가 모두 통계적으로 유의미한 가운데 상용직, 정규직, 노조 가입자의 임금 상승률이 다른 집단과 비교해서 더 높은 것으로 파악되었다. 그리고 이 변수의 영향력은 직업훈련 투자 변수들보다 큰 것으로 분석된다.

노동자가 소속된 사업체의 특성을 통제했을 경우 직업훈련 투자 변수의 임금에 대한 영향력은 이전 모형과 유사한 방향으로 나타나고 있다. 다만 이 경우 개인선택에 따라 훈련을 받는 집단의 임금이 직업훈련을 받지 않는 집단보다 낮아지는 결과가 나타났으며, 개인의 노조 가입 여부가 임금에 영향을 미치지 못하는 것 역시 확인되었다. 노조가 있는 사업장의 노동자들이 2.7% 더 높은 임금을 받고 있으며, 대기업에 소속된 노동자들이 다른 집단의 노동자들보다 11% 더 높은 임금을 받는 것으로 나타났다. 그리고 훈련 참여율이 높은 직업 및 산업에 속한 노동자들의 임금수준이 다른 노동자들보다 높은 것으로 파악되었다.

최종 모형에서 개인의 인구학적 변수를 통제한 결과 노동자의 지위 및 소속 조직이 임금에 미치는 영향력은 이전과 유사하게 형성되었다. 반면 직업훈련 기간과 개수는 임금에 대하여 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 구체적으로는 사내훈련을 받은 노동자가 직업훈련 경험이 없는 노동자보다 임금이 2.5% 높은 것을 제외하면 직업훈련과 관련된 변수들은 모두 통계적으로 유의미한 설명 범위를 벗어났다.

직업훈련에 대한 투자의 영향력이 개인변수의 통제 이후 사라진 반면 노동자의 지위 및 조직의 속성은 계속해서 영향을 미치고 있다는 점에서 직업훈련 투자에 따른 임금 상승은 제한적인 범위에서 작용하는 것으로 해석된다. 또한, 최종 모형에서 사내훈련 집단의 임금 영향력이 확인되고 종사상 지위와 정규직 여부, 기업 규모 및 노조 유무 등이 영향을 준다는 것은 임금과 내부노동시장의 연관성을 보여주는 결과로 풀이된다. 이 같은 분석결과는 앞선 집단별 평균 임금 차이에서 나타난 결과와도 같은 맥락에서 이해될 수 있다.

집단별 평균 임금 분석이 보여준 결과의 양상과 고정효과 모형에서 나타난 직업훈련 투자의 임금효과를 고려했을 때 직업훈련에 따른 임금효과는 노동자의 지위에 따라 차별적인 형태로 나타날 가능성이 있다. 이를 분석하기 위해 노동자를 정규직과 비정규직 집단으로 나누어 고정효과 분석을 이어나갔다. 이것은 상대적으로 안정적인 지위를 가진 노동자와 그렇지 않은 노동자 사이에 나타나는 직업훈련의 차별적 효과를 분석하기 위함이다.

〈표 4〉 정규직/비정규직에 따른 직업훈련의 임금효과 분석

변 수	(1) 정규직	(2) 비정규직
훈련참여기간	-0.0000	0.0001
	(0.000)	(0.000)
훈련참여개수	0.0033**	-0.0027
	(0.002)	(0.003)
훈련형태: 사내훈련	0.0116**	0.0415**
	(0.006)	(0.019)
훈련형태: 정부지원	0.0114	-0.0522
	(0.013)	(0.038)
훈련형태: 개인선택	0.0037	-0.0868**
	(0.016)	(0.039)
훈련형태: 기타	-0.0119	-
	(0.066)	
재직기간	0.0006***	0.0008***
	(0.000)	(0.000)
재직기간 제곱	0.0000	-0.0000***
	(0.000)	(0.000)
종사상 지위: 상용직	0.0545*	0.1366***
	(0.033)	(0.012)
노조 가입	-0.0135*	-0.0188
	(0.007)	(0.033)
노조 유무	0.0254***	0.0453**
	(0.006)	(0.020)
기업규모: 10~29인	0.0377***	0.0341***
	(0.006)	(0.010)
기업규모: 30~99인	0.0551***	0.0550***
	(0.007)	(0.012)
기업규모: 100~299인	0.0665***	0.0796***
	(0.007)	(0.016)
기업규모: 300~499인	0.0627***	0.0712***
	(0.010)	(0.024)
기업규모: 500인 이상	0.1010***	0.0722***
	(0.008)	(0.016)
직업: 훈련 참여율 기준	0.0112	0.0495***
	(0.008)	(0.014)
산업: 훈련 참여율 기준	-0.0191**	0.0166
	(0.009)	(0.015)
개인변수 통제	○	○
상 수	3.2601***	2.0693***
	(0.065)	(0.152)
총 관측치 (개별 개체수)	25,819 (5,379)	13,030 (3,648)
Within R^2	0.180	0.099
F-test	179.0***	42.6***

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; 괄호 안은 표준오차 값.
2) '훈련형태: 기타' 범주와 '기업규모: 10인 이하' 범주는 분석 과정에서 생략됨.

자료: 한국노동패널 12~20차년도 조사자료

직업훈련의 임금효과가 정규직, 비정규직 집단별로 나타난 분석결과는 〈표 4〉에 제시되어 있는 바와 같다. 정규직 노동자의 경우 직업훈련 투자에서 훈련 참여 개수를 늘릴수록 임금 상승효과를 거두는 것으로 나타났다. 또한, 사내훈련을 받은 집단이 직업훈련 경험이 없는 경우보다 임금이 높은 것으로도 확인되었다.

노동자의 지위와 관련해서는 앞선 모형에 비해 변수들의 영향력이 줄어든 것으로 나타났다. 비정규직 노동자들에게서는 노조 가입에 의한 임금효과가 통계적으로 유의미하지 않은 반면 정규직의 경우는 노조 가입자가 오히려 임금이 낮은 것으로 나타났는데, 노조에 가입한 정규직 노동자가 가입하지 않은 노동자보다 임금이 더 낮다는 점은 상대적으로 연차가 높고 관리직에 있는 노동자들이 노조 조합원에 포함되지 않는 경우가 많다는 점에 기인하는 것으로 추측된다. 정규직과 비정규직 모두 노조가 있는 사업장과 기업 규모가 큰 사업장에서 더 높은 임금이 나타나는 것은 이전의 분석결과와 같다.

비정규직 노동자들의 경우 직업훈련 일수를 늘리거나 개수를 늘리는 것이 임금에 대하여 통계적으로 유의한 영향을 주지 못하고 있다. 다만 직업훈련을 경험하지 않은 노동자와 비교해 사내훈련을 받은 집단의 임금이 더 높은 반면, 개인선택에 따른 훈련을 받은 집단의 임금은 직업훈련을 받지 않은 집단보다 더 낮게 나타났다. 이 같은 결과는 비정규직 노동자 역시 정규직 노동자와 마찬가지로 사내훈련을 통한 기업 특수적 숙련의 임금효과가 나타난 것으로 해석되며, 사내훈련이 활발히 이루어지는 곳이 주로 대기업이라는 점을 감안할 때 소속 조직의 효과 또한 영향을 준 것으로도 받아들여진다.

노동자의 지위와 관련한 변수들은 노조 가입을 제외하고 모두 임금에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 비정규직 노동자에게서 상용직인 경우의 임금이 상용직이 아닌 경우보다 13.6% 높다는 것은 비정규직에서도 상대적으로 안정적인 지위를 누리는 노동자의 임금 상승효과가 더 크다는 것을 보여주고 있다. 그리고 그 효과는 정규직 노동자 집단의 경우보다도 더 크게 나타난다.

소속 조직의 속성에서는 비정규직 역시 정규직 노동자들과 유사한 모습을 보이고 있다. 다만 500인 이상 대기업에 소속된 정규직 노동자가 다른 정규직 노동자들보다 10% 이상 더 높은 임금효과를 누리는 것과 달리, 비정규직 노동자들은 7.2%의 임금 상승을 나타냈다. 이는 정규직 집단에서 대기업에 소속되는 것에 따른 임금 상승폭에 비해 비정규직 노동자 집단의 대기업 소속 효과는 제한적임을 보여주는 결과로 해석된다.

정규직과 달리 비정규직 노동자들에게서는 훈련 참여율이 높은 직업을 가진 노동자들의 임금 상승이 뚜렷하게 나타나고 있다. 그러나 소속 산업에 따라 구분되는 임금효과는 유의한 수준에서 나타나고 있지 못하다. 덧붙여 정규직 노동자에게서 훈련 참여가 높은 산업군의 임금이 더 낮게 나타난 것은 정규직 노동자의 임금수준이 높은 건설업이 훈련 참여가

낮은 집단으로 분류된 데 따른 효과로 보인다.

이상의 분석결과들을 종합하자면, 직업훈련의 투자에 의한 임금 상승효과는 나타나고 있었으나 제한된 형태로 확인할 수 있었다. 직업훈련의 효과와 비교했을 때 노동자의 지위 및 소속 산업체의 특성에 더 크게 영향을 받고 있었고, 안정적인 노동시장에 위치해 있는 노동자들의 임금 상승효과가 직업훈련에 따른 효과보다 더 크게 나타났다. 또한, 노동자를 정규직과 비정규직으로 구분하여 안정적인 지위에 따른 효과를 분석했을 때 정규직 노동자들이 직업훈련 투자에 의한 임금 상승을 이끌어낸 것과 달리 비정규직 노동자들에게서는 그러한 효과가 유의하게 나타나지 않았다.

이 연구에서 상대적으로 안정적인 지위를 가진 것으로 분류한 노동자들은 정규직, 상용직의 지위에 있었고 노조가 있는 사업장 및 규모가 큰 기업의 노동자들이었다. 이러한 노동자들은 내부노동시장을 형성하여 상대적으로 안정적인 지위를 지키고 있는 노동자 집단에 속해있는 노동자들이라고도 말할 수 있다. 그리고 이들에게서 직업훈련 투자에 따른 임금 상승효과가 나타난 반면 다른 집단의 노동자들에게서는 그와 같은 효과가 나타나지 않았다는 점에서 직업훈련 투자의 임금효과는 차별적으로 작용한 것으로 나타났다.

다만 노동자들 사이에서 직업훈련의 임금효과가 차별적으로 나타난 부분을 해석하는 데에는 다소 주의를 기울일 필요도 제기된다. 내부노동시장의 형성과 그 안에서 이루어지는 사내훈련 중심의 숙련 형성 관행은 노동자의 이익에 앞서 경영 측의 이해관계로부터 비롯된 제도적 관행의 성격을 지니고 있기 때문이다. 그리고 이를 고려하면 내부노동시장 진입이 직업훈련보다 더 큰 임금 상승효과를 발휘한다는 연구문제는 부분적으로 지지되는 것으로 해석된다.

이와 같은 점을 감안하더라도 지금의 논의 결과들은 직업훈련 투자보다도 내부노동시장에 진입하는 것이 노동자들에게 있어서 더 큰 임금 상승의 유인으로 작용하고 있음을 보여주고 있다. 이에 따라 직업훈련을 통한 개인적인 능력 향상보다도 내부노동시장의 진입을 놓고 노동자들 사이의 경쟁이 이어질 것으로 보인다. 이는 기업 간 임금 격차 및 연공서열 임금제와 같은 제도적 현실에 비추어 일정 부분 현실적으로도 타당한 결과로 받아들여진다.[7)]

---

7) 연구 대상 집단의 직업훈련 참여비율이 낮고, 참여한 훈련의 개수와 참여일수가 상대적으로 적다는 점으로 인해 직업훈련과 임금효과 사이의 관계를 논의하는데 부정적인 요인이 될 수 있다는 지적이 제기될 수 있다. 이는 자료상의 한계로 인해 발생한 부분이기는 하지만, 매우 타당한 지적이기도 하다. 그럼에도 불구하고 이 연구는 직업훈련의 임금효과와 노동자의 시장 내 지위 중 어느 요인이 임금에 미치는 영향이 더 큰지를 비교하고, 직업훈련의 임금효과가 동일 노동자 집단에서 한해서 나타난다는 점을 밝히고자 위와 같은 제약에도 불구하고 해당 변수들을 사용하게 되었다.

V. 결론 및 함의

이 연구는 직업훈련에 따른 임금효과를 분석하면서 그것이 노동자의 소속 집단에 따라 다른 형태로 나타날 것이라는 문제의식으로부터 출발하였다. 국내의 노동시장이 큰 구조적 변화를 겪으면서 공고화된 이중적 형태의 노동시장은 직업훈련에 대한 투자와 그에 따른 보상에서도 이중적인 형태를 보일 것으로 예상되었다. 이러한 문제의식을 바탕으로 이 연구는 직업훈련과 임금 사이의 관계를 논의하면서 노동자의 지위와 소속 조직의 형태를 동시에 고려하여 분석을 진행하였다.

연구결과는 다음과 같다. 먼저 직업훈련의 임금 상승효과는 확인되었으나 제한된 영역에서 영향을 주는 것으로 나타났다. 노동자가 점유한 노동시장에서의 지위와 소속 조직의 속성을 통제하였을 때에 직업훈련 투자는 임금 상승에 유의한 영향을 주지만, 그 효과의 크기는 노동자의 지위 및 조직의 형태가 주는 영향보다는 적은 것으로 나타났다. 또한, 개인 단위의 인구학적 변수들이 통제되면 직업훈련 투자의 영향력은 유의미한 범위를 벗어나는 반면 노동자의 지위와 조직 형태가 주는 영향은 지속되었다.[8)]

보다 구체적으로는 노동자가 상용직, 정규직 등의 지위를 점유하였는지 그리고 소속 사업장의 규모가 크고 노조가 설립되어 있는지는 임금 상승에 유의한 영향을 주고 있다. 또한, 최종 모형에서 사내훈련 집단이 직업훈련 경험을 하지 않은 집단보다 임금이 높다는 결과가 도출되었다. 이러한 점을 함께 고려하면 직업훈련의 임금효과는 제한적으로 작동하는 가운데 노동자의 노동시장 내 위치와 연관되어 있고, 내부노동시장의 경계를 기준으로 직업훈련을 둘러싼 서로 다른 양상이 나타날 수 있음을 시사하고 있다.

이를 확인하기 위하여 이 연구에서는 정규직과 비정규직 노동자를 구분한 분석을 이어나갔다. 분석결과 정규직 노동자는 직업훈련 투자에 있어서 훈련 참여를 늘리는 것이 임금 상승효과를 가져오는 것으로 나타났다. 그리고 사내훈련에 참여한 집단이 직업훈련 경험이 없는 집단보다 높은 임금을 받는 것으로 파악되었다.

반면 비정규직 노동자들은 직업훈련 투자를 늘리는 것이 임금 상승에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 또한, 정규직 노동자와 마찬가지로 사내훈련을 경험한 비

8) 직업훈련에 따른 임금효과가 다른 역량이 상대적으로 높아 임금수준이 상대적으로 노동자들이 보다 적극적으로 훈련에 참여함으로써 편향이 발생할 가능성이 존재하기도 한다. 이는 이전의 연구결과에서도 일정 부분 확인이 된 바 있기도 하다(김창환·김형석, 2007). 다만 고정효과 모형을 활용할 경우 이러한 편향을 희석함으로써 이를 상쇄한다는 연구결과 역시 제시되기도 하였다(Griliches & Hausman, 1986; Lynch, 1992). 이 연구 역시 고정효과 모형을 통해 분석을 시행한 만큼, 노동자의 특성에 따른 직업훈련의 선택 편향 문제는 일정 부분 해소되었을 것으로 판단하였다.

정규직 노동자는 직업훈련을 받은 적이 없는 집단보다 임금이 높은 것으로 나타났지만, 개인선택에 따라 직업훈련을 받은 집단이 오히려 직업훈련 경험이 없는 집단보다 임금이 낮은 것으로도 파악되었다. 이는 정규직 노동자와는 다르게 나타난 부분이기도 하다. 노동자 개인의 지위 및 소속 조직의 속성들은 정규직과 비정규직 모두 유사한 양상을 보여주었다.

이상에서의 연구결과를 종합해 볼 때 직업훈련 투자에 따른 임금의 상승은 내부노동시장을 구성하고 있는 요인들을 경계로 그 모습을 달리하고 있다. 직업훈련에 대한 투자로 노동자에게 돌아가는 임금 상승은 정규직 노동자에게서 보다 명확하게 나타난 반면, 비정규직 노동자에게서는 이 관계가 뚜렷하게 형성되었다고 보기 어려웠다. 또한, 직업훈련 투자에 따른 임금 상승효과보다는 노동자가 차지하고 있는 조직에서의 지위와 그 조직 자체의 속성에 따른 임금효과가 더 크게 작용하는 것으로 볼 수 있다.

결국, 지금까지의 연구결과는 직업훈련 역시 현재 노동시장이 가진 이중구조로부터 자유롭지 못함을 보여주고 있다. 이 이중적 구조는 정규직 노동자로 대표되는 내부노동시장의 구성원들과 내부노동시장에 진입하지 못한 비정규직 노동자들 사이에서 매우 상반된 모습으로 구현되어 있다. 그리고 그 이중적인 구조 속에서 노동자가 어떠한 지위를 갖고 있고, 어떤 조직에 소속되어 있는지가 노동자의 임금에 큰 영향력을 미치고 있다. 여기에 더해 임금 상승을 비롯하여 직업훈련이 만들어내는 숙련 기술 및 인적 자본 형성도 정규직 노동자들에게 유리한 조건 속에서 이루어지면서 직업훈련의 효과는 차별적인 형태를 지니게 되었다.

위와 같은 상황에서 내부노동시장에 진입하지 못한 노동자와 아직 노동시장에 진입하지 않은 진입 대기자들에게 있어서 가장 합리적인 선택은 안정적 지위를 확보할 수 있는 내부노동시장으로 진입하는 것이다. 내부노동시장에서 안정적인 지위를 얻는 것이 주는 임금효과가 유효하고, 이 집단 안에 진입해야 직업훈련을 통해 임금을 올릴 여지 또한 확보할 수 있기 때문이다. 이러한 모습은 현재 국내 노동시장의 모습과 청년층의 구직 행태를 통해서도 실증적으로 확인된다(김유빈, 2015).

물론 이것을 온전히 노동자의 합리적인 선택으로만 바라보기에는 어폐가 있을 수 있다. 국내 노동시장에서의 내부노동시장 중심 숙련 형성 관행은 경영 측의 인적자본관리 전략에서 형성되었고, 노동자의 이익보다는 경영 측의 이익에 부합하는 장치로 기능한 측면이 있기 때문이다. 다만 이러한 경영 측의 이해관계로 형성된 사내훈련 관행이 노동자들에게도 일정 부분 이익을 가져다주는 측면 역시 존재하며, 이러한 이익은 내부노동시장으로의 진입이 노동자의 합리적 선택으로 이어지게 하는 기제로 작동하고 있다.

노동시장의 분화가 이어져 노동자 집단이 서로 이질적인 상태에 놓인 가운데, 상위 계층의 노동자들이 내부노동시장을 형성하고 임금과 숙련 형성 등의 영역에서 이점을 누리는 동안 다른 집단의 노동자들은 그와 같은 효과를 보지 못하고 있다. 이로 인해 지금의 노동시

장 구조는 필연적으로 내부노동시장에 진입하고자 하는 경쟁의 강도를 높이고 있다.

이와 같은 상황에서는 개개인의 직업능력 향상 및 인적 자본 축적 노력에 대한 보상이 노동자들 사이에서 합리적인 방향으로 이루어지지 않을 가능성 역시 내재하고 있다. 그리고 이는 노동자의 지위에 따라서 직업훈련을 통한 직업능력 향상의 유인을 떨어뜨리는 요인으로 작용할 수 있다. 정규직 중심의 사내 직업훈련과 그에 대한 보상이 내부노동시장을 중심으로 이루어지는 상황에서, 특정 노동시장에 들어가 있지 않은 노동자들에게는 개인적으로 사업체의 외부에서 직업훈련을 받는 것이 충분히 합리적인 선택이 되지 않을 수 있기 때문이다.

이 부분에서 지금의 노동시장 체계는 비정규직 노동자들에 있어서 더 큰 차별적 요소들을 내포하고 있다. 개별 노동자에게 있어서 높은 기술 수준 및 직업능력은 하나의 특수한 자산이 되고, 그것이 노동자의 시장 내 지위를 강화하는 측면이 있다. 이 점을 고려하면 지금의 비정규직 노동자들은 자신의 시장 내 지위를 강화할 수 있는 기회에서 정규직보다 더 불리한 상황에 놓여 있다.

이러한 구조는 더 나아가 산업 전반에도 부정적인 효과를 야기할 우려가 있다. 특정 기업 내부에서의 사내훈련을 중심으로 직업훈련이 이루어지는 상황에서는 개인의 지위에 따른 인적자본 격차뿐만 아니라 기업 규모나 사업체의 훈련능력 그리고 훈련에 대한 보상능력에 따라서도 인적자본 수준의 기업 간 격차가 발생할 수 있기 때문이다. 이는 직업훈련을 통한 직업능력 개발의 차별적 효과가 노동자 단위에서는 물론 기업 단위에서도 나타날 수 있음을 의미한다. 그리고 이것은 산업 내부의 인적자본 격차를 강화하면서 전체적인 산업의 경쟁력을 떨어뜨릴 위험을 안고 있다.

노동자 집단 내부의 격차를 좁히고 직업훈련에 대한 합리적인 보상을 모색하여 산업경쟁력의 확보까지 연결하기 위해서는 내부노동시장 중심의 직업훈련 체계를 개선할 방안이 필요하다. 물론 직업훈련에 따른 직무능력 향상을 임금에 반영하고자 한다면 직무 성과급제 등이 대안으로 거론될 수 있겠으나 이는 매우 신중하게 논의해야 할 부분이기도 하다. 따라서 정책적인 차원을 넘어 노동 부문 및 기업 부문 그리고 정책 당사자들 간의 사회적 협의가 요구된다.

이 연구는 기존 선행연구들의 연구 방향을 이어가면서도, 노동자의 조직 내 지위에 따라 직업훈련의 임금효과가 상이하게 나타난다는 점을 내부노동시장의 논의를 통해 밝히고자 하였다. 이를 토대로 이 연구에서는 국내 노동시장에 존재하는 이중구조와 그에 따라 만들어진 직업훈련에서의 차별적 요소들을 밝혔다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 그리고 이 연구에서는 기존 선행연구에서 다루었던 시점 이후의 시점을 대상으로 후속 시계열 연구를 진행함으로써 직업훈련과 내부노동시장 사이의 관계에 대한 연결되는 추세를 확인할 수 있

었다는 점 역시 연구의 의의로 꼽을 수 있다.

다만 이 연구에서는 노동자의 지위와 소속 사업체의 속성을 고정효과 모형의 통제변수로 활용하였다. 이들 변수를 고정효과 모형의 통제 변인이 아닌 다층모형을 활용하여 상위 수준의 변수로 두고 분석을 진행하였다면 그 관계를 논하며 보다 정밀한 분석을 가져갈 수 있었을 것이다. 이것은 추후 연구를 발전시켜 나가는 데 있어서 중요한 과제이기도 하다.

특히 이 연구에서 내부노동시장의 서로 다른 집단 간의 관계를 보다 입체적으로 반영하지 못한 한계 역시 위의 연구 과제를 통해서 극복해야 할 부분이다. 노동시장의 분화가 계속되면서 생산직과 사무직, 공공과 민간 영역의 노동자 집단이 서로 다른 구조변동에 직면하여 있고, 이러한 구조변동이 평면적인 형태로 이루어지는 것이 아니기 때문이다. 개인과 집단이 구분된 다층적인 분석으로 소속 집단의 효과를 고려한 분석이 이루어진다면 내부노동시장의 움직임을 보다 면밀하게 파악할 수 있을 것으로 보인다.

이와 더불어 직업훈련과 생산성 향상, 그리고 임금효과 사이의 관계로 논의를 확장하지 못한 것 역시 연구의 한계로 지적될 수 있다. 직업훈련에 따른 임금효과에는 생산성의 증대라는 매개 변인이 작용했을 가능성이 높으며, 이에 대한 논의가 이어진다면 연구를 보다 시의적절하게 이끌어 갈 수 있을 것이다. 다만 이는 연구에서 활용한 자료의 한계에 의한 것으로, 추가 후속 연구를 통하여 보완해야 할 부분이다.

향후 또 다른 중요한 연구 과제로서 기술발전에 따른 조직 구조 및 직종구조의 변화와 그 안에서 이어지는 노동계급의 분화를 들 수 있을 것이다. 이는 현재 이 연구에서 다루지 못한 부분으로서 역시 연구의 한계로 지적될 수 있는 부분이다. 특히 이것은 정보기술의 발달과 그에 따른 단시간 노동의 증가와 같은 현실적인 쟁점들과 이어지는 주제로서, 후속 연구에 대하여 다양한 시사점을 제공할 것이다.

참고문헌

1. 강순희·노홍성(2000), “직업훈련의 취업 및 임금효과”, 『노동경제논집』, 제24권 제1호, pp.127-151.
2. 강순희·금재호·권혜자·어수봉·오계택·정승국·정영현·조정윤·홍성민(2011), 『고용구조 선진화를 위한 서비스산업의 일자리창출 역량제고 방안(Ⅲ): 생산자서비스업을 중심으로』, 한국노동연구원.
3. 김강호. 2009. “학력과 직업훈련 참여가 임금에 미치는 효과”, 『농업교육과 인적자원개발』, 제41권 제3호, pp.123-151.
4. 김기승·김명환(2013), “노동조합은 정규직과 비정규직 간의 임금격차를 줄이는가”, 『산업관계연구』, 제23권 제1호, pp.71-92.
5. 김안국(2002), “교육훈련의 경제적 성과: 임금근로자를 중심으로”, 『노동경제논집』, 제25권 제1호, pp.131-160.
6. 김영미·한 준(2008), “내부노동시장의 해체인가 축소인가: 기업규모별 임금격차 분해를 통해 본 한국노동시장의 구조 변동, 1982-2004”, 『한국사회학』, 제42집 제7호, pp.111-145.
7. 김유빈(2015), “청년층 노동시장의 실태와 청년고용정책”, 『노동리뷰』, 제124호, pp.5-14.
8. 김유선(2009), “한국 노동시장의 임금결정요인: OLS 회귀분석과 분위회귀분석”, 『산업관계연구』, 제19권 제2호, pp.1-25.
9. 김정우(2015), “청년패널 자료를 활용한 청년층의 노조가입 결정요인 및 임금효과 패널분석”, 『산업노동연구』, 제21권 제2호, pp.1-34.
10. 김창환·김형석(2007), “직업훈련의 임금불평등 효과 분석”, 『한국사회학』, 제41집 제3호, pp.32-64.
11. 남승용·송일호(2005), “우리나라의 직업훈련에 의한 임금과 취업효과에 대한 실증분석”, 『사회과학연구』, 제11권 2호, pp.99-119.
12. 류기락(2009), “일자리 이동과 내부노동시장: 한국노동패널(1998~2005) 분석을 중심으로”, 『한국사회학』, 제43집 제4호, pp.37-76.
13. 민인식·최필선(2012), 『STATA 패널데이터 분석』, 지필미디어.
14. 신광영(2009), “한국 공공부문 임금 결정에 대한 연구”, 『한국사회학』, 제43집 제5호, pp.62-100.

15. 이승렬(2011), “한·일 노동시장의 임금구조 변화: 임금함수 추정”, 『아태연구』, 제18권 제3호, pp.145-160.
16. 이용수(2009), “비정규직 고용 결정의 조직특성에 관한 연구”, 『한국사회학』, 제43집 제1호, pp.130-164.
17. 이택면(2005), “비정규 고용의 결정요인에 관한 경제사회학적 분석: 거래비용이론의 적용과 실증”, 『한국사회학』, 제39집 제4호, pp.40-69.
18. 전병유(2001), “산업특수적 숙련과 임금”, 『노동경제논집』, 제24권 제1호, pp.125-147.
19. 정건화(2003), “노동시장의 구조변화에 대한 제도경제학적 해석”, 『경제와 사회』, 제57호, pp.8-41.
20. 정원오(1999), “저소득계층의 직업훈련효과 결정요인에 관한 연구”, 『사회복지연구』, 제14권, pp.165-190.
21. 정이환·전병유(2001), “1990년대 한국 임금구조의 변화: 내부노동시장은 약화되고 있는가”, 『경제와 사회』, 제52호, pp.156-183.
22. 정이환(2010), “기업내부노동시장을 넘어?: 일본에서의 기업 내 연공임금 극복 시도,” 『경제와 사회』, 제86호, pp.233-265.
23. _____(2013a), “노동시장의 사회학적 연구의 쟁점”, 『경제와 사회』, 제100호, pp.94-113.
24. _____(2013b), 『한국 고용체제론』, 후마니타스.
25. 하연섭(2006), “신제도주의의 이론적 진화와 정책연구”, 『행정논총』, 제44권 제2호, pp.217-246.
26. _____(2008), “인적자원개발정책의 비교 분석: 생산레짐이론을 중심으로”, 『행정논총』, 제46권 제2호, pp.1-24.
27. 황선웅(2017), “노동조합이 비조합원 임금에 미치는 영향: 지역 수준 분석”, 『산업노동연구』, 제23권 제2호, pp.79-108.
28. Althauser, Robert P. and Arne L. Kalleberg(1981), “Firms, occupations, and the structure of labor markets: A conceptual analysis,” In *Sociological Perspectives on Labor Markets*, ed. by I. E. Berg, New York: Academic Press, pp.119-149.
29. Becker, Gary S.(1975), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education,* New York: Columbia University Press.
30. Bell, Andrew and Kelvyn Jones(2015), “Explaining fixed effects: Random effects modeling of time-series cross-sectional and panel data,” *Political Science Research and Methods*, Vol.3, No.1, pp.133-153.
31. Borenstein, Michael, Larry V. Hedges, Julian P. T. Higgins, and Hannah R. Rothstein(2010), “A basic introduction to fixed-effect and Random-effects models for

Meta-Analysis," *Research Synthesis Methods*, Vol.1, No.2, pp.97-111.

32. Boudon, Raymond(2003), "Beyond rational choice theory," *Annual Review of Sociology*, Vol.29, pp.1-21.
33. Clarke, Paul, Claire Crawford, Fional Steele, and Anna Vignoles(2010), "The Choice Between Fixed and Random Effects Models: Some Considerations for Educational Research," *The Institute for the Study of Labor(IZA) Discussion Papers*, No.5287, pp.1-34.
34. Coleman, James S.(1988), "Social capital in the creation of human capital," *American Journal of Sociology*, Vol.94 (Supplement), pp.S95-S120.
35. Dertouzos, Michael L., Richard K. Lester, and Robert M. Solow(1989), *Made in America: Regaining the Productive Edge*, Cambridge, Mass: The MIT Press.
36. Doeringer, Peter B. and Michael J. Piore(1971), *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexingtion, Mass: D. C. Heath and Company.
37. Frees, Edward W.(2004), *Longitudinal and Panel Data: Analysis and Applications in the Social Sciences*, Cambridge: Cambridge University Press.
38. Granovetter, Mark(1985), "Economic action and social structure: The problem of embeddedness," *American Journal of Sociology*, Vol.91, pp.481-510.
39. _____(1988), "The Sociological and Economic Approaches to Labor Market Analysis: a Social Structural View." in *Industries, Firms and Jobs: Sociological and Economic Approaches*, ed. by G. Farkas and P. England, Plenum Press, pp. 187-216.
40. Green, Andy(1999), "East Asian skill formation systems and the challenge of globalisation," *Journal of Education and Work*, Vol.12, No.3, pp.253-279.
41. Griliches, Zvi and Jerry A. Hausman(1986), "Errors in variables in panel data," *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.93-118.
42. Hirschman, Albert O.(1985), "Against parsimony: Three easy ways of complicating some categories of economic discourse," *Economics and Philosophy*, Vol.1, pp.7-21.
43. Jeong, Jooyeon(2000), "Skill formation of engineers in large Korean firms: An analysis from a comparative perspective," *International Journal of Training and Development*, Vol.4, No.1, pp.66-78.
44. Kalleberg, Arne L. and Aage B. Sørensen(1979), "The sociology of labor markets," *Annual Review of Sociology*, Vol.5, pp.351-379.
45. Kerr, Clark(1954), "The Balkanization of Labor Markets," In *Labor Mobility and Economic Opportunity*, ed. by E. W. Bakke, P. M. Hauser, G. L. Palmer, D. Yoder, C. A. Myers, and C. Kerr, The MIT Press, pp.94-110.
46. Lane, Christel(1987), "Capitalism or culture? A comparative analysis of the position in the

labor processand the labor market of lower white-collar workers in the financial services sector of Britain and the federal Republic of Germany," *Work, Employment and Society*, Vol.1, pp.57-83.

47. Lauder, Huge and Yadollah Mehralizadeh(2001), "Globalization, Multinational, and the Labour Market," in *High Skills: Globalization, Competitiveness, and Skill Formation*, ed. by P. Brown, A. Green, and H. Lauder, Oxford University Press, pp.204-234.
48. Lynch, Lisa M.(1992), "Private-sector training and the earnings of young workers," *American Economic Review*, Vol.82, No.1, pp.353-376.
49. Overton, Randall C.(1998), "A comparison of fixed-effects and mixed(Random-effects) models for meta-analysis tests of moderator variable effects," *Psychological Methods*, Vol.3, No.3, pp.354-379.
50. Porter, Michael. E.(1990), *The Competitive Advantage of Nations*, New York: The Free Press.
51. Sen, Amartya K.(1977), "Rational fools: A critique of the behavioral assumptions of economic theory," *Philosophy & Public Affairs*, Vol.4, pp.318-344.
52. Simon, Herbert A.(1976), *Administrative Behavior: A Study of Decision-Making Processes in Administrative Organization*. The Free Press.
53. Thelen, Kathleen(2004), *How Institutions Evolve: The political Economy of Skills in Germany, Britain, The United States, and Japan*. Cambridge University Press.
54. Wallace, Michael and Arne L. Kalleberg(1982), "Industrial transformation and the decline of craft: The decomposition of skill in the printing industry," *American Sociological Review*, Vol.47, pp.307-324.
55. Williamson, Oliver E.(1985), *The Economic Institutions of Capitalism: Firms, Markets, Relational Contracting*. The Free Press.
56. Wooldridge, Jeffrey M.(2002), *Economic Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.

〈부표 1〉 직업훈련과 노동자 지위에 따른 임금효과 분석(패널 확률효과 모형)

변 수	(1) Model 1	(2) Model 2	(3) Model 3	(4) Model 4
훈련참여기간	0.0002 ***	0.0001 ***	0.0001 ***	0.0000 *
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
훈련참여개수	0.0228 ***	0.0151 ***	0.0155 ***	0.0089 ***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
훈련형태: 사내훈련	0.0222 ***	0.0245 ***	0.0151 **	0.0232 ***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
훈련형태: 정부지원	−0.0022	0.0046	−0.0088	−0.0123
	(0.011)	(0.011)	(0.015)	(0.014)
훈련형태: 개인선택	−0.0247	−0.0063	−0.0324 *	−0.0248
	(0.016)	(0.016)	(0.018)	(0.017)
훈련형태: 기타	−0.2094 ***	−0.2043 ***	−0.0322	−0.0081
	(0.079)	(0.076)	(0.085)	(0.081)
재직기간		0.0023 ***	0.00202 ***	0.0014 ***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)
재직기간 제곱		−0.0000 ***	−0.0000 ***	−0.0000 ***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)
종사상 지위: 상용직		0.2321 ***	0.1918 ***	0.1661 ***
		(0.007)	(0.008)	(0.007)
정규직		0.1457 ***	0.1318 ***	0.1010 ***
		(0.007)	(0.007)	(0.007)
노조 가입		0.0478 ***	−0.0066	−0.0080
		(0.007)	(0.009)	(0.008)
노조 유무			0.0545 ***	0.0444 ***
			(0.007)	(0.007)
기업규모: 10~29인			0.0637 ***	0.0507 ***
			(0.005)	(0.005)
기업규모: 30~99인			0.1031 ***	0.0857 ***
			(0.006)	(0.006)
기업규모: 100~299인			0.1317 ***	0.1075 ***
			(0.007)	(0.007)
기업규모: 300~499인			0.1320 ***	0.1072 ***
			(0.010)	(0.009)
기업규모: 500인 이상			0.1837 ***	0.1573 ***
			(0.007)	(0.007)
직업: 훈련 참여율 기준			0.0679 ***	0.0495 ***
			(0.006)	(0.006)
산업: 훈련 참여율 기준			0.0041	0.0104 *
			(0.006)	(0.006)
개인변수 통제	×	×	×	○
상 수	5.1955 ***	4.7977 ***	4.7339 ***	2.9984 ***
	(0.007)	(0.007)	(0.008)	(0.037)
총 관측치 (개별 개체수)	47,059 (8,241)	46,873 (8,200)	38,850 (7,622)	38,849 (7,621)
R^2	0.032	0.385	0.410	0.575
Wald x^2	519.0 ***	8791.8 ***	8516.8 ***	18254.2 ***

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; 괄호 안은 표준오차 값.
2) '기업규모: 10인 이하' 범주는 분석 과정에서 생략됨.
자료: 한국노동패널 12~20차년도 조사자료

abstract

The Differences in Wage Effect of Training According to Worker's Status

- The Dual Wage Effect of Skill Formation through the KLIPS(12~20th year)-

Yongsun Seo* · Sangmin Lee**

This study uses data from the 12th to 20th year of Korea Labor and Income Panel Study(KLIPS) to analyze the effect of training on wages using a fixed effect model. Based on the analysis, this study tries to understand how the wage effect of job training varies depending on the workers' status. The analysis result shows that job training has a significant effect on wages, but if individual variables are controlled, their effect is out of the statistically significance. On the other hand, it has been confirmed that the status occupied by workers in the labor market and the size of companies have a significant effect regardless of the input of control variables. After that, this study continues the analysis by dividing the workers into regular and irregular workers. As a result of analyzing the regular and irregular workers, the regular workers increase their wages when the number of job training increase even after individual variables are controlled, while the irregular workers do not show significant results. In addition, it is found that irregular workers receive lower wages for those who receive job training through personal choice. These results show that the wage increase due to investment in job training is differentiated according to the status of the workers. Also, the differential effect of wages on workers' status suggests a dual labor market structure created through the description of the internal labor market.

Keywords: wage, job training, internal labor market, panel fixed effect, Korea Labor and Income Panel Study(KLIPS)

* Ph. D. Student, Hanyang University Department of Sociology
** Professor, Hanyang University Department of Sociology

産 業 關 係 硏 究
第30卷 第3號, 2020. 9. pp.61~98
ⓒ 韓國雇傭勞使關係學會
https://doi.org/10.37926/KJIR.2020.09.30.3.61

언론보도가 파업행위에 미치는 영향*

신 민 주**·김 동 원***

그 동안 많은 학자들이 파업의 시작과 전개 과정에서 언론의 역할을 강조하여 왔다. 언론은 노사관계의 맥락을 조성하는 주요 행위자로서 그 중요성이 경험적으로 인지되어왔으나 계량적 분석을 통해 효과를 확인하는 시도는 매우 드물었다. 본 연구는 2005년 1월 1일부터 2018년 12월 31일까지 시작 및 종결된 파업 사건 중 국내 주요 11개 언론매체에서 최소 1건 이상 보도된 파업 151건을 대상으로 실증연구를 실시하였다. 이와 같은 시도는 몰입상승이론, 자원동원이론, 구성주의적 관점을 바탕에 두었다. 언론보도를 양적인 측면과 질적인 측면으로 분류하여 각각 언론보도 건수와 논조를 측정하고 파업지속기간, 파업참가자 비율 그리고 파업규모에 미치는 영향을 확인하였다. 그 결과 언론보도와 논조가 파업지속기간과 파업규모에 미치는 영향을 객관적으로 실증하였다. 추가적으로 언론보도와 파업행위 간의 인과성 검증을 위해 파업시작 전 7일간의 언론보도 건수와 언론보도 논조가 파업에 미치는 영향을 확인한 결과 언론보도의 논조는 파업지속기간의 유의미한 선행요인인 것을 확인할 수 있었다. 본 연구는 자원동원이론 관점에서 언론의 주목과 지지가 노동조합이 단체행동을 전개하는 데 있어서 동원 가능한 자원으로 활용되고, 노동조합의 조직적 몰입상승을 높여 파업의 지속기간을 늘리는 방향으로 작용할 수 있다는 것을 확인하였다.

▶주제어: 파업, 언론보도, 자원동원이론, 몰입상승 이론

논문접수일 : 2020년 3월 10일, 심사의뢰일 : 2020년 4월 16일, 심사완료일 : 2020년 8월 7일

* 본 연구는 신민주의 "파업기사와 노동조합 규모가 파업행위에 미치는 영향"(고려대 경영학박사 학위논문)의 일부를 수정·보완하였음.

** (제 1저자) 고려대학교 경영학 박사, mjushin@korea.ac.kr
*** (교신저자) 고려대학교 경영학과 교수, dokim@korea.ac.k

Ⅰ. 서 론

〈파업에 싸늘한 여론… “택시 대란은 없었다.〉

2018. 10. 19 한국경제

“택시업계의 이날 파업에 대해선 부정적인 반응이 대부분이었다. 직장인 손모 씨(27)는 “불친절, 승차거부 등 택시의 고질적인 문제는 그대로인데 자기들 주장만 밀어붙이면 누가 공감하겠느냐”고 말했다. 일부 시민 사이에선 “평소 막히던 길이 뻥 뚫려 오히려 쾌적했다”는 비아냥도 나왔다.”

〈‘불편해도 괜찮아’… 교사·학생들, 파업 지지 잇따라〉

2019. 07. 03 한겨레

“이날 인천 동구 서흥초등학교 학생들은 조리실을 찾아 응원 메시지를 전달했다. 이들 초등학생은 “저희 걱정 마시고 원하는 것을 이루시길 바랍니다!!”, “나는 그분들의 권리를 지키기 위해 빵을 먹을 것이다” 등의 글귀가 적힌 응원 메시지를 전달했다. 이 학교는 지난달 28일 학교장 이름으로 학부모들에게 ‘대체급식 제공 안내’라는 제목의 가정통신문을 보내 학교 비정규직 노동자들의 파업을 지지하고 학부모들의 배려를 구했다.”

〈[기고]공영방송 총파업을 지지하는 이유〉

2017. 09. 19 경향신문

“파업 2주를 넘기면서… 파행이 불가피해졌지만, 공영방송 정상화를 위해서라면 감내할 수 있어야 한다. KBS와 MBC 노조원 총파업이 그들만의 생존투쟁이 아니기 때문이다. KBS와 MBC는 그냥 회사가 아닌, 국민이 주인인 공영방송이다. 두 공영방송 노조의 총파업을 지지하는 건 주권을 찾기 위해서다.”

상기 3건의 뉴스 기사는 최근 한국 노사관계에서 크게 이슈가 되었던 파업사건을 다룬 뉴스 기사들이다. 각 뉴스 기사에서 각각 파업사건을 바라보는 논조에 차이가 있는 것을 확인할 수 있다. 언론매체는 뉴스 기사를 생산하여 독자에게 사실과 현상을 전달할 뿐만 아니라 기사의 서술 방식과 논조의 향배를 조정함으로써 노사관계의 맥락을 형성하는 데 기여한다. 특정 사건에 관한 관심을 유도하고 영향력을 확대하는 데 주효하게 작용할 뿐만 아니라 심지어 파업의 분위기를 반전시키기도 한다.

2009년 당시 철도공사 역사상 최장기간(8일) 파업을 지속하고 있었는데 그 당시 노조에 대한 여론은 찬성과 반대가 비등한 상황이었다. 그러나 파업이 지속되자 당시 이명박 대통

령이 서울역을 방문하였고, 사용자 측은 이 상황을 틈타 신속하게 언론에 대응하였고 그 결과 철도노조 파업에 대한 여론을 불법 파업으로 조성하는 데 성공하였다. 결과적으로 철도노조는 파업 동력을 상실하고 조건 없는 현장 복귀 결정을 내리고 파업을 철회하였다(김가람, 2011).

경험적 사실 이외에도 기존 연구에서 노조의 활동이나 노사관계에서 언론보도나 여론의 역할이 중요하다는 주장은 많았으나(김동배·오계택, 2008; Bok & Dunlop, 1970; Lipset, 1986; Martin, 2004), 그 관계를 실증적으로 확인하기 위한 시도는 매우 드물었다. 따라서 본 연구는 언론보도와 파업행위 간의 관계를 확인하기 위해 실증 분석을 시도하였다. 구체적으로 언론에서 파업을 얼마나 주목하였는가를 확인할 수 있는 양적인 측면인 언론보도 건수 그리고 어떻게 파업을 보도하였는가를 확인할 수 있는 질적인 측면인 언론보도 논조를 선행요인으로 설정하고 이 요인들이 파업행위로 대표되는 파업지속기간과 파업참가자비율 그리고 파업활동의 수준인 파업규모[1]에 미치는 효과를 규명하였다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 가설

1. 언론과 파업에 관한 기존 연구

언론과 파업 간의 기존 선행연구를 탐색한 결과, 언론이 직접적으로 파업에 미치는 영향을 확인한 실증연구는 단 한 건에 불과하였다. Flynn(2000)은 파업에 대한 언론의 주목 자체가 노사 간의 교섭과정과 결과에 미치는 영향에 대하여 연구를 진행하였다. 저자는 특정 파업에 대한 언론의 주목(media attention)이 해당 파업의 지속기간에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보았다. 저자는 NEXIS 뉴스 데이터베이스를 이용하여 1980년부터 1991년까지 미국에서 발생한 파업 중에서 참가자 수가 1만 명 이상인 파업 90건을 수집하고, 각 파업이 시작하기 전 일주일간 해당 파업에 대해 보도한 언론보도 건수가 해당 파업의 지속기간에 미치는 영향을 확인하였다. 그 결과 파업 일주일 전의 언론의 주목, 즉 파업 시작 전 일주일간의 언론보도 건수가 50% 증가할 때 파업 기간은 18% 증가하는 것으로 나타났다. 저자는 이러한 결과에 대해서 노동조합 조합원들이 언론을 통해 대중들의 주목을 받게 되면 그들이

1) Shorter & Tilly(1974)는 파업은 각 파업마다 고유하고 복잡한 양상을 띠고 있으며, 파업이라는 현상 자체가 복잡다단하기 때문에 객관적으로 이해하고 실증적으로 파악하기 위해서는 파업 건수, 파업 참가자 수, 파업지속기간을 종합적으로 고려해야 한다고 설명하였다. 또한, 파업행위에 대한 개별적 분석과 함께 세 요소를 동시에 고려할 수 있는 3차원적 입체 구조화를 통해 종합적으로 파업에 접근함으로써 파업 활동의 수준(level of strike activity)을 확인할 수 있다고 주장한 바 있다.

파업 시작 전에 공언한 말과 행동에 대한 책임감 수준이 높아진다고 설명하였다. 따라서 언론을 통해 노동조합에 대한 주목 정도가 증가할수록 그들이 공언한 말과 행동의 철회 의사는 낮아지고, 단체행동에 대한 몰입과 함께 저항하려고 하는 의지가 높아지기 때문에 지속기간이 증가한다고 설명하였다.

2. 언론의 영향력

노사 간 단체교섭의 결렬과 갈등 혹은 의견의 불일치가 발생하면 노동조합은 집단적으로 노동력 제공을 거부하는 방식인 파업이라는 압박 수단을 사용한다. 파업은 노동조합이 사용자를 상대로 노동자들의 노동력 제공을 중단하는 형태로 발생하는 노동쟁의 활동이기 때문에 태업이나 사보타지 등과 같이 생산활동을 방해하는 행위보다 사용자에게 큰 영향을 줄 수 있다. 그러나 노사 간의 갈등으로 파업이 발생했을 때 일반 시민들에게 직접적으로 영향을 미친다. 가령 지하철 파업 발생 시 조합원들의 파업 참가로 인해 배차시간의 지연 등 발생하는 문제는 사용자가 아닌 오롯이 일반 시민들의 몫이다.

언론을 이러한 현상에 주목한다. 언론매체는 독자들의 주목을 끌기 위해, 노동문제에 대한 뉴스를 생산하고 보도할 때 노사 간의 극심한 갈등이나 파업, 시위 등에 대해 주로 보도하며 가시적인 사건에 주된 관심을 할애하고, 노사 간의 갈등이 발생한 경우 그 원인이나 동기에 대한 설명보다 두 집단의 대립으로 단순화시켜 사건을 극적으로 전환시켜서 보도한다(양정혜, 2001; Bruno, 2009). 따라서 파업 보도의 경우에도 파업의 원인에 대한 설명보다 파업 발생으로 인해 시민들이 겪게 될 불편이나 국가의 경제적 손실에 더 초점을 맞춘다. 갈등은 본능적으로 극적인 사건이기 때문에 언론매체는 독자들의 이목을 집중시키기 위해서 대중의 심리를 주도면밀하게 이용한다(Baukus, 1999).

따라서 파업의 주체인 노동조합은 언론에 민감할 수밖에 없다. 노사관계가 미치는 사회 전반의 효과를 고려한다면 노사관계의 이해관계자는 국민 모두로 볼 수 있기 때문이다. 노사관계에 대한 대중의 기대와 전반적인 정서는 노사관계에 중요한 투입요소라는 점을 고려할 때 노동조합이 파업의 돌입이나 진행과정에서 언론으로 인한 여론의 향배는 반드시 고려해야 하는 요인이 된다(김동배·오계택, 2008). 그리고 노동조합 또한 사회를 구성하는 한 일원으로서 대중들의 사회적 규범과 일치하는 의사결정과 정당한 실력행사는 사회적으로 용인되고 지지를 받을 수 있지만 그렇지 않을 경우에는 노동조합의 단체행동에 대한 사회적 정당성을 잃고 조직 존재 자체의 정당성마저 위협받게 된다(노병직·이준우, 2009). 따라서 언론을 통한 여론 향배는 노동조합의 존재나 단체행동에 있어서 중요한 요소로 볼 수 있다.

사회문제가 발생했을 때 언론은 일반 대중에게는 사건을 전달하고 현실을 이해하게 하는

창으로 그리고 사회문제 당사자에게는 그들의 상황이나 요구사항을 전달할 수 있는 도구로 작용한다. 사소한 문제라도 언론에 의해 사회적 이슈가 되기도 하고, 언론이 주목하지 않으면 중요한 문제라 하더라도 공론화되지 않는다(박기묵, 2015; McGraw & Ling, 2003). 뿐만 아니라 언론은 일부 특정 사건을 지속적으로 보도하고 강조하여 대중들에게 문제를 반복적으로 노출시켜서 문제해결이 가능한 공론의 장이 되기도 한다(Downs, 1972).

언론은 있는 그대로의 현실을 보여주지 않고 다양한 사회적 관계 속에서 만들어진 뉴스를 통해 현실을 재구성한다(장하용, 2011). 언론은 실제 사회와 대중이 인식하는 사회를 연결시켜주는 매개체로 작용하지만, 언론의 보도방식이나 태도에 따라서 뉴스 수용자들이 사회를 바라보는 시각은 달라질 수 있다. 프레임이론에 따르면 특정 사안에 대해 언론이 취한 입장과 보도방식은 뉴스 수용자인 대중들의 해석과 의견을 변화시킨다(이준웅, 2000/2001). 같은 내용의 뉴스라 하더라도 뉴스 미디어가 어떤 측면을 선택하고 부각시키느냐 또는 어떠한 전개방식을 취하느냐에 따라 수용자들의 인식과 평가 그리고 의견까지 달라질 수 있다. 게다가 어떻게 프레임을 설정하느냐에 따라 뉴스기사의 의미가 크게 인식되거나 사소한 뉴스로 전달될 수도 있다(Entman, 1991; Gamson, 1992; Iyenger, 1991).

언론매체는 특정 사건이나 이슈에 있어서 지배 세력의 입장을 우선적으로 전달하여 여론 지형을 더욱 공고히 할 수도 있고 사회적 열위에 있는 세력의 입장을 대변하여 문제의식을 사회문제로 부각시킬 수 있다. 가령, 두 조직 간의 정치적 갈등 문제가 있을 때 언론은 이를 대중뿐만 아니라 사회의 엘리트 계층에게도 갈등에 대한 정보와 사회운동에 대한 도덕적 이미지를 전달하기 때문에 언론을 통해 영향력이 확대된 메시지는 사회에 지배적인 담론으로 작용하여 지배 세력의 의사결정에 영향을 미치거나 정책적 변화를 가져오기도 한다(Jenkins, 1983). 결국, 언론의 프레임에 따라서 의사결정능력을 가진 참여자가 문제를 바라보는 인식 틀이 변하고 선호도의 변화에도 영향을 주며 결국 정책이나 의사결정에까지 영향을 미칠수 있다(박기묵, 2015).

3. 몰입상승이론(Escalating Commitment)

노동조합은 파업의 주체로서 파업 결과에 대한 불확실성을 떠안고 많은 비용을 감수하면서도 목표 달성을 위해 자원과 시간을 투자한다. 몰입상승이론은 부정적인 결과에 직면한 상황에서 개인이나 집단이 과거의 결정과 행동을 합리화하기 위해서 지속적으로 몰입과 투자를 실행하는 비합리적 행동패턴을 설명하는 이론이다(Brockner, 1992; Sleesman, Lennard, McNamara, & Conlon, 2018; Staw, 1976). 개인은 자신의 결정과 행동이 합리적인 선택이었다고 믿고 싶어 하는 경향이 있다. 따라서 자신의 판단에 근거해 지속해온 행

동을 중단하거나 기존의 의사결정 방향과 맞지 않는 행동을 하여 타인으로부터 자신의 선택이 틀렸다는 것을 보여주게 되는 상황을 회피하려고 한다. 자신의 결정이 옳았다는 것을 증명하기 위해 외부로부터 정당성을 확보하려고 하고(Fox & Staw, 1979), 일관성이 있는 행동을 유지하려는 방향으로 동기부여 된다(Staw, 1981). 그 결과 자신이 내린 첫 결정을 지속하기 위해서 시간과 자원을 계속 할애하게 되며 그 결과가 불투명하더라도 행동을 지속하는 비합리적 행동을 하게 되는 것이다. 몰입상승을 하게 되는 주된 기제는 자기 정당화(self-justification)로, 의사결정에 대한 부정적인 피드백을 받게 될 때 자신이 한 투자가 합리적인 판단에 의한 것이었으며 타당한 선택이었음을 외부를 향해 끊임없이 정당화하기 위한 목적으로 자원과 시간을 할애한다(Brockner & Rubin, 1985).

특히 노동조합의 조직적 차원에서의 몰입상승은 개인의 경우보다 더 강력하게 작용할 수 있다. Salancik(1977)은 번복 불가능성(Irrevocability)과 공식성(Publicity)이 몰입상승을 높이는데 기여한다고 설명하였다. 첫째, 노동조합은 일종의 이념적 조직이기 때문에 조직 차원의 결정과 주장에 대한 번복이 어렵다. 파업을 시작하게 되면 매 과정에 대한 정당성과 타당성이 있어야 하며 파업을 종료할 때에도 명분이 있는 출구전략이 필요하다. 둘째, 노동조합이 주체가 되는 파업은 갈등을 전제로 한 가시적 사건이기 때문에 언론의 주목도가 높다. 기업 뿐만 아니라 국가 수준의 경제에 직접적 영향을 미치는 요인이기 때문에 기사화되어 사회적으로 공론화될 가능성이 높다. 따라서 파업의 시작과 진행이 언론매체를 통해 대중에게 전달되면 그들의 단체행동의 공식화가 이루어지는 것이다. 이처럼 파업은 번복 불가능성(Irrevocability)과 공식성(Publicity) 수준이 높기 때문에 노동조합의 몰입상승 여지는 매우 크다.

그리고 노동자들을 대표하는 조직이라는 노동조합의 특성은 몰입상승을 높이는데 기여할 수 있다. 노동조합은 노동자가 주체가 되어 근로조건의 유지 및 개선, 그리고 경제 및 사회적 지위 향상을 위해 자주적으로 결사한 조직이기 때문에 구성원들의 대표성을 높이는 것이 노동조합의 존재 의미가 된다. 따라서 다른 조직들보다도 다양한 개인들의 견해를 취합하고 그 차이를 해결하기 위한 집단수준의 논의과정이 더 중요한 의미를 갖게 된다. 따라서 민주적 절차나 논의과정에 대해 우선가치를 두는 조직적 특징은 의사결정 과정에서 결론을 내리는 데까지 많은 시간을 필요로 한다. 따라서 구성원 간 일치를 더디게 한다는 측면에서 몰입상승을 높이는 데 기여할 수 있다(Keil & Mahring, 2010).

4. 자원동원이론과 구성주의적 접근

(1) 자원동원이론

자원동원이론(Resource Mobilization Theory)은 사회운동의 시작과 성공이 사회운동의 주체가 되는 사회운동조직, 사회운동조직이 동원하는 자원, 그리고 그 자원을 관리하는 조직의 역량으로 설명된다는 이론이다(McCarthy & Zald, 1977). 자원동원이론에서 강조하는 것은 무엇보다도 사회운동조직과 조직이 동원하는 자원이다(Gurr, 1970; McCarthy & Zald, 1977; Smelser, 1963; Turner & Killian, 1972). 자원동원이론에서 사회운동은 조직과 조직이 동원하는 자원, 개인의 참여로 대표되는 인적자원 그리고 단체행동이 가능한 기회가 있을 때 비로소 발생한다(Jenkins, 1983).

자원동원이론에서 사회운동의 전개는 조직과 조직이 동원하는 자원에 달려 있지만, 자원동원이론에서 자원에 대한 개념 정의는 명확하지 않다. Oberschall(1973)은 자원이 형태의 여부와 관계없이 모든 종류를 망라한다고 하였고, McCarthy & Zald(1977)은 자원에 대해서 구체적인 정의 없이 정당성, 돈, 시설 그리고 노동력이 포함될 수 있다고 언급한 수준에 그쳤다. 자원동원이론에서 자원에 대한 설명과 정의가 충분하지 않다는 것은 자원동원이론 학자들이 전반적으로 동의하는 사실이지만 그럼에도 불구하고 자원동원이론을 연구한 학자들은 자원에 대한 정의와 분류를 체계화시키기 위해 노력하였으며 그중 일부는 〈표 1〉에 정리하였다.

자원동원이론 측면에서 자원을 체계적으로 분류한 대표적인 연구는 Cress & Snow(1996)과 Levesque & Murray(2010)를 확인할 수 있다. Cress & Snow(1996)는 15개 홈리스(Homeless) 사회운동조직을 대상으로 한 사례연구를 통해 자원에 대한 분류체계를 형성하였다. 저자들은 자원을 크게 네 가지인 도덕자원, 물적자원, 정보자원, 인력자원으로 분류하였다. 이 중 도덕자원은 사회운동조직의 목표와 행동에 대한 외부의 지지와 인정으로 정의되는데 이는 공감지원(Sympathetic support)과 연대지원(Solidaristic support)으로 나눌 수 있다. 공감지원은 사회운동조직의 목표와 활동에 대한 외부의 인정과 지원을 의미하며 연대지원은 단체행동에 대한 외부 조직의 참여를 의미한다. Cress & Snow(1996)는 도덕자원의 중요성에 대해 대중으로부터 사회운동조직의 목표와 활동에 대한 정당성을 확보하는 것은 물론이고 외부에서 비롯되는 사회운동조직에 대한 인정과 지원에 있다고 설명했다.

〈표 1〉 자원의 정의 및 분류

연구자	자원의 정의 및 분류	
Oberschall(1973)	정의	물질적 자원부터 비물질적 자원(권위, 도덕적 책임감, 신념, 우정, 능력 등)
Tilly(1978)	정의	공동의 이익을 위한 행동에 유익한 모든 것(토지, 노동, 자본, 기술 전문성 등)
McCarthy & Zald(1977)	분류	정당성, 돈, 시설, 노동 등
Freeman(1979)	분류	유형자원: 돈, 시설, 통신수단 무형자원: 사회운동의 중심이 되는 인적자원
Jenkins(1982)	분류	권력자원: 목표가 되는 행동을 관리하기 위해 필요한 모든 수단 동원자원: 권력자원 동원에 사용되는 시설이나 기반
Cress & Snow(1996)	분류	도덕자원: 사회운동조직(SMOs)의 목표와 행동에 대한 외부의 지지와 인정 물적자원: 사회운동조직(SMOs)에서 동원하는 물적 요소들과 서비스 정보자원: 조직의 유지와 동원에 사용되는 지식자본 인력자원: 사회운동조직에 필요한 자원, 시간, 에너지 등을 제공하는 사람들
McCarthy & Zald(2001)	분류	물적자원: 돈, 노동, 시설 외부자원: 도덕적 정당성
Levesque & Murray(2010)	분류	조직연대자원: 조합원들의 일체감, 민주적 대의체계와 조합원의 참여 연결망자원: 외부 연대 연결망의 다양성과 밀도 담론자원: 사회운동의 정체성과 이해(interest)를 동기로 전환시킬 수 있는 저변의 가치와 이해(understanding), 이야기 구성 그리고 이데올로기 인프라자원: 물적자원과 인적 조직자원을 포괄하며 조직운영의 절차, 관행, 정책, 프로그램도 포함됨
김민경·문성진(2016)	분류	물적자원과 비물적자원으로 구분하거나 내부유용자원과 외부유입자원으로 구분 물적자원: 재정자본, 기술자본, 인적자원 비물적자원: 정보, 인적네트워크, 협력파트너십, 사회적 합법성, 문화자본, 사회자본 내부유용자원: 행위주체가 자체적으로 보유하고 있는 자원 외부유입자원: 타인이나 외부조직으로부터 동원할 수 있는 자원

그리고 Levesque & Murray(2010)은 노조의 자원과 자원을 이용하는 전략적 능력이 노조의 역량을 구성한다고 설명하면서 상호간의 유기적 연계성을 강조하였다. 다시 말해 노조가 가지고 있는 보유자원은 전략적 능력을 발휘하는 정도에 따라 자원의 강화나 약화가 결정되며 반대로 노조가 얼마나 자원을 가지고 있는지에 따라 전략적 능력 행사에도 영향을 미친다고 설명하였다. 본 연구는 노조의 자원 측면을 보고자 하기 때문에 Levesque & Murray(2010)가 말한 전략적 능력에 대한 부분은 차치하고 자원에만 한정하고자 한다. Levesque & Murray(2010)는 노조의 자원은 크게 네 가지로 조직연대자원, 연결망자원, 담론자원, 인프라자원으로 구성되는데, 그중에서도 담론자원은 사회운동의 정체성과 이해를 동기로 전환시킬 수 있는 공유 가치, 이해(understanding), 이야기 그리고 이데올로기로 한정되며 상황이나 맥락에 맞게 동원할 수 있는 해석적 활동 프레임요소로 볼 수 있다. 다시 말해 대중들에게 현재 상황을 전달하는 데 있어서 그에 대한 명분과 정당성을 과시하고 대중을 설득하여 사회운동의 효능감을 조성하게 하는 자원을 의미한다. 이병훈(2016)은

Levesque & Murray(2010)의 자원 체계 틀을 이용하여 박근혜 정부 시기 노동개혁 국면에서 한국노총과 민주노총의 노조운동을 다음과 같이 분석하였다. 한국노총과 민주노총이 정부 주도의 노동유연화 정책을 저지하고 노동자들의 고용안정성을 강화하는 방식으로 진보적인 노동개혁을 성공적으로 이루지 못한 것은 양대 노총이 대중적 공감이나 지지를 이끌어낼 수 있는 대중들의 담론자원을 충분히 활용하지 못했기 때문이라고 설명하였다.

파업의 이해관계자는 노동조합과 사용자뿐만 아니라 사회를 구성하는 전 시민이 해당된다. 따라서 파업을 실시하고 그 성과를 거두기 위해서는 파업의 정당성과 명분을 확보하는 것이 그 무엇보다도 중요하다. 그 정당성과 명분은 파업에 대한 언론보도를 자원으로 이용할 수 있을 때 가능하다. 그러나 만약 노동조합의 결정으로 파업이 실시된다고 하더라도 파업에 대한 언론의 비판이 계속되고 언론보도의 논조가 부정적이라면 파업에 대한 외부적 지지나 공감을 얻을 수 없다. 결국, 노동조합은 잠재적인 외부자원을 얻지 못하고 단체행동에 필요한 동력을 상실할 수 있다.

(2) 구성주의적 관점

구성주의적 관점에서 사회운동은 사회심리학적 접근 방법을 통해 집단행동 참여자들의 심리적 불만, 동기, 구조적 긴장 등에 중점을 둔다. 사회운동의 발생은 사람들이 공동의 불만을 느끼고 집단적으로 행동함으로써 그 문제를 개선할 수 있다는 효능감을 가질 때 가능하다(McAdam, McCarthy, & Zald, 1996). 또한, 구성주의적 관점에서의 사회운동은 행위자들이 참여 및 비참여의 의미를 창출하고, 의사소통하고, 협상하고, 그리고 결정을 내리는 일련의 과정으로 설명되며 사회운동 전개에 있어서 그들의 불만과 갈등을 하나의 집단적 정체성으로 정의하고 목표를 공유한다는 특징을 갖는다(김영기, 2003).

구성주의적 관점의 주요한 특징은 집단행동 참여자들의 동기와 그들을 둘러싼 구조적 맥락에 초점을 둔다는 것이다. 사회운동 참여자들 또는 잠재적 참여자들은 외부에서 자신과 지지자들을 어떻게 인지하는지에 관심을 기울이며, 집단적 정체성의 사회적 구성과 그들을 둘러싼 사회적 맥락 등에 주목한다. 이 때 사회적 맥락은 개인이 속한 비공식적 연결망(가족, 친구, 지역 커뮤니티 등)을 기반으로 한 일상생활의 상호작용을 포함하기 때문에, 고립된 개인이 아닌 사회적 일원으로서 경험하게 되는 상징적 지지 또는 반대의 형성 등이 사회적 맥락을 형성하는데 주요한 역할을 하게 된다(Mueller, 1992).

구성주의적 관점에서 사회적 상호작용을 중요시하는 이유는 개인이 사회적 의미체계에 배태된 행위자이기 때문이다. 개인은 홀로 존재할 수 없고 다양한 네트워크에 중첩되어 있으며 끊임없이 타인들과 상호작용하기 때문에 사회운동 주체가 되는 집단을 둘러싼 담론에

대해 의미를 부여하고 맥락에 기반한 해석의 과정을 거치게 된다(정이환, 2000; Mueller, 1992; Klandermans, 1992).

(3) 자원동원이론과 구성주의적 관점의 통합

1970년대 이후 사회운동이론에서 자원동원이론이 지배적 패러다임을 유지하고 있었다는 것에 대한 반론은 없지만, 다음과 같은 한계점이 있다. 자원동원이론은 사회운동에서 갖는 불만의 중요성을 간과한 측면이 있다. McCarthy & Zald(1977)은 개인이 갖는 불만이나 상대적 박탈감은 언제 어디서나 존재하는 것이며 심지어 노동조합과 같은 운동조직이나 간부에 의해 얼마든지 불만은 창조되거나 재정의되고, 심지어는 조종될 수도 있다고 보았다. 따라서 자원동원이론에서는 운동조직, 동원 자원, 정치 및 사회적 기회 구조 등이 있을 때 단체행동이 발생하는 것으로 보았기 때문에(Jenkins, 1983), 불만이 사회운동 촉발 및 전개를 좌우할 수 있는 요인은 되지 못한다는 전제가 바탕에 존재한다. 그러나 불만의 중요성을 간과한 것을 비판하는 일부 학자들은 사회운동의 발생은 오랫동안 축적된 불만이 새로운 자원과 결합할 때 비로소 발생한다는 것을 경험적으로 설명할 수 있다고 주장하며 사회운동에서 불만이 갖는 중요성을 강조해왔다(Buechler, 1997).

둘째, 개인이 왜 사회운동에 참여하는가에 대한 설명이 부족하다. 자원동원이론 관점에서 개인은 합리적 존재이기 때문에 집합재만으로는 개인이 사회운동에 참여하는 충분한 유인이 되지 못하며 참여자에 대한 선택적 유인이 존재해야 가능하다고 설명하고 있다(Olson, 1965). 그러나 경험적으로 볼 때 파업에 참여하는 사람들 모두가 항상 개인들의 선택적 유인만을 위해서 파업에 동참하거나 지속하는 것은 아니다. 게다가 개인이 파업에 참여하는 비용이 기대되는 혜택보다 크더라도 참여하는 경우가 있으며, 개인적인 불이익을 감수하면서 집합재를 확보하기 위해 투쟁하는 경우 등 합리적 개인의 선택이라고 볼 수 없는 경우를 볼 수 있다. 이러한 상황이 목격되는 이유는 인간이 합리적 존재로서 개인의 효용만 추구하는 고립된 존재가 아니라 사회적 의미체계 내에 배태된 존재이기 때문이다(Ferree, 1992; Mueller, 1992). 이와 같은 현상은 사회운동에 있어서 개인의 참여 및 비참여를 합리적 선택의 결과로 설명하는 데 한계가 있다. 따라서 정이환(2000)은 사회적으로 배태된 개인이 어떤 의미구성을 통해 참여 및 비참여를 하게 되는가에 대한 과정을 설명할 수 있어야 한다고 지적한 바 있다.

이러한 자원동원이론의 한계 때문에 사회운동을 구조 및 조직적 관점에서 설명하는 자원동원이론과 행위적 관점의 구성주의적 관점과의 통합이 필요하다는 주장이 제기되어 왔다(임희섭, 1999; 정이환, 2000; 정철희, 1995; Cohen & Arato, 1992; Klandermans,

1988). 앞서 살펴본 것처럼 자원동원이론은 사회운동조직의 객체적, 도구적 요소만을 강조한 반면, 구성주의적 관점은 집단행동을 둘러싼 구조적 맥락과 그에 대한 의미부여 및 해석의 측면을 강조하고 동원의 상징적 특징을 고려하면서 집단행동 참여자들의 동기에 초점을 갖는다. 따라서 집단행동과 같은 사회운동의 행위들이 구조적이고 전략적이면서 동시에 사회적 관계 속에서 끊임없이 의사소통하고 문화적인 측면을 가지고 있다는 것을 고려해야 한다(정이환, 2000; 정철희, 1995).

자원동원이론과 구성주의적 관점을 통합한 시각에서 사회운동을 분석한 대표적 연구는 Gamson & Modigliani(1989)의 연구로 사회운동의 동원과정에서 대중매체의 중요성을 강조하였다. 저자들은 담론이 여론을 형성하는 것이 아니라, 개인들이 의미를 구성하는데 일부가 된다고 주장하였다(Gamson & Modigliani, 1989). 사회운동은 매체를 통해 쟁점과 주제에 관해 여러 이념적 주장들(Ideological packages)에 의해 지지받고, 사회운동조직은 이와 같은 외부 담론과 사회적 맥락 등을 상징자원으로 동원하게 된다. 이와 같은 일련의 과정을 통해 행위자들은 참여 또는 비참여의 의미를 구성해 나간다고 설명하였다.

본 연구는 언론보도가 파업행위에 미치는 영향을 확인하기 위해서 다음과 같은 이론적 관점을 바탕으로 한다. 먼저 언론보도 건수가 파업행위에 미치는 영향은 몰입상승이론을 적용한다. 언론에서의 주목이 조직 차원의 몰입상승을 촉진시켜 시간과 자원을 계속적으로 할애하게 하는 조직적 맥락이 될 수 있기 때문이다(Slessman et al., 2018). 그리고 언론보도 논조의 효과는 프레임이론, 자원동원이론과 구성주의적 접근방식을 적용한다. 뉴스기사의 논조는 곧 언론매체가 생산하는 기사의 보도방식과 태도를 의미하므로, 논조의 향배에 따라 뉴스 수용자의 인식이 달라질 수 있다(이준웅, 2001). 그리고 자원동원이론 관점에 따르면 파업이나 파업 주체가 되는 노동조합에 우호적으로 보도되는 뉴스 기사들은 노동조합의 단체행동에 명분을 제공함으로써 파업의 동력을 형성하는데 동원되는 외부자원으로 활용될 수 있다. 동시에 노동조합 내부의 구성원들은 사회적으로 배태된 행위자로서 그들을 둘러싼 사회적 맥락을 해석하고(정이환, 2000), 단체행동에의 참여 및 비참여를 구분하기 때문이다.

5. 언론보도와 파업행위

(1) 언론보도 건수와 파업행위

파업에 대한 보도가 많이 이루어진다는 것은 파업과 그 주체인 노동조합에 대한 사회적 주목이 커지는 것을 의미한다. 많은 양의 뉴스 기사가 보도되면 파업 중인 노동조합에게는 자신들의 영향력이 확대되고 있다는 것을 확신하는 계기로 작용할 수 있게 때문에 파업을

밀어붙이는 동력이 증가할 수 있다. 갈등 상황에서 언론은 집단행동을 보도하면서 동원, 검증, 범위 확장의 역할을 한다(Vliegenthart & Walgrave, 2012). 갈등 상황을 이해관계자(constituency)에게 전달하여 직접적으로 사람을 참여시키거나 재정적 지원을 독려함으로써 동원의 역할을, 언론의 직접적 주목을 통해 집단행동이 영향력 있는 주체의 의미 있는 행동임을 증명함으로써 검증의 역할을, 마지막으로 집단행동 행위자가 상대방에게 가하는 영향력을 강화하여 범위 확장의 역할을 하게 된다.

언론의 주목은 개인이나 조직의 몰입상승 수준을 높이는 조직적 맥락으로도 작용한다. 언론은 신속하게 사회적 담론을 구성하고 유지하기 때문에 의사결정을 하는 사람으로 하여금 몰입의 상승을 하게 만드는 자극(cues)으로 작용(Slessman et al., 2018)하고, 파업의 의사결정과 행위를 공개적으로 표면화시킨다는 점에서 몰입상승을 촉진하는 요인으로 작용한다(Salancik, 1977). 의사결정권자는 자신의 의사결정이 틀리지 않았음을 외부적으로 정당화하기 위한 방향으로 동기부여가 되는데(Staw, 1981), 그 과정에서 언론이 주목하게 되면 자신의 결정이 틀리지 않았으며 타당한 행동이라는 것을 언론매체를 통해 공식적으로 확인할 수 있는 계기로 되기 때문에 더욱 더 그 행동에 몰입하게 된다.

노동조합은 노동자들의 경제적 및 사회적 지위향상을 목표로 하는 자발적 결사체인 동시에 내부적으로는 다양한 의견그룹 간의 갈등을 내포하고 있는 정치적 조직이기도 하다(진숙경, 2008). 집단적 대변(collective voice) 행위로써 파업이 구성원들의 단결을 통해 노동자들의 경제적, 사회적 지위향상 등의 목적을 달성하고자 전개한 파업이기 때문에 적정한 보상이 이루어지지 않으면 파업 활동을 중단하기 어렵다. 뿐만 아니라 경우에 따라서 파업은 정파들의 영향력을 과시하고 차기 선거를 위해 준비하는 수단으로 이용되기도 한다. 따라서 정치적 행동 수단의 연장선에서 발생한 파업은 정치적 이해관계 목적을 지니며 정파 간 체면의 문제가 발생할 수 있게 때문에 의사결정의 번복 불가능성(irrevocability)이 높다. 이와 같은 노동조합의 조직적 특징과 파업 수단이 갖는 다양한 의미는 조직의 몰입상승을 높이는 요인으로 작용할 수 있다(Salancik, 1977).

이러한 상황에서 파업과 노동조합에 대한 언론보도 건수가 많아질수록 사용자에 대한 영향력이 강화되어 파업 동력이 증가하고, 노동조합의 몰입상승 효과로 인해 추가적인 시간과 자원의 투자가 이어져서 파업의 지속기간이 길어질 것으로 예상된다.

가설 1. 파업에 대한 언론보도건수가 많을수록 해당 파업의 지속기간은 증가할 것이다.

파업에 대한 언론보도 건수가 증가할수록 노동조합의 몰입상승에 필요한 자기 정당화수준 또한 높아진다. 언론보도 건수의 증가는 노동조합이 그들의 판단과 의사결정이 틀리지

않았다는 것을 증명해주는 외부적 맥락으로 작용하게 된다. 외부에서 부여한 집단행동에 대한 정당성은 집단행동에의 참여 유인으로 작용하며(Vliegenthart & Walgrave, 2012), 단체행동에 할애되는 시간과 물적 자원의 투자 수준을 높일 수 있다.

1960년대 미국민주학생연합(SDS) 시위 사례는 언론의 주목이 집단행동 참여에 미치는 효과를 보여준다. 학생들의 시위가 지속되자 언론의 보도량이 증가하였으며 이와 동시에 보도내용과는 무관하게 언론에서 주목하고 있다는 사실은 학생들이 사회운동에 참여하는데 동기를 부여하는 효과로 작용하였다(Gitlin, 2003). 이같이 언론보도 건수의 증가는 조합원들이 그들의 행동이 옳은 것이며 참여에 대한 정당성을 외부로부터 확보할 수 있는 계기로 작용할 것이다. 따라서 언론보도 건수가 많아질수록 조합원 수 대비 파업에 참여하는 사람들의 수는 증가할 것으로 예상된다.

가설 2. 파업에 대한 언론보도건수가 많을수록 해당 파업의 참가자비율은 증가할 것이다.

언론보도 건수의 증가는 노동조합의 단체 행동에 대한 영향력을 부여함으로써 범위를 확장하고, 노동조합의 몰입상승을 높여서 지속해오던 파업 참여행동과 시간의 투자를 더 높이게 될 것이다. 따라서 파업규모에 대한 가설은 다음과 같다.

파업규모는 파업활동의 수준(level of strike activity)으로 파업 건수, 파업참가자 수, 파업지속일수 세 요소의 3차원적 입체 구조화를 통해 확인할 수 있다(Shorter & Tilly, 1974). 그러나 본 연구는 개별 파업을 대상으로 하기 때문에 파업참가자 수와 파업지속일수의 곱으로 파업규모를 산정하였다.

가설 3. 파업에 대한 언론보도 건수가 많을수록 해당 파업규모는 증가할 것이다.

(2) 언론보도 논조와 파업행위

파업에 대한 긍정적 논조의 언론보도는 파업에 대한 명분과 정당성을 제공한다. 프레임이론에 따르면 특정 사안에 대한 언론의 보도방식이 뉴스 수용자가 해당 사건에 대해 인식하고 이해하는 방식에 영향을 미치기 때문에(이준웅, 2001), 우호적인 언론보도는 뉴스 수용자로 하여금 파업에 대해 지지하고 공감할 수 있게 한다. 가령, 한 파업에 대해서 노동조합을 지지하거나 파업의 명분이 유의미하다는 프레임으로 뉴스 기사가 보도되면 대중들은 그 파업이 노동자들의 권리 개선을 위한 필요한 과정이며 사회적으로 불편을 야기하더라도 대의를 위해 감내할 수 있는 사안이라는 집단적 인식이 이루어질 수 있다.

따라서 뉴스 기사의 프레임으로 형성된 우호적 담론은 노동조합이 사용자와의 힘겨루기 과정에서 동원할 수 있는 외부자원이 될 수 있다. 노동조합이 사용자의 태도와 여론 등의 향배와 같은 외부적 맥락을 바탕으로 조합원들의 결속과 일체감과 같은 조직연대자원 등을 활용하여 요구조건을 달성할 때까지 파업을 전개하는 일련의 과정은 조직이 동원할 수 있는 자원과 그리고 자원을 활용하는 조직의 역량에 의존하는 집단행동이라는 점에서 자원동원 이론 관점에 근거한다(Levesque & Murray, 2010; McCarthy & Zald, 1977).

노동조합이나 파업에 대한 우호적인 언론보도 내용은 노동조합이 집단을 조직화하고 파업을 지속하는데 활용할 수 있는 외부자원이 될 수 있다. 파업에 대한 언론보도의 긍정적이고 우호적인 논조는 노동조합에 대한 외부로부터의 지지나 인정으로 정의되는 도덕자원(Cress & Snow, 1996), 파업을 둘러싼 상황이나 맥락에 맞게 동원할 수 있는 해석적 활동 프레임 요소로써 담론자원(Levesque & Murray, 2010), 노동조합에 대한 외부로부터의 지지와 연대로써 집단행동을 전개하는 데 있어서 직접적으로 작용하는 상징자원(Dixon & Martin, 2012)이 될 수 있기 때문이다.

노동조합이 동원하는 자원은 두 가지 측면에서 작용할 수 있다. 첫째, 언론이 사회적 행위자로서 해당 파업의 필요성과 단체행동의 정당성을 부여한 것이 된다. 개별 기사는 기사를 작성한 언론인 개인의 의견이 아니다. 뉴스 기사에 사실과 기자의 의견이 간혹 혼재할 수 있으나, 뉴스는 언론인의 개인 차원을 넘어 조직과 사회의 이데올로기적 단계를 거친 결과물로 보아야 한다(Shoemaker & Reese, 1991). 따라서 언론보도의 논조가 노동조합에 우호적이거나 파업에 지지하는 태도를 견지하고 있다면, 사회적으로도 노동조합과 그들 행위에 대한 적합성을 인정받았다고 볼 수 있다. 따라서 언론보도의 논조가 긍정적이라면 파업이 발생하여 사회나 시민들에게 불편을 끼치더라도 노동조합의 교섭력을 저해하기보다는 오히려 사용자의 교섭력을 약화시키는 요인으로 작용할 수 있다. 노동조합에 대해 우호적인 논조의 언론보도는 사용자에게는 사회적 압력으로 작용할 수 있기 때문이다.

둘째, 뉴스기사를 생산하는 행위자들은 사회 엘리트 계층으로 주로 기자, 사설주간, 교수, 각 분야의 전문가들로 구성된다. 이들은 주로 기존의 사회질서를 유지하고 옹호하는 의미를 체계적으로 생산한다(양정혜, 2001). 그러나 이와 같은 행위자들이 특정 파업에 대해 우호적인 논조로 보도하였다는 것 자체가 사회 엘리트 계층으로부터 해당 파업에 대한 명분과 정당성을 인정한 것으로 볼 수 있다. 따라서 파업에 긍정적인 논조의 사회적 의사결정권을 가진 지배계층으로부터 집단행동의 명분과 정당성을 확보하는 데 기여하기 때문에 노동조합의 교섭력을 증가시킨다.

이와 같이 언론이라는 사회적 행위자로부터 집단행동에 대한 정당성과 명분을 확보한 상황은 사용자에 대응하는 노동조합의 교섭력을 확대시킬 수 있다. 노사 간의 갈등 상황에서

노동조합의 교섭력 증가는 파업의 기간을 늘리는 효과로 이어진다(Budd, 1996). 따라서 언론에서 보도되는 긍정적인 논조의 기사들은 단체행동을 통해 사용자에게 노동조합의 요구사항을 관철하는데 노동조합이 활용할 수 있는 동력으로 작용하며, 파업을 전개하고 지속하는데 효과적으로 기여할 수 있을 것이다. 언론보도 논조와 파업지속기간 간의 가설은 다음과 같다.

가설 4. 파업에 대한 언론보도 논조가 긍정적일수록 해당 파업의 지속기간은 증가할 것이다.

노동조합과 파업에 대해 긍정적인 논조의 언론보도가 이루어질수록 참가자들은 그들에게 유리한 방식으로 집단적 의미를 형성하고 행동으로 이어진다. 언론보도는 특정 쟁점을 어떻게 다루는지, 어떤 담론에 대해 보다 호의적인지 등에 있어서 선택적인 입장을 취할 수 있다는 특징을 가지고 있다. 구성주의적 관점에서 언론보도의 이와 같은 특징은 사회적 맥락을 구성하는데 기여한다(임희섭, 1999). 언론을 통해 형성된 맥락은 구성원들이 집단적 의미를 형성하는데 크게 영향을 미칠 수 있다(Klandermans, 1992).

Klandermans(1984)는 집단적 의미형성이 어떠한 과정을 통해 행동으로 이어지는가에 대해서 다음과 같이 설명하였다. 첫째, 다른 사람도 참여할 것이며, 둘째, 자신의 참여가 성공 가능성을 높일 것이며, 셋째, 많은 사람이 참여하면 성공 가능성이 높아질 것이라는 기대가 있으면 사람들은 집합재를 얻기 위한 행동에 참여할 것이라고 주장하였다. Klandermans(1992)는 이와 같은 집단적 의미형성이 매스미디어 등의 사회적 맥락에 의해서 영향을 받게 될 때에는 오히려 노동조합과 같은 운동조직의 영향력은 적다고 주장하였다. 따라서 집단행동의 효율성과 정당화에 대한 신념을 증폭시키는 우호적 언론보도는 노동조합원들에게 집단행동의 필요성과 정당성을 제공하여 참여를 촉진하고 유지하는 데 중요하게 작용할 수 있다(김경미, 2006). 종합하여, 파업 참여를 통해 문제해결이 가능할 것이라는 신념과 노동조합의 행동이 타당함을 확인할 수 있게 하는 우호적 맥락은 노동조합원들에게 집단적 의미형성을 가능하게 하여 파업에의 참여를 촉진할 것으로 예상된다.

가설 5. 파업에 대한 언론보도 논조가 긍정적일수록 해당 파업의 참가자비율은 증가할 것이다.

파업에 대한 언론보도 논조가 긍정적일수록 자원동원이론에 근거한 지속기간에의 긍정적 효과와 더불어 구성주의적 접근방식에서 설명되는 집단적 의미형성을 통한 파업 참여의 증

가는 파업의 규모를 확대할 것으로 기대된다.

가설 6. 파업에 대한 언론보도 논조가 긍정적일수록 해당 파업의 규모는 증가할 것이다.

Ⅲ. 자료 및 변수

1. 자료 수집 및 표본

본 연구를 위해서 2005년 1월 1일부터 2018년 12월 31일까지 해당 기간 내에 시작 및 종결된 파업 사건을 조사하였다. 매년 발생하는 파업 건수는 통계청 공식 자료를 통해 확인이 가능하지만, 어떤 사업장 또는 기업체에서 파업이 실시되었는지에 대한 정보는 파업정보 비공개 방침으로 접근이 불가능하였다. 따라서 본 연구를 위해서 네이버 뉴스 검색을 통해 해당 기간 동안 보도된 파업 사건 중 연구자가 선정한 11개 언론사에서 최소 한 건이라도 보도된 파업 사건 151건을 확보하였다. 그리고 각 파업의 언론보도를 통해 전체 조합원 수, 파업참가자 수와 파업기간을 확인하였고, 언론보도를 통한 정보 수집이 충분하지 않은 경우에는 파업 주체인 노동조합의 홈페이지 및 노보 등을 참고하였다.

본 연구의 독립변수는 한 파업이 보도되었을 때 보도된 언론보도들의 평균 논조이기 때문에 어느 언론매체를 선정하느냐에 따라 평균 논조가 달라질 수 있다. 따라서 객관적인 언론보도 논조를 확인하기 위해 사회 통념상 주요 매체로 여겨지는 방송 3사인 SBS, KBS, MBC, 그리고 종합일간지 조선일보, 중앙일보, 동아일보, 한겨레, 경향신문과 함께 경제전문 일간지인 한국경제, 매일경제, 그리고 노동전문일간지 매일노동뉴스 총 11개 언론사를 최종적으로 선정하였다.

개별 파업에 대한 뉴스기사 검색은 네이버뉴스와 조선일보 홈페이지, 중앙일보 홈페이지를 이용하였다. 본 연구의 자료 수집일 기준으로 조선일보는 2017년 7월 22일부터, 중앙일보는 2017년 1월 22일부터의 뉴스만 네이버 뉴스를 통해 제공하고 있었기 때문에 그 이전 시점의 파업사건 뉴스에 대해서는 해당 언론사의 홈페이지에서 직접 검색하였다. 조선일보와 중앙일보를 제외한 나머지 9개 언론매체에서 보도한 파업 뉴스는 네이버뉴스를 이용하여 검색하였다.

기사 수집을 위해 입력 키워드는 파업 주체가 되는 기업 노조명과 '파업'을 함께 입력하였다. 예를 들어 현대자동차 파업의 경우 '현대자동차, 파업' 또는 '현대차, 파업'을 입력하였으며 해당 파업시작 7일 전부터 파업 종결일자(노동조합 현장 복귀일자)까지 해당 기간 동

안 보도된 뉴스 기사들을 수집하였다. 그 결과 151건의 파업에 대해 총 14593개의 뉴스 기사를 수집하였다.

2. 변수의 조작적 정의 및 특성

(1) 변수의 측정방법 및 정의

본 연구에서 사용된 분석 변수들의 측정방법 및 정의는 〈표 2〉에서 제시하고 있다.

〈표 2〉 분석 변수들의 측정방법 및 정의

변수 종류	변수 이름	대리변수	변수 정의 및 측정방법
독립변수	언론보도	언론보도 건수 (파업시작 7일 전 ~ 파업 종결일)	Log(한 파업에 대한 전체 언론보도 건수)
		언론보도 논조 (파업시작 7일 전 ~ 파업 종결일)	한 파업에 대한 전체 언론보도 논조 평균
종속변수	파업행위	파업지속기간	Log(파업지속일수)
		파업참가자비율	(일 평균 파업참가자수/전체 조합원수)X100
	파업규모	파업활동 수준	Log(파업지속일수X파업참가자수)
통제변수	비정규직	파업 주체 노동조합이 비정규직 노동조합=1, 정규직 노동조합=0	
	민주노총	상급단체가 민주노총 =1, 그 외 또는 미가입 노조=0	
	공공기관	공공기관 노조 =1, 민간기업 노조=0	
	선거 3개월 전	파업시작시점이 대선, 총선 또는 지방선거 시작 3개월 전 기간에 해당 =1, 해당하지 않음 =0	
	산별노조	산별노조 =1, 기업별 노조=0	
	사측의 고소/고발	파업기간 동안 사측의 고소 및 고발이 있었음=1, 없었음=0	
	직장폐쇄	파업기간 동안 사측의 직장폐쇄 조치가 있었음=1, 없었음=0	
	실업률	파업 시작 시점의 해당년도 실업률	

1) 독립변수

본 연구의 독립변수는 한 파업이 발생하였을 때 보도된 언론보도 건수와 각 개별 파업에 대한 언론보도의 논조이다. 언론보도 건수는 11개의 언론사에서 보도한 모든 뉴스기사 건수의 총합을 자연로그값으로 변환하여 측정하였다.

언론보도의 논조는 파업을 보도한 뉴스 기사를 대상으로 내용분석 방법을 실시하였다. 내용분석 방법이란 일련의 절차를 사용하여 텍스트로부터 타당한 추론을 내리는 방법을 의미한다(Weber, 1990). 추론은 메시지 그 자체에 대한 추론, 메시지의 발신자에 대한 추론 또

는 메시지를 바탕으로 하여 메시지를 받게 되는 수용자에 대한 추론을 의미하기 때문에(윤영민, 2019), 본 연구의 가설을 검증하기 위한 방법으로 적합하다고 판단하였다. 2명의 노사관계 전공 대학원생 코더가 내용 분석을 실시하였으며, 본격적인 분석에 앞서 수차례에 걸친 연습 코딩을 실시하였다. 2명의 코더 간 신뢰성을 검증하기 위해 신뢰성 검증절차(intercoder reliability test)를 실시한 결과, Krippendorff 신뢰도 값은 0.72[2]로, 코더 간 일치 정도가 적절한 수준임을 확인할 수 있었다.

파업에 관한 뉴스 기사를 내용 분석하여 논조를 판별할 때의 기준은 다음과 같았다. 뉴스가 객관적이고 분석적이지 않고, 파업 주체인 노동조합이나 파업행위에 대해 비판적이고 부정적인 태도로 보도하거나, 기업 입장에 치우쳐져서 기업의 논리를 대변하는 내용이 담겨져 있다면 '부정'으로 판별하였다. 중립적인 시각에서 객관적인 정보전달의 목적의 뉴스를 보도하였다면 '중립', 노동조합이나 파업에 대한 지지나 긍정적 시각 또는 노동조합의 입장을 주로 대변하는 형식의 뉴스 기사라면 '긍정'으로 코딩하였다. '부정'으로 판별된 기사는 +1, '중립'적 논조의 기사는 +2, '긍정'적 논조의 기사는 +3을 할당하였다. 정보원의 의견을 인용하여 언론의 의견을 대신 제시하는 관행(박대민, 2015) 때문에, 사실을 전달하는 스트레이트 기사라 하더라도 특정한 논조를 담고 있는 경우가 존재한다. 따라서 이 같은 경우에는 기사의 종류에 따라 구분하지 않고 뉴스의 논조를 측정하였다. 이처럼 언론보도의 논조를 서열변수로 코딩하는 것은 Kim & Yoon(2009)이 실시한 내용분석 방법을 참고하였다.

한 파업에 대해 보도된 모든 뉴스 기사의 논조를 위와 같은 방식으로 코딩하여 총합을 합산 후 보도 건수로 나누어 해당 파업에 대한 언론보도 논조의 평균값을 도출하였고, 그 평균값을 해당 파업기사의 논조로 정의하였다.

2) 종속변수

본 연구의 종속변수는 파업행위와 파업규모이다. 파업행위는 파업지속기간과 파업참가자 비율로 그리고 파업규모는 파업활동의 수준으로 측정하였다. Shorter & Tilly(1974)에 따르면 파업에 대한 객관적 이해를 위해서 파업건수, 파업참가자 수, 파업지속일수를 종합적으로 고려하고, 세 요소를 동시에 확인할 수 있도록 3차원적 입체 구조화를 통해 종합적 접근이 필요하다고 설명하였다. 파업지속기간은 파업에 돌입한 날부터 종결일까지의 기간을 측정하였고 자연로그값으로 변환하였다. 각 파업의 참가자 비율은 파업기간 동안의 일 평균 참가자 수를 전체 조합원 수로 나누어 측정하였으며, 파업규모는 파업지속일수와 파업참가자수의 곱을 자연로그값으로 변환한 값을 이용하였다.

---

2) Krippendorf a값이 0.667 이상이면 코더 간 일치 정도가 적절한 수준으로 본다(Krippendorf, 2004).

3) 통제변수

파업 주체가 되는 노동조합의 속성을 통제변수로 추가하였다. 고용형태로써 비정규직인지 정규직인지에 대한 여부를 통제변수로 추가하였다. 일반적으로 비정규직 노동조합은 제도권의 보호 수준이 약하고 정규직 노동조합에 비해 교섭력 또한 낮기 때문에 파업의 양상 또한 다르게 나타날 수 있다. 뿐만 아니라 고용형태가 갖는 사회적 인식 차이 때문에 정규직 노동조합이 파업을 할 경우와는 다른 양상의 언론보도 논조나 사회적 주목도를 보일 수 있다.

노동조합의 운동노선은 상급단체별로 구분되는 경향이 존재하고, 상급단체가 민주노총일수록 파업성향이 강성으로 분류되기 때문에(노용진, 2015) 민주노총 소속인지 여부도 통제변수로 추가하였다.

공공기관의 노동조합과 민간기관의 노동조합의 차이 또한 통제변수로 추가하였다. 한국노동조합의 특성상 공공기관의 노동조합 조직력이 상대적으로 강력하다. 또한, 공공기관의 경우 정부의 제도적 장치를 통해서 노사관계 전반에 개입하고 있기 때문에 파업의 양태 또한 민간기업과는 차이가 있다(하재룡, 2000; 한승희·정지수, 2016).

해당 파업의 시작 시점이 대선, 총선, 지방선거 시작 전 3개월 기간 내에 해당하는지에 대한 여부도 통제변수로 추가하였다. 우리나라의 정치는 보수와 진보 간 이데올로기 대립이 강하고, 주로 사용되는 프레임은 경제성장 및 발전 대 친노동자 정책의 대립으로 볼 수 있다. 따라서 해당 선거 전에 실시되는 파업들은 언론보도의 주목과 더불어 논조에도 많은 영향을 받을 것이라고 생각되었기 때문에 변수로 추가하였다.

노동조합이 산별노조인지 기업별 노조인지를 분류하여 통제변수로 추가하였다. 조직의 규모와 사회적 파급력 측면에서 차이가 존재한다.

파업은 노동조합이 주체가 되는 단체행동이기는 하지만 사용자를 대상으로 한다는 점에서 사용자의 대항행위 또한 고려해야 할 필요가 있다. 따라서 직장폐쇄 여부와 노조에 대한 고소 및 고발 여부를 통제변수로 추가하였다. 직장폐쇄는 사용자가 자기의 주장을 관철하기 위해서 피고용인 집단에 대하여 생산수단에의 접근을 차단하고, 피고용인의 노동력 수령을 조직적, 집단적 그리고 일시적으로 거부하는 행위이기 때문에(김동원 외, 2016) 노동조합의 파업행위에 영향을 미칠 수 있다. 그리고 파업으로 인한 업무 방해나 손해에 대한 배상 요구는 노동조합과 개별 노동자에게 경제적 그리고 심리적으로 직접적인 타격을 가하는 대항행위가 되기 때문에 파업 철회를 유인하는 조치 중 하나가 된다.

마지막으로 본 연구는 2005년부터 2018년까지의 파업 사건 데이터를 모은 자료를 대상으로 실증하였기 때문에, 연도변수로써 매년 실업률 값을 통제변수로 추가하였다.

(2) 변수의 특성

본 연구의 독립변수 중 언론보도 건수는 96.64건, 언론보도 평균 논조는 2.05로 중립에 가까운 것을 확인할 수 있었다. 조합원 수는 평균 26,571명으로 확인되었다. 종속변수의 기초통계량 값은 다음과 같았다. 평균 파업지속일수는 57.56일이었으며, 파업참가자 비율은 58.54%로 확인되었다.

〈표 3〉 기초통계량 분석

	변수명	최솟값	최댓값	평균	표준편차
독립변수	언론보도 건수	1	2751	96.64	261.48
	언론보도 논조	1	3	2.05	2.44
종속변수	파업지속일수	1	996	57.56	123.93
	파업참가자비율	0.80	100	58.54	33.06
	파업규모	12	5860000	213499	766185.8
통제변수	비정규직	0	1	0.13	0.34
	민주노총	0	1	0.89	0.31
	공공기관	0	1	0.23	0.42
	선거3개월전	0	1	0.16	0.37
	산별노조	0	1	0.23	0.42
	사측의 고소고발	0	1	0.19	0.40
	직장폐쇄	0	1	0.11	0.32
	실업률	3.1	3.8	3.50	0.22
N		151			

〈표 4〉는 본 연구에서 사용된 변수 간 상관관계를 나타낸 것이다. 예상대로 언론보도는 파업행위(파업지속기간과 파업참가자 비율)와의 상관관계가 높은 것으로 확인되었다. 언론보도 건수는 파업지속기간과 정(+)의 상관관계를 보인 반면, 파업참가자 비율과는 부(-)의 상관관계를 갖는 것으로 확인되었다. 언론보도의 논조는 파업지속기간과 정(+)의 상관관계를 보였으나, 파업참가자 비율과는 유의미한 상관관계를 갖지 않는 것으로 확인되었다. 조합원 수와 파업행위 간의 부(-)의 상관관계가 확인되었으며, 파업지속기간과 파업참가자 수의 곱으로 산정되는 파업규모는 참가자 수보다는 파업지속기간에 더 크게 좌우되는 것으로 확인되었다. 통제변수 중에서 비정규직 노동조합일수록, 공공기관 노동조합일수록 선거 3개월 전에 해당하는 파업일수록 긍정적 논조와 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 확인되었다. 사용자의 고소고발이 진행되었던 파업사건일수록 언론매체의 보도건수가 많고, 지속기간이 길며 파업의 규모 또한 큰 것을 확인할 수 있었다. 직장폐쇄 또한 파업의 지속기간과 정(+)의 상관관계를 갖는 것을 확인할 수 있었다. 이는 파업이 장기화될수록 노동조합에 대한 사용자의 대항조치가 많아지는 것을 알 수 있다.

〈표 4〉 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1. 언론보도건수	1												
2. 언론보도논조	−.04	1											
3. 파업지속기간	.21*	.36**	1										
4. 참가자비율	−.21*	.14	.22*	1									
5. 파업규모	.14	.23*	.72**	.19*	1								
6. 비정규직	−.11	.33**	−.01	.11	.03	1							
7. 민주노총	−.06	.03	.02	−.04	−.03	.14	1						
8. 공공기관	.06	.21*	.09	.02	.02	−.04	.09	1					
9. 선거3개월전	.10	.35**	−.03	.01	−.06	.18*	.10	.26*	1				
10. 산별노조	−.05	−.15	−.29	−.32**	−.17*	−.01	−.05	−.09	−.05	1			
11. 고소고발	.36**	.05	.43**	−.14	.34**	−.10	−.05	.21*	.05	−.00	1		
12. 직장폐쇄	.03	−.02	.27**	−.02	.15	−.08	−.01	−.20*	−.04	−.20*	.04	1	
13. 실업률	−.07	−.16	−.09	−.13	−.01	−.06	−.07	−.00	−.22*	.03	−.05	−.05	1

주: *p〈.05, **p〈.01

Ⅳ. 분석결과

언론보도 건수가 파업행위에 미치는 가설과 언론보도 논조가 파업행위에 미치는 가설 간의 상충 가능성이 존재한다. 만약 어떤 파업 사건에 대해 많은 수의 기사가 보도되었는데 그 기사의 논조가 대부분 부정적이라면, 본 연구에서 설정한 언론보도 건수의 효과에 대한 가설과 논조에 대한 가설이 상충하게 된다. 따라서 언론보도 논조가 미치는 효과를 정확하게 확인하기 위하여 언론보도 건수를 통제하고 실증분석을 실시하였다.

1. 언론보도와 파업지속기간

〈표 5〉는 언론보도와 파업지속기간에 미치는 효과를 확인한 결과이다. 다중회귀분석 결과, 언론보도 건수는 파업지속기간에 유의한 정(+)의 영향(B=0.23, p〈0.05)을 미치는 것을 확인하였다. 언론보도의 논조 또한 언론보도 건수를 통제하고도 파업지속기간에 유의한 영향(B=1.60, p〈0.001)을 미치는 요인인 것을 확인할 수 있었다. 따라서 언론보도의 건수 그리고 논조가 긍정적일수록 파업지속기간이 길어질 것으로 본 가설 1과 가설 4는 지지되었다. 이 외에 선거 3개월 전 기간에 해당하는 파업의 경우 파업의 지속기간은 감소하는 것으로 확인되었으며 사측의 고소고발이나 직장폐쇄와 같이 사용자의 대항행위가 있을 때 파업의 지속기간이 증가하는 것을 확인할 수 있었다.

〈표 5〉 언론보도와 파업지속기간의 관계에 대한 가설과 결과

종속변수: 파업지속기간	B	S.E	p-value
언론보도 논조	1.60 ***	.30	.000
언론보도 건수	.23 *	.09	.013
비정규직	-.28	.36	.435
민주노총	.25	.37	.506
공공기관	.03	.30	.907
선거 3개월 전	-.93 **	.34	.007
산별노조	-1.07 **	.30	.001
사측의 고소고발	.98 **	.33	.004
직장폐쇄	1.08 **	.38	.006
실업률	-.24	.52	.648
상수	-.76	2.08	.716
F-value		9.43***	
Adjusted R^2		0.3598	
N		151	

주: *p〈.05, **p〈.01, ***p〈.001

2. 언론보도와 파업참가자 비율

〈표 6〉는 언론보도가 파업참가자 비율에 미치는 영향을 확인한 것이다. 그 결과 언론보도 건수와 논조는 모두 파업참가자 비율에 유의한 영향을 미치지 않는 것을 확인하였다. 이를 통해 언론에서 파업을 얼마나 주목하는지 그리고 우호적으로 보도하는지 등은 조합원이 파업에 참여할 것인지 말 것인지를 결정하는 유의미한 요인이 아닌 것으로 나타났다. 따라서 가설 2와 5는 기각되었다.

〈표 6〉 언론보도와 파업참가자 비율의 관계에 대한 가설과 결과

종속변수: 파업지속기간	B	S.E	p-value
언론보도 논조	4.75	6.74	.482
언론보도 건수	-1.51	2.08	.469
비정규직	8.14	8.08	.315
민주노총	-9.37	8.46	.270
공공기관	4.13	6.73	.541
선거 3개월 전	-5.07	7.68	.510
산별노조	-20.49 **	6.79	.003
사측의 고소고발	-10.21	7.54	.178
직장폐쇄	7.40	8.63	.393
실업률	-18.90	11.87	.112
상수	133.27 **	46.58	.005
F-value		2.70**	
Adjusted R^2		0.1016	
N		151	

주: *p〈.05, **p〈.01

3. 언론보도와 파업규모

〈표 7〉은 언론보도 논조가 파업규모에 미치는 영향을 확인한 결과이다. 그 결과, 언론보도 건수는 파업규모에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 확인되었으나, 언론보도의 논조는 파업규모를 확대하는 데 유의미한 영향(B=1.61, p=0.002)을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 이 외에 통제변수 중에서는 사측의 대항행위 중 하나인 직장폐쇄가 파업규모를 늘리는데 유의미한 작용을 하는 것을 확인할 수 있었다(B=1.50, p=0.025).

〈표 7〉 언론보도와 파업규모의 관계에 대한 가설과 결과

종속변수: 파업지속기간	B	S.E	p-value
언론보도 논조	1.61 **	.51	.002
언론보도 건수	.24	.16	.134
비정규직	.08	.62	.892
민주노총	-.09	.65	.879
공공기관	-.02	.51	.962
선거 3개월 전	-1.14	.59	.055
산별노조	-.87	.52	.096
사측의 고소고발	.76	.58	.191
직장폐쇄	1.50 *	.66	.025
실업률	.21	.90	.817
상수	4.75	3.58	.187
F-value		3.16**	
Adjusted R^2		0.1260	
N		151	

주: *p〈.05, **p〈.01, ***p〈.001

4. 인과성 검증

앞서 확인한 언론보도와 파업지속기간, 파업참가자 비율, 그리고 파업규모 간의 관계는 시간의 선행성을 고려하지 않은 관계이다. 따라서 파업의 지속기간이 길고 파업의 규모가 크기 때문에 언론에서 많이 보도되고, 언론보도의 논조 또한 편향적인 것으로 나타났을 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 151건의 파업 중에서 파업 시작 전 7일간 언론보도 건수가 1건 이상인 95개의 파업을 대상으로 파업 시작 전 7일간의 언론보도의 건수와 논조를 확인하였고 파업행위에 미치는 영향을 분석하였다.

〈표 8〉에 따르면, 언론보도 건수의 인과적 영향은 확인하지 못하였으나 언론보도의 논조는 파업의 지속기간을 늘리는데 유의미한 선행요인인 것으로 확인되었다. 모형 3에서 확인할 수 있듯이, 파업 시작일 전 7일간 보도된 언론보도 건수를 통제하고 언론보도의 논조는

〈표 8〉 언론보도 논조의 인과성 검증 결과

종속변수: 파업지속기간	모형 1		모형 2		모형 3	
	B(S.E)	p-value	B(S.E)	p-value	B(S.E)	p-value
파업 시작 전 7일간의 언론보도 논조			1.13(.27)***	.000	1.11(.29)***	.000
파업 시작 전 7일간의 언론보도 건수	-.23(.13)	.086			-.02(.13)	.835
비정규직	-.31(.48)	.523	-.20(.42)	.634	-.23(.44)	.606
민주노총	.72(.48)	.134	.71(.43)	.109	.71(.44)	.110
공공기관	.47(.37)	.204	.51(.33)	.126	.50(.34)	.144
선거 3개월 전	-.63(.42)	.141	-1.29(.39)**	.002	-1.26(.42)**	.004
산별노조	-.27(.34)	.426	-.47(.28)	.098	-.44(.31)	162
사측의 고소고발	1.63(.38)***	.000	1.71(.35)***	.000	1.72(.35)***	.000
직장폐쇄	.79(.62)	.207	.78(.62)	.213	.76(.63)	.229
실업률	-.90(.65)	.168	-.86(.59)	.151	-.87(.603)	.152
상수	4.72(2.41)	.053	1.85(2.29)	.421	1.95(2.35)	.409
F-value	5.07***		7.41***		6.60***	
Adjusted R^2	0.2803		0.3829		0.3758	
N	95		95		95	

주: *p〈.05, **p〈.01, ***p〈.001

파업지속기간에 P〈0.001수준에서 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 확인되었다(모형 3, B=1.11, P〈0.001).

파업 시작 전 7일간의 언론보도 건수 및 논조가 파업참가자 비율과 파업규모에 미치는 영향을 확인하기 위해 회귀분석을 실시하였으나, 회귀식 모형의 유의성이 확인되지 않았다.

Ⅴ. 맺음말

1. 연구 결과

본 연구는 언론이 노사관계에 미치는 영향력과 중요성에 대해 오랫동안 주목받아 왔음에도 불구하고, 그 관계를 파악하는 심층적인 실증연구가 부족하다는 문제의식에서 시작되었다. 언론보도를 언론보도의 양적인 측면인 언론보도 건수, 질적인 측면인 언론보도 논조로 구분하여 독립변수로 설정하고 파업행위인 파업지속기간, 파업참가자 비율, 파업규모에 각각 어떻게 영향을 미치는지 확인하고자 하였다.

본 연구는 2005년 1월 1일부터 2018년 12월 31일까지 해당 기간 내에 시작 및 종결된 파업 중에서 11개 주요 언론사에서 1건 이상 언론보도가 이루어진 파업 151건을 대상으로 본 연구의 가설 검증을 시도하였다. 그 결과, 언론보도 건수가 많을수록 파업지속기간과 파

업규모가 증가하였으며 언론보도 논조가 긍정적일수록 파업지속기간과 파업규모가 증가하였다. 이는 자원동원이론과 몰입상승 이론이 주장하는 바와 일치하는 결과이다. 그러나 언론과 파업행위 간의 관계를 실증함에 있어 시간의 선행성을 고려하지 않았기 때문에 역인과 가능성이 존재한다. 파업이 오랫동안 지속되거나 파업의 규모가 커서 언론에서 많이 주목하고 언론에서 편향적 논조로 보도하는 것일 수 있다. 따라서 변수 간의 인과성을 확인하기 위해 추가적으로 파업 시작 전 7일간의 언론보도 건수와 논조를 확인하였고 파업행위에 미치는 영향을 확인하였다. 그 결과 언론보도의 논조와 파업지속기간 간의 인과성을 규명하였다. 따라서 언론보도의 논조가 파업이나 노동조합에 우호적이고 긍정적인 논조로 보도가 될수록 파업의 기간이 길어진다는 것을 확인 할 수 있었다. 즉, 언론보도의 논조는 파업지속기간에 영향을 미치는 선행요인으로 작용하여 파업에 우호적인 언론보도의 논조는 파업의 기간이 길어지게 할 수 있다.

이와 같은 결과는 노동조합이나 파업에 대한 우호적인 언론보도 내용은 노동조합에게 도덕자원(Cress & Snow, 1996), 파업을 둘러싼 상황이나 맥락에 맞게 동원할 수 있는 해석적 활동 프레임 요소인 담론 자원(Levesque & Murray, 2010), 집단행동을 전개하는데 직접적으로 작용하는 상징자원(Dixon & Martin, 2012)으로 활용된다는 것으로 설명할 수 있다.

"(파업할 때) 언론을 계속 주목하는데 그 이유가 바로 그것입니다. 큰 노조는 웬만하면 다들 언론을 대응하는 부서와 담당인력이 있어요. 언론의 동향을 파악하고 우리에게 불리한 언론보도가 나온다 싶으면 우리 쪽에서도 언론을 통해서 조치를 취하지요. 우리는 특히 공공기관이기 때문에 더욱 민감하게 받아들여요. 예전에 수서 민영화 때문에 파업했을 때 보도되는 것도 좋았고 실제로 바깥에서 사람들 만나보면 시민들 지지도 있었어요. 결과야 어찌됐던 간에 그 당시에는 그게 힘이 됐죠" 〈공공기관 노동조합 간부〉[3)]

"우리 사용자는 단순히 방송사가 아닙니다. 정부입니다. 사장이나 이사진 임명권과 해임권을 갖고 있는 것이 방통위(방송통신위원회)인데 방통위가 여당과 야당의 정치적 구조를 갖고 있는 것이기 때문에 실질적인 사용자는 정부 그러니까 청와대라고 볼 수 있죠. 그래서 정부를 대상으로 파업을 하는 것 자체가 상당히 어렵고 불리하죠 처음부터. 그래서 파업을 잘 하지 않고 엄두도 못내죠. 그런데 참다가 참다가 파업을 하게 되는데 하다보면 원인이 주로 지배구조 개선입니다. 사장 내려오라는거죠. 정부 대상으로 파업을 하는데 언론에서 도와주지 않으면 상당히 어렵습니다… 방송사가 파업하면 다른 지부에서 많이 도와주는데 그게 상대방한테 현재 상황을 알리고 설득하는거죠. 정부나 청와대 보라고 하는거죠. 원래도 그렇지만 파업할 때 가정하는 오디언

3) 직간접적으로 파업을 경험한 관계자들을 대상으로 언론과 파업의 관계에 대한 심층면접조사를 실시하였다.

스는 독자가 아니고 사용자입니다. 노동조합과 사용자 간 투쟁은 투쟁대로 하고 언론보도로 투쟁도 하면서 설득을 또 하는 거죠… 방송사에서 열악한 데가 비정규직 방송작가 이 쪽이에요. 만약에 파업을 한다고 하면 처음에는 언론이나 미디어에 자신들의 투쟁의 정당성과 그런 의미들을 보여주려고 하죠. 대부분 불안정 노동에서 개인의 존엄성, 그들의 생존권 문제에서 시작한다고 하고 사회적으로 노동이 갖는 의미에 대해 주장을 하죠. 이런 것들이 일단 바깥에서 돋보여야 되고 언론보도로 그들의 주장이 정당성 확보가 되어야 회사랑 상대가 되기 때문에…"〈전 언론노조 간부〉

"노조가 자기들이 목적하는 바를 실현하기 위해서는 실제 그 행위를 하는 사람들만의 힘으로는 사실 부족하죠. 파업을 한다고 하면 언론에서 어떻게 보도하느냐가 상당히 중요해요. 왜냐하면 이게 사측과 노조와의 관계는 사실은 기울어진 거잖아요. 그러니까 대등한 관계라기보다는 실제로는. 노동자들의 권리를 보호하는 법제도가 있지만 사측과의 관계에서는 상당히 열세에 있죠. 그렇기 때문에 더욱 더 언론과 같은 외부세력이 얼마나 우호적이냐고 하는 것이 사실 노사관계에도 직접적인 영향을 미치죠. … 비정규직 파업할 때 일부러 아는 기자들 많이 부릅니다. 그렇게 해서 언론보도가 좀 나가야 사용자가 대응을 해주지 그렇지 않으면 사용자는 무대응으로 나갑니다. 전혀 개의치 않으니까. 비정규직 노조를 만들기도 어렵지만 만든다고 하더라도 사용자랑 교섭력이 비교도 안 되니까 일부러 언론에 많이 비출 수 있게 해줍니다. 언론에 작게라도 한 번이라도 나오면 사용자 측에서는 신경을 쓸 수밖에 없어요… 90년대에 제가 처음에 일할 때 시위를 했었어요. 사실상 파업권이 보장될 정도의 수준도 아닌 굉장히 열악한 상황이었거든요. 업무 중단하고, 회사를 상대로 일종의 끝장투쟁 하듯이. 그때 제가 창립한 노조의 사무국장이었는데 당시에 MBC에 나가서 인터뷰도 하고. 그때 우리 파업이 주목을 받았던 것은 아니고 노동자들이 보통 일반인들이 상식적으로 보더라도 상당히 억압을 받고 있다는 정도가 있으니까 그런 측면이 보도되면서 우리가 유리했죠. 악덕기업주와 취약한 노동자들의 대립으로 보도가 됐어요. 그때 파업권조차도 사실 거의 보장이 안됐는데 어쨌든 그런 상황에서 결과적으로는 저희가 이겼는데, 이기게 된 이유는 결국 언론, 언론을 시작으로 하여 이제 여러가지 사회적인 관심이나 무형의 지지 이런게 있었죠" 〈준노조 집행위원장〉

"열악한 노조들은 (언론에서 주목해주는게) 정말 필요하죠. 그런데 지금 톨게이트 직원들 치열하게 투쟁하고 있는데 이거 한참 진행되고 나서 언론에서 보도되기 시작했어요. 현대차나 기아차 같은 곳은 시작 전부터 파업찬반투표에 들어갔다는 것부터 보도를 하는데 정말 열악한데는 잘 안나오죠. 그래서 제발 우리 좀 봐달라고 철탑에도 올라가고 하는거에요.."〈전 노동전문일간지 기자〉

반면 파업에 대한 많은 주목과 지지는 파업 결과에 대한 높은 기대수준으로 이어져서 의도치 않게 파업을 장기화시키는 요인으로 작용할 수 있다는 것을 확인할 수 있었다. 노동조

합은 파업이 지속될수록 지속된 파업에 대한 대가로, 파업으로 치른 비용을 만회할 수 있는 이익을 만들어 내야 한다는 책임과 부담이 따른다. 그러나 노동조합이 구성원의 요구수준에 부응하는 결과를 내지 못하거나 사용자와 노동조합 내부 구성원들에게 내세울 수 있는 명분이 있는 출구전략을 확보하지 못했을 경우 파업을 오히려 장기화시키는 맥락으로 작용할 수 있기 때문이다.

> "(쌍용이나 콜텍처럼) 왜 저렇게 싸워야만 하나. 저렇게 치열하게 싸워도 겨우 저 정도만 얻을 수 있는 거냐 하는 시각이 생길 수 있죠. 그런 노조(쌍용이나 콜텍)보다 더 열악한 노동환경에 있는 사람들 입장에서 보면 '저렇게 싸우지 않으면 원하는 걸 얻을 수 없구나' 이렇게 생각할 수 있죠. 아니면 '저렇게 싸워도 고작 저 정도만 얻는 건가' 하는 거죠. 별로 득이 없는거죠. 그게 금전적이든 어떤 거든. 그런데 (더 열악한 노조에 있는) 그 사람들은 그렇게 싸울 수 없거든요. 이게 반대로 얘기하면 파업하기가 어려워지고 그렇게 거리에 내몰려서 싸운다는 것을 상상하기도 어렵고…"〈전 언론노조 간부〉

파업지속기간에 대한 결과 이외에 파업참가자 비율에 미치는 영향은 모두 기각되었다. 이에 대해 본 연구는 두 가지 가능성을 들어 해석한다. 첫째, 파업에의 참여는 많은 비용과 희생이 따르기 때문에 파업 참여를 할 것인지 말 것인지에 대한 결정은 파업에 참여한 사람이 하루 더 파업을 지속할 것인지 일찍 작업장에 복귀할 것인지에 대한 결정보다 어려울 것으로 보인다. 언론보도 건수나 논조의 향배에 의존하여 애초에 참여하지 않기로 결정한 사람이 파업에 참여하는 경우는 매우 드물고, 파업에 참여하기로 한 사람이 언론의 향배에 따라 파업 기간을 달리 하는 것은 더 쉬운 선택일 것으로 보인다. 둘째, 이 뿐만 아니라 필수공익사업장의 경우 필수유지업무가 있기 때문에 파업에 참여하고 싶어도 참여하지 못하는 사람이 존재할 수 있다. 따라서 그렇지 않은 사업장에 비해서 많은 수의 참가자 동원이 어려울 수 있다. 따라서 본 연구가 가설화 한 것처럼 언론보도 논조에 의한 영향이 적을 수 있다. 표본을 확인 한 결과 본 연구의 파업 표본인 151건의 파업사건 중 41건이 필수공익사업장에서의 파업으로 확인되었다. 필수공익사업장이 아닌 사업장에서의 파업사건을 대상으로 언론보도 논조가 파업참가자 비율에 미치는 영향을 확인하려 했으나 표본 수의 부족으로 회귀식이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 양자 간의 상관관계를 분석하였고 그 결과 부(-)의 상관관계($r=-0.21$, $p<0.05$)가 존재하는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 표본 상의 문제로 추측되는데 구체적으로 보면 151건 중 나머지 110건의 파업 사건 중 35건이 산별노조의 파업이었고 15건이 제조산업의 대공장 파업으로 확인되었다. 산별노조 파업의 경우 파업에 참여하는 사람은 매우 많지만 전체 조합원 수에 비교해보면 적기 때문에 실질적인 파업참가자 비율은 낮은 편이다. 그리고 제조산업의 대공장의 경우 라인생산과정 중 일

부 라인을 중단하는 형태로 파업이 진행되기 때문에 일부 라인에 해당되는 사람들이 파업참가자 수로 산정된다. 따라서 제조업 특성상 조합원 수는 많지만, 실제 참여하는 참가자수는 적기 때문에 이 역시 결과적으로 낮은 파업참가자 비율을 보인다.

2. 연구의 시사점

첫째, 언론보도의 양적 및 질적인 측면이 파업행위에 영향을 미치는 것을 확인하였다. 파업이 갖는 사회적 영향력과 파급력에 비해 사회적 행위자인 언론의 관점에서 관찰한 연구는 상당히 부족하였다. 개별 파업을 대상으로 한 실증분석은 언론의 주목 정도와 파업지속기간을 확인한 Flynn(2000)의 연구가 현재까지 유일하다. 본 연구는 11개 국내 주요 언론사에서 1건 이상 보도가 이루어진 151건의 파업 사건을 대상으로 파업에 대해 보도한 언론보도 건수와 논조가 각각 파업행위 및 규모에 어떻게 영향을 미치는지 가설화하였고 그 결과를 규명하였다. 특히 자원동원이론 관점에서 언론에서의 주목과 지지가 노동조합의 집단행동을 전개하는데 동원 가능한 자원으로 활용될 수 있음을 객관적으로 확인하였다는 데 그 의의가 있다.

둘째, 본 연구는 개별 파업을 대상으로 파업에 대한 언론보도와 파업행위 간의 관계를 객관적인 데이터를 통해 실증분석하였다는 점에서 그 의의가 있다. 본 연구는 151건의 개별 파업 사건을 대상으로 파업지속기간, 파업참가자 비율, 파업규모를 직접 수집하였다. 그뿐만 아니라 파업에 대한 언론보도 건수와 언론보도 논조 또한 11개 언론사를 대상으로 수작업으로 수집하고 그 논조 또한 내용 분석을 실시하여 객관적으로 확인하였다는 점에서 의의가 있다. 개별 파업을 대상으로 한 실증연구가 부족한 이유 중 하나가 파업 자료에 대한 접근성이 용이하지 않기 때문인데, 본 연구는 이러한 한계점을 극복하기 위해 시도하였다.

셋째, 본 연구는 파업에 관한 실증연구와 심층면접조사를 동시에 진행하였다. 실증연구는 151건을 파업 사건을 통해 언론보도와 파업행위 간의 관계를 객관적으로 규명하였으며, 심층면접조사를 통해 각 파업의 특수성을 인정하는 동시에 개별 파업의 복잡다단한 현상을 간접적으로 파악하고 실증분석과는 또 다른 시각에서 파업을 관찰하였다. 그 결과, 언론보도의 건수와 논조가 파업의 지속기간과 규모에 미치는 정(+)의 효과를 객관적으로 확인하였을 뿐만 아니라 심층면접조사를 통해 노동조합의 당사자 입장에서 언론보도에서의 주목이 지속기간에 미치는 효과가 늘 긍정적인 것은 아니라는 사실 또한 확인할 수 있었다. 언론에서 파업을 주목하고, 언론에서 노동조합과 파업에 대한 우호적인 논조로 보도하는 등의 상황은 노동조합에게는 외부적 자원으로 동원 가능하며 목적 달성을 위한 집단행동을 전개하는데 긍정적으로 작용한다. 따라서 단기적으로 파업 과정에서 사회적으로 시선을 끌고, 사

용자를 설득하고 압박하는 수단으로 활용할 수는 있으나 장기적 관점에서는 파업의 결과가 불확실한 상황에서 파업을 철회할 명분이나 그에 걸 맞는 보상이 이루어지지 않을 경우 쉽게 파업을 종료하지 못하는 경우가 발생한다. 그 결과 의도치 않게 파업의 지속기간을 늘리는 효과와 더불어 열악한 노조로 하여금 파업에의 진입장벽을 형성하는 부작용이 발생할 수도 있다는 것을 확인할 수 있었다. 실증연구만 수행하였다면 간과되었을 사회적 현상 이면의 복잡다단한 논리가 심층면접 분석을 통해 관찰되었다는 점이 본 연구의 공헌점이라고 생각된다.

위에서 언급한 본 연구의 함의는 노사관계 행위자 및 이해관계자에게 시사점이 될 수 있다. 먼저, 파업에 대한 우호적인 언론보도는 파업을 장기화한다는 것을 검증하였으며 양자 간의 인과관계가 명확히 존재하는 것도 객관적으로 확인하였다. 따라서 기사를 생산하는 언론매체는 파업에 관한 보도를 함에 있어서 가능한 객관적인 입장에서 사실 전달에 집중해야 한다. 노사문제는 국가의 경제에 큰 영향을 미치는 요인이기 때문에 더욱 분석적이고 객관적으로 접근해야 할 필요가 있다. 언론매체는 상호 간 의견을 전달하고 상황을 파악할 수 있게 하는 창구로 작용하므로 그 역할에 충실해야 할 필요가 있다. 따라서 노사문제를 단순한 사회 이슈로 치부하여 갈등을 가시화하고 흥미 위주의 기사를 작성하는 데 집중한다면 당사자들은 근본적인 문제해결을 하지 못하고 대중적 여론에 치우쳐져서 드러난 갈등만 봉합하는 데 주력하게 될 수 있다. 따라서 노사관계에서의 또 다른 행위자로서 책임의식을 가지고 편 가르기에 동조하거나 불필요한 위기의식을 조장하는 것은 지양해야 할 것으로 생각된다.

노동조합은 언론매체에서 생산되는 긍정적 논조의 기사들을 조직에 필요한 외부자원으로 활용할 수 있다. 그러나 이러한 언론의 영향력을 단체행동에 필요한 합리화 수단으로만 활용한다면 조직 수준의 몰입상승에 기여하여 파업이 지나치게 장기화될 수 있으며 이는 결국 노조와 사용자 모두에게 부정적인 결과를 초래할 수 있으므로 주의해야 할 필요가 있다.

사용자는 상황에 따라서 노동조합의 파업에 대항하기 위해 사주 기사를 생산할 수 있다. 노조의 행동을 비판하고 파업의 정당성을 약화시킬 수 있는 기사의 생산은 노동조합의 동력을 저해하는 데 영향을 미칠 수도 있겠으나 지나친 사주 기사의 생산은 오히려 보도 건수를 늘려 파업에의 주목을 증가시키고 결과적으로 파업의 지속기간을 늘리는데 기여할 수 있다. 이뿐만 아니라 파업의 지속기간과 파업의 규모에 영향을 미치는 요인으로 본 연구에서 설정한 통제변수인 사용자의 고소 및 고발이나 직장폐쇄는 파업행위에 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 따라서 언론을 통한 대응은 자제하며, 협박과 회유가 아닌 원만한 대화를 통해 문제를 해결할 수 있도록 대화의 창구를 열어놓고 정확한 정보를 제공하고 언제든지 노조가 파업을 철회할 수 있도록 명분을 제공하는 것이 파업의 지속기간을 단축시키는 데 도움이

될 것으로 생각된다.

3. 연구의 한계점과 향후 연구방향

본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 파업이 발생하였더라도 11개 언론매체에서 보도하지 않았다면 표본에 포함되지 않는다는 선택편의의 문제가 있다[4]. 따라서 선택편의의 심각성을 확인하기 위해 실제 연도별 노사분규 건수와 본 연구의 연도별 파업 표본의 건수를 비교하고 상관관계를 확인해본 결과 0.51($p<0.1$)의 유의한 수준으로 확인함에 따라 선택편의 및 표본의 대표성 문제가 크지 않음을 확인할 수 있었다.

그러나 본 연구의 주제가 언론보도와 파업 간의 관계이기 때문에 선택편의 문제가 본질적으로 내재할 수밖에 없다. Andrew & Caren(2010)은 언론사가 사건을 보도하고 뉴스기사를 생산할 때 가장 우선순위로 고려하는 것이 보도가치이며, 가치를 판단하는 기준은 사회운동 조직의 규모와 조직이 동원할 수 있는 자원의 양이라고 주장하였다. 다시 말해 파업의 주체가 되는 노동조합의 규모가 크고 노동조합이 동원할 수 있는 물적, 상징적, 인적자원이 커야 파급력이 있기 때문에 그렇지 않은 노동조합의 파업보다 더 많이 보도된다는 것이다(Vligenthart & Walgrave, 2012). 이와 같은 주장과 더불어 본 연구를 위해 고용노동전문기자를 대상으로 한 심층면접조사에서도 파업사건의 경제적 그리고 사회적 파급력이 보도여부를 결정한다는 것을 확인할 수 있었다. 이 외에는 갈등을 시각적으로 확인할 수 있는지 여부 등이다(Myers & Caniglia, 2004). 종합하면 노동조합이 갖는 자원의 양, 파업으로 인한 사회적 및 경제적 파급력 수준, 독자의 주목을 끌기 적합한 주제인지의 여부 등에 따라 보도가치가 달라지기 때문에 본질적으로 선택편의의 문제를 내포한다.

둘째, 본 연구는 언론보도의 논조를 분석함에 있어서 질적 내용분석 방법을 실시하였다. 2명의 노사관계 전공 대학원생이 수차례의 연습 코딩을 수행한 이후 신문기사의 논조를 판단하는 작업을 실시하였다. 그러나 신문기사를 개인이 읽고 노동조합과 파업에 우호적인가 비판적인가를 판단하는 과정에서는 코더의 주관성이 투영될 위험이 크다. 코더의 가치관이 친노동 성향인지, 친기업 성향인지에 따라서 동일한 스트레이트 기사를 보더라도 다르게 판단할 수 있기 때문이다. 따라서 코더 간 신뢰성 검증절차를 거쳤다 하더라도 사람이 읽고 판단하는 과정이기 때문에 위와 같은 가능성을 완전히 배제할 수는 없다. 따라서 빅데이터

4) 11개의 언론사를 한정하지 않고 본 연구가 설정한 기간 동안 모든 신문사 및 방송사에서 보도한 파업은 총 160건으로 확인되어 실제 그 차이는 크지 않다. 또한 본 연구의 모델 자체가 언론에서 보도한 파업기사의 논조가 파업행위에 미치는 영향이기 때문에 언론에서 보도하지 않은 파업사건은 본 연구의 대상이 될 수 없다.

기술을 활용한다면 본 연구의 한계점을 극복할 수 있다. 그리고 이미 언론정보학 분야에서는 텍스트마이닝 방법을 주된 방법으로 사용함으로써 객관성을 최대화시키고 있다. 그러나 본 연구의 모델에 근거해서 본다면 파업을 보도하는 신문기사나 보도내용을 주변의 맥락으로 이해하여 파업에 참여를 할 것인지, 많은 조합원을 동원시킬 것인지, 파업을 지속할 것인지를 결정하는 것은 바로 개인이다. 일각에서는 텍스트마이닝 방법이 알고리즘을 적용하여 문법적 요소만 분석하는 양적 접근방법이기 때문에 화용론적 그리고 의미론적 요소는 고려하지 못한다는 한계점이 있다고 주장한다(안주영·배정환·한남기·송민, 2015). 그리하여 텍스트마이닝 기법을 활용한 연구가 개인의 주관성을 배제하여 언론보도의 콘텐츠를 객관적으로 판별할 수 있다는 장점이 있지만 본 연구에서는 한 사람의 시각에서 노사관계의 맥락을 이해하며, 기사의 내용과 논조를 어떻게 받아들일 것인지를 확인하고 그것이 파업행위에 미치는 영향을 확인하는 것이기 때문에 텍스트마이닝 방법보다 질적 내용분석 방법이 더 적합한 방법이라고 판단하였다.

셋째, 본 연구는 파업 사건에 관한 기사를 생산하는 매체에만 주목하였다. 그러나 사회적으로 문제가 발생하게 되면 언론매체가 생산한 기사가 소셜 네트워크 서비스(SNS)로 전달되고 이는 논쟁의 장으로 활용되어 사용자 간 의견교류가 이루어지고 여론이 형성된다. 대표적인 노동 관련 사건은 2018년부터 현재까지 이어지고 있는 모빌리티 서비스 논쟁이다. 택시라는 기득권과 새로운 형태로 등장하고 있는 신사업 간의 마찰이 발생함으로써 대중은 단순히 찬성과 반대 의견을 내는 것에서 벗어나 정부규제 철폐나 상생방안 등을 함께 고민하기도 한다. 이처럼 논쟁의 확장과 의견교류는 소셜네트워크 서비스 상에서 일어나고 있다. 모든 노사분규가 복잡다단한 이면을 가지고 있지만 특히 최근 위와 같은 사례의 경우에는 기사 생산 매체를 확인하여 기사를 수집하고 그 논조를 분석한 본 연구의 방법론으로는 그 과정을 이해하는데 다소 아쉬움이 있다. 요약하자면 언론매체뿐만 아니라 여론이 형성되고 확장되는 다른 형태의 온라인 상 공간은 고려하지 않았다는 것이 본 연구의 한계점이 될 수 있다.

이러한 문제와 관련한다면 향후의 연구방향은 다음과 같이 고민해 볼 수 있을 것이다. 개별 노동조합의 특수성을 고려하여 특정 노동조합의 연도별 파업에 대한 언론보도를 비교분석하는 것 또한 파업 연구에서 중요한 의미를 가질 것으로 보인다. 예를 들어 매년 파업이 반복되는 대기업 자동차 노동조합이나 공공기관의 노동조합 파업의 경우, 각 파업 당시의 노조의 요구사항, 경제 상황, 정치적 상황 등의 특징과 언론보도의 양과 질적인 측면을 고려하여 면밀한 분석을 시도하는 것 또한 언론과 파업의 관계를 확장하고 심화하는데 기여할 것으로 생각된다.

최근 들어 급격히 진보하는 기술과 질병의 출현과 같은 환경적 요인들은 노사관계의 패러

다임을 변화시키고 있다. 임금인상, 근로환경 개선 또는 고용 안정에 대한 요구로 비롯되었던 과거의 파업과는 다르게 새로운 형태의 노사갈등을 야기한다. 따라서 복잡다단한 노사분규의 이면은 더욱더 다양한 층위를 가진 갈등의 형태로 진화하게 될 것으로 보인다. 노동조합 조직률의 감소, 노동조합에 대한 부정적 인식 팽배, 20-30대의 노조 회피 등의 현상은 조직화된 노동을 약화시키지만, 본질적으로 자본주의 사회 내에 존재할 수밖에 없는 노동자와 사용자 간의 갈등은 또 다른 형태로 표출될 것이다(Kerr, 1964; Kim, 2020; Gall & Hebdon, 2008). 따라서 기존의 연구방식으로는 급격히 변화해가는 노사관계 패러다임을 이해하기에는 한계가 있을 것으로 생각된다. 이는 본 연구가 새로운 노사분규 형태보다는 전통적인 파업에만 치중했다는 한계점을 보여준다. 노사분규의 동질성을 가정하고 그 표본을 수집하여 실증한 연구방식과는 다르게 개별 산업이나 직종, 또는 새로운 형태의 고용관계 등에 집중하여 시간의 흐름, 기술 변화의 흐름, 정책의 변화에 따라서 어떻게 갈등의 소재가 달라지고 노사분규의 형태가 변화하는지를 연구하는 것이 필요하며 노사관계의 연구에 기여할 것으로 보인다.

참고문헌

1. 김가람(2011), “2011년 노사관계 실태조사 결과(Ⅰ): 한국철도공사, 현대자동차 노사관계 사례”, 『노동리뷰』, 2011년 11월호.
2. 김경미(2006), “온라인에서의 집합행동에 관한 합의동원: 2002 여중생 촛불집회를 중심으로”, 『경제와사회』, 제71호, pp.154-178.
3. 김동배·오계택(2008), “노사관계 국민의식조사 보고서”, 한국노동연구원.
4. 김동원 외(2016), 『고용관계론』, 박영사.
5. 김민경·문성진(2016), “자원동원이론을 통한 자발적 환경행태 요인 분석”, 『한국사회와행정연구』, 제26권 제4호, pp.53-79.
6. 김영기(2003), “사회운동과 언론의 환경문제 구성하기: 동강댐 건설 반대운동을 중심으로”, 『언론과사회』, 제11권 제1호, pp.45-90.
7. 노병직·이준우(2009), “복수노조하의 일본 노동운동의 리더십 교체사례 연구”, 『노동정책연구』, 제9권, 제3호, pp.143-174.
8. 노용진(2015), “복수노조 형성의 영향요인”, 『산업관계연구』, 제25권 제3호, pp.59-83.
9. 박경만·최상원·송인걸·박임근(2019), “‘불편해도 괜찮아’… 교사·학생들, 파업 지지 잇따라”. 『한겨레』, 2019. 07. 03.

10. 박기묵(2015), “언론의 공공의제 설정 및 정책결정 과정과 사례적용에 관한 연구”, 『한국정책학회보』, 제24권, 제3호, pp.29-59.
11. 박대민(2015), “사실 기사의 직접 인용에 대한 이중의 타당성 문제의 검토 <동아일보>와 <한겨레신문>의 4대강 추진 논란 기사에 대한 뉴스 정보원 연결망 및 인용문 분석”, 『한국언론학보』, 제59권 제5호, pp.121-151.
12. 안주영·배정환·한남기·송민(2015), “텍스트 마이닝을 이용한 감정 유발 요인 ‘Emotional Trigger’에 관한 연구”, 『지능정보연구』, 제21권 제2호, pp.69-92.
13. 양정혜(2001), “사회갈등의 의미 구성하기: 의료분쟁 보도의 프레임 분석”, 『한국언론학보』, 제45권 제2호, pp.284-315.
14. 윤영민(2019), 『미디어 내용분석 입문』, “커뮤니케이션 북스”.
15. 이병훈(2016), “노동개혁 국면에 있어 노조운동의 대응전략에 관한 평가: 박근혜 정부의 노동시장 구조개혁에 대한 양 노총의 대응을 중심으로”, 『한국사회정책』, 제23권 제1호, pp.1-23.
16. 이준웅(2000), “프레임, 해석, 그리고 커뮤니케이션 효과”, 『언론과사회』, 제29호, pp.85-153.
17. 이준웅(2001), “갈등적 이슈에 대한 뉴스 프레임 구성방식이 의견형성에 미치는 영향: 내러티브 해석모형의 경험적 검증을 중심으로”, 『한국언론학보』, 제46권 제1호, pp. 441-482.
18. 임락근·서기열·김주완(2018), “파업에 싸늘한 여론… 택시 대란은 없었다”. 『한국경제』 2018. 10. 8. A29.
19. 임희섭(1999), 「집합행동과 사회운동의 이론」, 서울: 고려대학교 출판부.
20. 장세진(2017), “[기고] 공영방송 총파업을 지지하는 이유”, 『경향신문』. 2017. 9. 19.
21. 장하용(2011), “뉴스의 속성과 매체 성격에 따른 언론사의 현실인식 차이에 관한 연구”, 『한국언론학보』, 제55권, 제6호, pp.103-125.
22. 정이환(2000), “주변 노동자의 동원화·조직화”, 『한국사회학』, 제34호, pp.981-1006.
23. 정철희(1995), “미시동원, 중위동원, 그리고 생활세계 제도: 사회운동론의 재구성을 위한 시론”, 『경제와 사회』, 제25호, pp.216-245.
24. 진숙경(2008), 『노동조합 내부 민주주의와 현장조직: 현대차, 기아차, 대우차 현장조직 사례를 중심으로』, 한국노동연구원.
25. 하재룡(2000), “공공부문과 민간부문의 노사관계 비교”, 『한국정책과학학회보』, 제4권 제2호, pp.177-205.
26. 한승희·정지수(2016), “공공기관의 노동조합이 비정규직의 고용에 미치는 영향: 직접고용 비정규직과 간접고용 비정규직을 중심으로”, 『한국행정학보』, 제50권 제1호, pp.77-107.

27. Andrew, K. T. & Caren, N.(2010), "Making the news: Movement organizations, media attention, and the public agenda", *American Sociological Review*, Vol.75, No.6, pp.841-866.
28. Baukus, R. A.(1999), "Perception of mediated social conflict: Media dependency and *involvemen",* In Mander, M. (Ed.), *Framing Friction: Media and Social Conflict,* Chicago: University of Illinois Press.
29. Bok, D. C. & Dunlop, J. T. (1970), *Labor and the American Community,* New York: Simon and Schuster.
30. Brockner, J. (1992), "The escalation of commitment to a failing course of action: Toward theoretical progress", *The Academy of Management Review*, Vol.17, No.1, pp.39-61.
31. Brockner, J., & Rubin, J. Z. (1985), *The Social Psychology of Conflict Escalation and Entrapment,* New York: Springer-Verlag.
32. Bruno, R. (2009), "Evidence of bias in the Chicago tribune coverage of organized labor", *Labor Studies Journal*, Vol.34, No.3, pp.385-407.
33. Buechler, S. M. (1997), "New Social Movement Theories", In S. M. Buechler, & E. Jurt Cylke, Jr.(Ed.), *Social Movements: Perspectives and Issues,* CA: Mayfield.
34. Budd, J. W. (1996), "Canadian strike replacement legislation and collective bargaining: Lessons for the United States", *Industrial Relations*, Vol.35, No.2, pp.245-260.
35. Cohen, J. L. & Arato, A. (1992), "Politics and the reconstruction of the concept of civil society", In A. Honneth, T. McCarthy, C. Offe, & A. Wellmer (Ed.), *Cultural-political Interventions in the Unfinished Project of Enlightenment,* MA: MIT Press.
36. Cress, D. M. & Snow, D. A. (1996), "Mobilization at the margins: Resources, benefactors, and the viability of homeless social movement organizations", *American Sociological Review*, Vol.61, No.6, pp.1089-1109.
37. Dixon, M. & Martin, A. W. (2012), "We can't win this on our own: Unions, firms, and mobilization of external allies in labor disputes", *American Sociological Review*, Vol.77, No.6, pp.946-969.
38. Downs, A. (1972), "Up and down with ecology: The 'issue-attention cycle", *Public Interest*, Vol.28, pp.38-50.
39. Entman, R. M. (1991), "Framing: Towards clarification of a fractured paradigm", *Journal of Communication*, Vol.43, No.4, pp.51-58.
40. Ferree, M. M. (1992), "The political context of rationality: Rational choice theory and resource mobilization", In Morris, A. D. & Mueller, C. M.(Ed.), *Frontiers in Social Movement Theory,* New Haven: Yale University Press.

41. Flynn, F. J. (2000), “No news is good news: The relationship between media attention and strike duration”, *Industrial Relations*, Vol.39, No.1, pp.139-160.
42. Fox, F. V. & Staw, B. M. (1979), “The trapped administrator: Effects of job insecurity and policy resistance upon commitment to a course of action”, *Administrative Science Quarterly*, Vol.24, pp.449-471.
43. Freeman, J. (1979), “Resource mobilization and strategy”, In Zald, M. N. & McCarthy, J. M. (Ed.), *The Dynamics of Social Movements,* MA: Winthrop.
44. Gall, G. & Hebdon, R. (2008), “Conflict at work”, In Blyton, P., Bacon, N., Fiorito, J., and Heery, E.(Eds.), *The Sage Handbook of Industrial Relations,* Chapter 31, pp.588-605, London: SAGE Publication.
45. Gamson, W. A. & Modigliani, A. (1989), “Media discourse and public opinion on nuclear power: A constructionist Approach”, *American Journal of Sociology*, Vol.95, No.1, pp. 1-37.
46. Gamson, W. A. (1992), *Talking Politics,* New York: Cambridge University Press.
47. Gitlin, T. (2003), *The Whole World is Watching,* Berkely: University of California Press.
48. Gurr. T. (1970), *Why Men Rebel,* Princeton: Princeton University Press.
49. Iyenger. S. (1991), *Is Anyone Responsible? How Television Frames Political Issues*. Chicago: University of Chicago Press.
50. Jenkins, J. C. (1982), “The transformation of a constituency into a movement”, In Freeman, J. (Ed.), *The Social Movement of the 1960s and 1970s.* NY: Longmans.
51. Jenkins, J. C. (1983), “Resource mobilization theory and the study of social movements”, *Annual Review of Sociology*, Vol.9, pp.527-553.
52. Keil, M., & Mahring, M. (2010), “Is your project turning into a black hole?” *California Management Review*, Vol.53, No.1, pp.6-31.
53. Kerr, C. (1964), “Industrial conflict and its mediation”, In Clark Kerr (Eds.), *Labor and Management in Industrial Society,* New York: Anchor, pp. 167-200. Originally in American Journal of Sociology, LX(Nov. 1954), pp.230-245.
54. Kim, D.-O. (2020), “Conclusion: Exploring strategies for labor and employment relations as an academic field”, In Kim, D.-O. & Ronnmar, M. (Ed.), *Global Labor and Employment Relations: Experiences and Challenge*s, Seoul: Parkyoungsa.
55. Kim, K., & Yoon, Y. (2009), “The influence of journalists’ gender on newspaper stories about women cabinet members in south”, *Asian Journal of Communication*, Vol.19, No.3, pp.290-301.
56. Klandermans, B. (1984), “Mobilization and participation: Social-psychological expansions

of resource mobilization theory", *American Sociological Review*, Vol.49, No.5, pp.583-600.

57. Klandermans, B. (1988), "The formation and mobilization of consen*sus",* In Klandermans, B. & Kriesi, H., & Tarrow, S. (Ed.), *International Social Movement Research,* CT: JAI Press.
58. Klandermans, B. (1992), "The social construction of protest and multiorganizational fields", In Morris, A., & Muller, C. M.(Ed.), *Frontiers in Social Movement Theory,* New Haven: Yale University Press.
59. Krippendorff, K. (2004), *Content Analysis: An Introduction to Its Methodology* (2nd Ed.). CA: Sage.
60. Levesque, C. & Murray, G. (2010), "Understanding union power: Resources and capabilities for renewing union capacity", *Transfer*, Vol.16, No.3, pp.333-350.
61. Lipset, S. M. (1986), "Labor unions in the oublic mind", In Lipset, S. M. (Ed.), *Unions in Transition: Entering the Second Century,* San Francisco: Institute for Contemporary Studies Press.
62. Martin, C. R. (2004), *Framed! Labor and the Corporate Media,* Ithaca, NY: ILR Press.
63. McAdam, D., McCarthy, J. D. & Zald, M. N. (1996), "Introduction: Political opportunities, mobilizing structures, and framing process-toward a synthetic, comparative perspective on social movements", In McAdam, D., McCarthy, J. D., & Zald, M. N.(Ed.), *Comparative Perspectives on Social Movements: Political opportunities, mobilizing structures, and cultural frames,* New York: Cambridge University Press.
64. McCarthy, J. D. & Zald, M. N. (1977), "Resource mobilization and social movements: A partial theory", *American Journal of Sociology*, Vol.82, No.6, pp.1212-1241.
65. McCarthy, J. D. & Zald, M. N. (2001), "Resource mobilization theory: Vigorous or outmoded?. In Turner, J. H. (Ed.), *Handbook of Sociological Theory,* New York: Springer.
66. McGraw, K. & Ling, C. (2003), "Media priming of presidential and group evaluation", *Political Communication*, Vol.20, pp.23-40.
67. Mueller, C. M. (1992), "Building social movement theory", In Morris, A. D. & Mueller, C. M.(Ed.), *Frontiers in Social Movement Theory,* New Haven: Yale University Press.
68. Myers, D. J. & Caniglia, B. S. (2004), "All the rioting that's fit to print: Selection effects in national newspaper coverage of civil disorders, 1968-1969", *American Sociological Review*, Vol.69, No.4, pp.519-543.
69. Oberschall, A. (1973), *Social Conflict and Social Movements,* N.J.: Prentice-Hall.
70. Olson, M. (1965), *The Logic of Collective Action,* MA: Harvard University Press.

71. Salancik, G. (1977), “Commitment and the control of organizational behavior and belief”, In B. Staw & G. Salancik (Ed.), *New Directions in Organizational Behavio*r, Chicago: St. Clair.
72. Shoemaker, P. J. & Reese, S. D. (1991), *Mediating the Message: Theories of Influences on Mass Media Content*. NY: Longman Publishers.
73. Shorter, E. & Tilly C. (1974), *Strikes in France 1830~1968,* MA: Cambridge.
74. Sleesman, D. J., Lennard, A. C., McNamara, G., & Conlon, D. E.(2018), “Putting escalation of commitment in context: A multilevel review and analysis”, *Academy of Management Journal*, Vol.12, No.1, pp.178-207.
75. Smelser, N. (1963), *Theory of Collective Behavior*. NY: Free Press.
76. Staw, B. M. (1976), “Knee-deep in the big muddy: A study of escalating commitment to a chosen course of action”, *Organizational Behavior and Human Performance*, Vol.16, pp.27-44.
77. Staw, B. M. (1981), “The escalation of commitment to a course of action”, *Academy of Management Review*, Vol.6, pp.577-587.
78. Tilly, C. (1978), *From Mobilization to Revolution,* MA: Addision-Wesley.
79. Turner, R. N. & Killian, L. (1972), *Collective Behavior,* 2nd ed. NJ: Prentice-Hall.
80. Vliegenthart, R. & Walgrave, S. (2012), “The interdependency of mass media and social movements”, In Semetko, H. & Scammell, M. (Ed.), *The Sage Handbook of Political Communication,* CA: SAGE.
81. Weber, R. P. (1990), *Basic Content Analysis,* CA: Newbury Park.

abstract

The Effects of Media Coverage on the Strikes Activity

Minju Shin* · Dong-One Kim**

The purpose of this paper is to analyze the influence of media coverages on strike activities such as durations, participants, and volume of strikes. It develops and tests a model focusing on frame theory, resource mobilization theory, escalating commitments, and constructionism using data from 11 media outlets from 2005 to 2018. Concerning media coverages, we measure both qualitative and quantitative aspects of news, such as the number of media coverage and the tone of news reports. We analyzed 151 strikes reported in at least one of 11 media outlets. Through the empirical findings, the positive and supportive news to unions and strikes can be used as mobilizable resources, we can confirm the effectiveness of media on the strike activities. This study contributes to the literature of strikes by combining media effects and social movement theory.

Keywords: strikes, media coverage, resource mobilization theory, commitment escalation theory

* Ph. D. Korea University Business School
** Professor, Korea University Business School

産 業 關 係 硏 究
第30卷 第3號, 2020. 9. pp.99~117
ⓒ 韓國雇傭勞使關係學會
https://doi.org/10.37926/KJIR.2020.09.30.3.99

여성의 건설기능직 참여제고 및 숙련개발을 위한 개선과제 연구*

전 명 숙** · 김 경 희***

건설업은 노동력에 대한 의존이 높은 산업으로 건설근로자의 능력이 공사의 품질, 안전성, 그리고 생산성 전반에서 큰 비중을 차지하고 있다. 그러나 국내 건설업은 건설공사를 직접 담당하는 신규 기능인력의 유입이 감소하고 있으며 이로 인해 기능인력의 고령화가 빠르게 진행되고 있다. 이에 따라 최근 고령화의 직접적 원인이 되는 청년층의 건설기능직 기피 현상을 완화하기 위해 다양한 연구 및 지원방안이 모색되고 있다. 그러나 현재 대부분의 연구에서는 건설기능직에 참여율이 저조한 여성을 적극적으로 활용하고 개발할 수 있는 방안 제시는 대단히 미흡하다. 본 연구는 여성인력 활용방안을 제안하기 위해 여성건설기능인, 연구자, 정책담당자, 훈련업무 종사자, 그리고 노동조합 간부 등 건설업의 주요 관계자들을 중심으로 면접조사를 시행하였다. 이를 통해 여성의 건설노동시장 진입 이전단계에서부터 숙련인력으로 육성되는 각 단계에서 요구되는 지원방안을 제안하였다. 본 연구에서 제안한 지원과제로는 취업정보의 불투명성을 개선하기 위한 진입경로의 공식화와 여성건설기능인 양성을 위한 교육훈련 프로그램의 확대를, 그리고 취업한 이후의 개선과제로는 기능향상훈련의 제공, 편의시설의 개선, 그리고 성희롱 예방교육 등 조직문화의 개선을 제시하였다.

▶주제어: 건설기능직의 고령화, 여성건설기능인, 고용촉진, 숙련개발, 정책지원방안

논문접수일 : 2020년 8월 26일, 심사의뢰일 : 2020년 8월 27일, 심사완료일 : 2020년 9월 5일
* 이 연구는 2018년 한국여성정책연구원에서 수행한 건설근로자 고용개선 기본계획에 대한 특정 성별 연향분석 평가와 2020년 후속연구의 자료를 활용하여 새롭게 작성한 논문임을 밝힙니다.
** (제 1저자) 전남대학교 경영대학 경영학부, msjun@jnu.ac.kr
*** (교신저자) 한국여성정책연구원, kh99kim@kwdimail.re.kr

Ⅰ. 서 론

건설업은 국가 경제에서 높은 위상을 갖는 기간산업으로 고용과 전체 경제에 막대한 영향을 미친다. 건설업은 기계화가 점차 증가하고 있으나 여전히 노동력에 대한 의존이 높은 산업으로 건설근로자의 능력이 공사의 품질, 안전성, 그리고 생산성 전반에서 큰 비중을 차지하고 있다.

그럼에도 불구하고 최근 국내 건설업은 건설공사를 직접 담당하는 신규 기능인력의 유입이 감소하고 있으며 이로 인해 기능인력의 고령화가 빠르게 진행되고 있다. 우리나라는 2019년 현재 전체 취업자 중에서 40대 이상이 차지하는 비중은 65.0%인 반면 건설기능인력은 80.4%로 고령화 정도가 더욱 심각하다(경제활동인구조사, 2019). 이러한 고령화는 숙련의 단절을 초래하게 되며 결과적으로 품질 저하, 산재 증가 그리고 인력기반 와해로 이어질 수 있다(김동규, 2012).

이에 따라 최근 고령화의 직접적 원인이 되는 청년층의 건설기능직 기피 현상을 완화하기 위해 다양한 연구 및 지원방안이 모색되고 있다. 관련 연구들에서는 청년층이 건설기능직을 기피하는 주요 요인은 3D(Dirty, Difficult, Dangerous)업종이라는 사회적 인식과 안전문제 그리고 중층적 하도급 생산구조에 따른 불안정한 고용 등을 중요하게 지적하고 있다(건설근로자공제회, 2018). 그리고 이러한 분석에 기반하여 주요 개선과제는 건설업의 안전문제를 포함한 근로환경의 개선과 고용구조 변화 등이 제시되고 있다.

그러나 청년층의 건설기능직 유입촉진을 위한 개선과제들은 비록 청년 일반을 대상으로 하고 있지만 실제로는 주로 청년 남성을 주요 지원 대상으로 전제하고 있다. 현재 대부분의 연구에서는 건설기능직에 참여율이 저조한 여성(청년여성 포함)을 적극적으로 활용하고 개발할 수 있는 방안 제시는 대단히 미흡하다. 실제로 건설업은 우리나라에서 대표적인 남성 중심업종이다. 특히 종합건설업보다 기능직 중심인 전문건설업에 여성 비중이 더욱 저조한데 대략 5~6% 수준으로 나타난다(건설근로자공제회, 2018).

그동안 건설기능직에 여성인력 활용방안에 관한 연구가 부족한 국내와 달리 해외에서는 여성인력을 활용하기 위한 다양한 연구와 정책이 시행되고 있다. 관련 연구에 따르면 건설노동시장 진입과 진입 이후 각 단계에서 적절한 지원이 이루어진다면 여성은 건설업의 숙련인력 부족 문제를 해결하는 데 있어서 핵심적인 자원이 될 수 있음을 강조한다(Fielden et al., 2000). 따라서 건설기능직에 더욱 많은 새로운 국내인력 유입 제고를 위해서는 여성을 직접적인 대상으로 하는 보다 세분화된 지원방안이 필요하다.

본 연구는 이러한 논의의 흐름 속에서 우리나라 건설업에서도 고령화에 따른 기능직의

인력수급 문제를 개선하기 위해서 여성인력을 적극 활용하는 것이 필요하다고 보며 이를 위해 참여에서부터 숙련인력으로 육성되는 각 과정에서의 지원방안을 제안하고자 한다. 본 연구의 순서는 다음과 같다. 우선, 제Ⅱ장 선행연구에서는 건설업의 전반적 특성 및 건설기능인력 현황, 그리고 건설기능직 여성에 관한 기존 연구들을 살펴보겠다. 제Ⅲ장에서는 우리나라 건설업에서 여성인력을 활용하기 위해서 우선적으로 지원해야 할 과제들을 확인하기 위해 주요 관계자들을 중심으로 한 면접조사(FGI)를 시행하였다. 면접조사는 개인 및 표적집단면접(focus group interview)으로 진행하였으며 여성건설기능인, 연구자, 정책담당자, 훈련업무 종사자, 그리고 노동조합 간부를 중심으로 이루어졌다. 마지막으로 제 IV장에서는 문헌연구 및 면접조사에 기반하여 여성의 건설기능직 참여확대 및 숙련개발을 위한 지원방안을 제안할 것이다.

Ⅱ. 선행연구

1. 건설업 특성: 생산구조 및 건설기능인력 현황

건설산업은 건설업과 건설용역업으로 나누어진다. 건설업은 '토목공사, 건축공사, 산업설비공사, 조경공사, 환경시설공사, 그 밖에 시설물을 설치·유지·보수하는 공사 및 기계설비나 그 밖의 구조물 설치 및 해체공사 등'을 뜻하며 건설용역업은 '건설공사에 관한 조사, 설계, 감리, 사업관리, 유지관리 등 건설공사와 관련된 용역을 하는 업'을 말한다(「건설산업기본법」 제2조).

특히 건설업은 '국민의 주거, 도로와 댐 등 사회간접자본과 산업생산시설'의 공사를 수행하는 업종으로 우리나라 경제성장에 큰 기여를 하는 기간산업이다(건설근로자공제회, 2018). 건설업은 다시 종합건설업과 전문건설업으로 나누어진다. 종합건설업은 '종합적인 계획, 관리 및 조정을 하면서 시설물을 시공하는 건설공사'이며 전문건설업은 '시설물의 일부 또는 전문 분야에 관한 건설공사'를 뜻하는데 실내건축공사업, 토공사업, 미장방수조적공사업 등 총 29개 업종이 있다(「건설산업기본법」 제2조). 일반적으로 종합건설업체는 발주자로부터 주문을 받은 후 전문건설업체와 하도급 계약을 맺는다.

한편 건설업 취업자를 보면 크게 사무직과 현장기술직으로 구분할 수 있다(김학경, 2015). 대부분 본사나 지사 등에서 업무를 보는 사무직과 달리 현장기술직은 건설현장에서 근무하는데 특히 현장기술직 가운데 시공에 직접 참여하는 건설기능인력은 3개 직종(기능원 및 관련 기능 종사자, 장치기계조작 및 조립종사자, 단순노무종사자 등) 종사자로 2019년

현재 건설업 취업자 중 대략 74% 수준에 이른다(경제활동인구조사, 2019).

현재 건설업이 당면하고 있는 가장 큰 도전과제 중 하나는 건설기능직 종사자의 고령화 문제이다. 〈표 1〉에 따르면 2019년 현재 전체 건설기능인력 1,522천 명 가운데 40대 이상 비중은 80.4%로 2000년의 58.8%에 비해 10년이 안 되는 기간 동안 21.6%p가 증가하였다. 반면 전체 취업자도 고령화 추세에 있으나(2000년 47.5%, 2019년 65.0%) 그 증가 폭이 건설기능직에 비해서는 크지 않음을 알 수 있다.

이러한 고령화의 문제점은 숙련 전수의 단절을 초래하게 되며 노동생산성의 저하와 재해율의 증가 그리고 건설산업의 생산 인프라 위협으로 귀결된다(김동규, 2012). 건설공사는 작업의 표준화가 어려운 만큼 기계화 및 자동화로 숙련인력을 대체하는 데 한계가 있다. 또한, 부족한 기능인력을 대체하기 위하여 외국인 근로자의 활용이 증가하고 있으나 외국인 근로자는 언어소통의 문제나 체류 기간 문제 등으로 인해 숙련인력의 문제를 근본적으로 해소하는 데 어려움이 있다(심규범, 2006). 이에 따라 많은 연구는 고령화에 따른 인력수급 문제를 해소하기 위해서는 결국 내국인 청년층에 대한 육성이 무엇보다 중요한 과제임을 주장한다.

한국건설산업연구원(2015)의 설문조사에 따르면 현재 건설업에 청년층의 진입이 저조한 이유는 높은 노동강도(33.2%)와 직업으로서의 불안정한 미래(32.5%)가 가장 높은 응답률을 보이고 있었다. 그리고 청년층 유입의 효과적인 방안으로는 고용의 안전성 및 사회안전망 확보가 높은 비중을 차지하고 있었다. 다른 연구에서도 유사하게 임금상승 및 고용안정, 근로시간 단축, 사회보험 적용, 안전한 작업환경 조성, 병역특례 적용 등이 제시되고 있다(강민경, 심규범, 2016). 이처럼 청년층 대상의 지원방안은 대부분 성별 고려 없이 통합적으로 적용되는 사항들이다. 그러나 특히 청년여성을 포함한 여성인력의 참여가 더욱 저조한 건설노동시장의 성별 현황을 고려해볼 때 건설업에 내재된 일반적인 개선과제뿐만 아니라 여성의 참여와 숙련개발을 더욱 어렵게 하는 장애 요인들을 찾아내어 개선할 필요가 있다.

〈표 1〉 건설기능인력 수와 40대 구성비

(단위: %, 천명)

연도	건설기능인력 수	40대 이상 구성비	
		건설기능직종 종사자	전체 취업자
2000	1,219	58.8	47.5
2005	1,306	63.8	53.7
2010	1,234	77.4	59.0
2015	1,364	83.2	62.7
2019	1,522	80.4	65.0

출처: 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

〈표 2〉 건설업 성별 취업자 현황(2015~19)

(단위: 천명)

	2015	2016	2017	2018	2019
여성	155	151	180	210	202
남성	1,699	1,718	1,808	1,824	1,817
전체	1,856	1,869	1,988	2,034	2,020

출처: 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

건설업 취업자의 성별 현황을 보면 낮은 여성 비중을 확인할 수 있다. 〈표 2〉 건설업 성별 취업자현황을 보면 2015년 여성 근로자는 155천 명이었으나 이후 약간의 증가세를 보여 2019년에는 202천 명으로 대략 10%의 비중을 보이고 있다.

이러한 여성의 비중은 종합건설업보다 건설기능인력 비중이 높은 전문건설업에서 더욱 저조한 데 2019년 현재 적극적 고용개선조치 대상기업[2] 중 중공업(1차 금속, 운송장비)에 뒤이어 가장 낮은 여성 비중을 보인다(고용노동부, 2019). 예컨대 1000인 이상 기업의 경우 전체 여성 근로자 비율 평균이 27.47%, 1000인 미만에서는 25.40%를 보이는 반면 전문건설업은 각각 4.33%와 6.44%로 많은 격차를 보이고 있다(종합건설업의 경우에는 각각 10.36%와 10.06%).

이처럼 전반적으로 건설기능직에 여성 참여율이 저조한데 더해서 건설기능직 내부에서도 직종에 따라 여성 참여율에 차이를 보이고 있다. 건설근로자공제회(2018)에서 조사한 자료에 따르면 남성의 경우 대부분의 직종에 골고루 참여하고 있는 반면 여성은 특별한 기술이 필요하지 않으며 하루 노임단가가 가장 낮은 보통인부에 주로 종사하고 있다. 또한, 여성 참여가 거의 없는 분야도 많았다(표 3 참조).

〈표 3〉 건설기능인력의 성별 주요직종 및 노임단가

(단위: %, 원)

	사례 수	보통인부	철근공	형틀목공	미장공	내선전공	배관공	기계설비공
남성	985	22.7	9.9	7.7	6.2	6.3	5.3	5.3
여성	33	45.5	9.1	3	6.1	-	3	-
전체	1,018	23.5	9.9	7.6	6.2	6.1	5.2	5.1
노임단가		138,290	219,392	215,964	216,528	239,716	189,003	185,702

출처: 건설근로자공제회(2018), 대한건설협회(2020).

2) 적극적 고용개선조치는 전체 공공기관 및 500인 이상 사업장, 지방공사·공단 등을 대상으로 여성 고용기준(근로자 및 관리자 비율)을 충족하도록 유도함으로써 고용상의 성차별을 없애고, 고용 평등을 촉진하는 제도이다(고용노동부, 2019). 적극적 고용개선조치 대상기업은 매년 성별 고용 현황을 제출해야 한다.

이상 건설업의 특성을 요약하면 건설기능직은 다른 업종에 비해서 평균 연령이 상당히 높아 인력수급에 많은 문제가 있다. 이러한 일반적인 상황에 더해서 성별로 고용현황을 보면 여성은 남성에 비해 절대적으로 규모가 작으며 건설노동시장에 취업한 여성들이 종사하는 직종도 단순노무직에 다수 몰려 있다. 따라서 건설기능직 인력수급 문제 해소방안의 하나로 청년여성을 포함한 여성인력을 활용하기 위해서는 보다 더 여성에게 특화된 참여 확대와 숙련개발 지원방안을 모색할 필요가 있다. 이하에서는 건설노동시장에서의 여성 참여와 관련한 기존 논의들을 살펴보겠다.

2. 여성 건설기능인력에 관한 기존 연구

통계에서도 확인했듯이 건설기능직은 우리나라의 대표적인 남성 중심직종이다. 건설기능직에 여성 비중이 낮은 이유에 대한 기존 설명 중 하나는 직종 특성상 육체적 힘이 중요한 만큼 여성 참여가 제한될 수밖에 없다는 것이다(심규범, 2006). 이러한 입장에서는 건설기능직에 여성 비중이 낮은 것은 여성이 이 일을 수행하기에는 신체적 어려움이 있으며 또한 여성 자신도 기피하기 때문이라는 가정을 하고 있다(England, 1982; Anker, 1997).

그러나 관련 연구에 따르면 건설현장에서 사용하는 자재가 경량화되고 장비가 기계화되면서 점차 육체적 힘의 중요성이 줄어들고 있다(Fielden et al., 2000; Bagilhole, 2002). 또한, 건설기능직 여성 근로자에 관한 국내외 사례연구를 보면 일반적 인식과는 달리 여성들이 남성과 비교하여 특별하게 낮은 능력을 보이지는 않았다. 연구에 따르면 여성 건설기능인의 학습능력이나 작업능력 모두 남성 건설기능인과 비교하여 의미 있는 차이가 없으며 경력개발에 대한 의욕 역시 높았다(전명숙·김경희, 2019). 또한, 여성 건설기능인들은 기존의 다른 일자리 경험과 비교하여 건설기능직의 임금수준과 건축공사의 최종결과물에 대해 높은 만족감을 느끼고 있었다(이승주, 2017; 박성신, 2018).

실제로 여성들이 건설기능직에 관심을 갖게 된 주요 계기는 다른 제조업에 비해 높은 임금수준이었다(김경희 외, 2018). 〈표 4〉에서 보듯 2020년 상반기 적용 공사부문 노임단가에서 최고임금은 송전활선전공 직종으로 1일 8시간 근무기준 465,125원이며, 제조부문에서는 CAD 설계사 직종으로 127,699원으로 나타났다. 또한, 공사부문에서 가장 임금이 낮은 보통인부도 138,290원인데 이는 제조부문과 비교하여 높은 수준이다. 일반적으로 보통인부는 '기능을 요하지 않는 경작업인 일반잡역에 종사하면서 단순 육체노동을 하는 사람'으로 정의되는데 이처럼 건설노동시장에 진입하면 특별한 기술 없이도 제조부문의 평균임금 수준인 94,836원보다 높게 받는다(대한건설협회, 2020).

이처럼 건설업의 임금수준은 여성들이 건설기능직에 관심을 갖게 된 주요 요인으로 나타

났다. 건설기능직의 경우 숙련향상에 따른 임금인상이 함께 수반되는 직종으로 해외의 정책 사례에서도 저학력 여성들이 저임금, 저숙련의 악순환에서 벗어날 수 있는 주요 일자리로 제시되고 있다.

예컨대 미국에서는 저학력 여성이 높은 수준의 임금과 경력개발이 가능한 일자리에 참여할 수 있도록 정책적으로 지원하고 있는데 건설기능직은 그 대표적인 예이다. 미국에서도 건설직종처럼 비전통적 분야의 일자리[3]는 높은 임금과 높은 숙련 (상대적으로 낮은 남녀간 임금격차) 그리고 경력축적의 기회가 있지만, 성별 직종분리에 의해 여성들의 참여는 대단히 저조하다. 이에 따라 미국 정부에서는 좀 더 많은 여성이 건설기능직처럼 비전통적 분야에 참여할 수 있도록 관련 법(예컨대 '여성을 위한 비전통적 직종의 고용법'(Nontraditional Employment for Women Act, 이하 NEW)과 '어프렌티스십과 비전통적 직종에서의 여성' (Women in Apprenticeship & Nontraditional Occupations, 이하 WANTO)을 제정하여 고용 및 교육훈련 프로그램을 지원하고 있다.

NEW법과 WANTO는 각각 노동공급 측과 노동수요 측에 대한 지원정책을 담고 있는데 전자의 경우에는 주정부를 통해 지역의 다양한 교육훈련기관 및 고용서비스기관에 재원이 배분되고 있으며, 후자의 경우에는 연방정부에서 직접 지역의 비영리조직에 재정지원을 하고 있다. 정책효과에 관한 연구에 따르면 특히 NEW법은 노동공급 측인 여성에게 직접적인

〈표 4〉 2020년 상반기 적용 노임단가(공사부문, 제조부문)

(단위: 원)

공사부문		제조부문	
송전활선전공	465,125	CAD 설계사(회로)	127,699
줄눈공	156,858	CAD 설계사(기계)	110,008
미장공	216,518	전자제품조립원	82,567
플랜트특수용접공	242,150	부품조립원	79,162
형틀목공	215,964	화학공학품질관리원	106,010
도배공	174,514	상표부착원	80,526
건설기계 운전사	202,885	재봉사	91,102
배관공	189,003	목재포장원	89,198
조력공	140,772	유리제품생산기계조작원	74,629
보통인부	138,290	단순노무종사원	79,552

자료: 대한건설협회(2020), 중소기업중앙회(2019).

3) 비전통적인 일자리의 개념은 미국 노동부에 따르면 특정의 성(gender)이 전통적으로 다수를 차지하는 직종으로 다른 성이 25% 미만으로 구성된 일자리를 뜻한다. 따라서 남성 지배적인 건설직종은 전형적인 비전통적 일자리이다.

훈련지원을, 그리고 WANTO는 노동수요 측인 고용주에 대한 기술적 지원을 함으로써 점진적으로 여성채용을 높이는 방향으로 작용했다(Mastracci, 2003). 이처럼 미국의 정책사례에서 보듯 건설기능직처럼 여성 참여 비중이 낮은 분야에 여성 고용률을 높이기 위해서는 다각적 지원이 필요하다.

요컨대 건설기능직에 여성의 참여가 저조한 것은 여성들이 건설기능직에 대한 선호도가 남성과 비교하여 특별하게 더욱 낮거나 능력 부족에 있다기보다는 다양한 장애 요인들, 예컨대 취업 정보나 훈련기회의 부족, 불투명한 진입경로, 그리고 여성을 배제하는 조직문화 등이 중요하게 영향을 미칠 수 있다(Gale, 1994; Fielden et al., 2000). 결국, 청년 여성을 포함한 여성인력들의 건설노동시장 참여 제고와 숙련개발을 위해서는 건설업의 생산구조 및 고용특성, 그리고 작업환경에 대한 전반적인 개선이 필요한 한편 여성들에 대해 더욱 높은 진입장벽으로 작용하는 장애 요인들을 찾아서 개선하는 것 역시 중요하다.

다음 장에서는 이러한 연구 목적하에 건설업 분야 주요 관계자에 대한 면접조사를 통해 여성의 건설기능직 참여 확대 및 숙련개발을 위한 개선과제들을 분석하겠다.

Ⅲ. 여성 건설기능인 육성을 위한 개선과제

본 연구 면접대상자는 〈표 5〉에 정리되어 있듯이 여성 건설기능인(4명), 노동조합 상급단체 간부(1명), 건설업 고용연구자(5명), 건설근로자 전문기관 훈련 종사자(1명), 그리고 정책담당자(1명)로 구성되어 있다. 면접대상자 가운데 여성 건설기능인에 대해서는 여성들이 공사현장에서 당면하는 제반 애로사항을 중심으로 질문하였으며, 다른 면접참여자들에게는 여성들의 건설노동시장 참여와 고용유지에 장애 요인이 되는 사항들과 함께 시급한 개선과제들을 중심으로 질문하였다. 면접조사는 2018년 8월부터 11월까지 개인 및 표적집단면접(focus group interview) 방식으로 이루어졌으며, 2019년 상반기에는 자료보완을 위해 개별적으로 추가 인터뷰를 진행하였다.

한편, 본 연구는 면접조사를 보완하기 위해 건설노동시장에 대한 통계분석과 문헌연구를 함께 수행함으로써 면접조사의 내용을 확인하였다.

이하의 내용은 건설노동시장 참여에서부터 숙련인력으로 육성되는 과정에서의 여성 대상 지원과제를 담고 있다.

〈표 5〉 면접조사 참여자 정보

특성	사례 번호	성별	관련 경력
건설업 고용연구자	1	남	- 건설근로자고용개선기본계획 연구
	2	남	- 건설근로자 전문기관 연구위원
	3	남	- 건설근로자고용개선기본계획 및 편의시설 관련 연구
	4	여	- 건축학과 교수
	5	여	- 여성건설근로자 연구 및 인적자원개발 분야 전문가
여성건설기능인	6	여	- 타워크레인 기사(경력 12년)
	7	여	- 타워크레인 기사(경력 18년)
	8	여	- 건설플랜트, 화기감시자(조공, 경력 12년)
	9	여	- 건설플랜트, 화기감시자(조공, 경력 5년)
교육훈련 담당자	10	남	- 건설근로자 전문기관 교육훈련 및 프로그램 관리
노동조합 간부	11	여	- 여성건설기능인 소속 노동조합 상급단체 간부
정책담당자	12	여	- 건설근로자 관련 정책담당자

1. 공식적 기능습득과 취업경로 구축

면접조사 참여자들에 따르면 여성들의 건설노동시장 참여제고를 위해서는 무엇보다 취업정보의 불투명성을 개선하기 위해 공식적인 기능습득과 취업경로를 구축하는 것이 중요하다고 강조하였다.

면접조사 참여자들은 건설업 진입 과정이 인맥 중심의 폐쇄적인 경로로 이루어지듯 건설근로자의 기능습득 역시 대부분 비공식적인 방식으로 이루어지고 있음을 지적하였다. 실제로 관련 연구에 따르면 건설노동시장에 참여하는 과정에서 구직자 다수(76.3%)는 작업반장(또는 인맥) 소개로 들어왔으며, 일부는 유료직업소개소(용역센터)(18.5%), 새벽인력시장(3.3%), 무료직업소개소(공공 및 노동조합 0.9%) 등을 활용하였다(건설근로자공제회, 2018). 또한, 기능습득경로 역시 '건설현장에서 만난 사람으로부터'(41.2%), '친척·친구 등 전부터 알고 있던 사람으로부터'(22.7%), '혼자서 경험을 통해'(21.3%) 등으로 나타나는데 전체적으로 비공식적 인적 네트워크를 통한 기능습득경로가 85.2%로 높게 나타났다(임상훈 외, 2013). 이처럼 비공식적 특성이 강한 건설업의 경우 기존 인맥 속에 편입되지 못한 여성들은 건설업으로 참여하는 것이 상당히 제한될 수밖에 없다.

더욱이 면접조사 참여자들은 여성들이 건설기능직에 진입하기 전에 기능을 배울 수 있는 공공 및 민간 훈련기관이 상당히 부족하다고 지적하였다. 현재 건설기능인력 양성을 위한

주요 교육기관은 건설근로자공제회를 통한 지역훈련기관 24개, 노동조합에서 진행하는 기능학교, 그리고 민간훈련기관 등이 있으나 여성인력만을 대상으로 하는 양성훈련 프로그램은 대단히 부족하다.

예컨대 우리나라에서 대표적으로 건설노동자의 고용안정 및 교육훈련, 그리고 취업지원을 수행하고 있는 건설근로자공제회의 경우 연간 8,000여 명에게 훈련을 제공하고 있다. 이러한 훈련은 주로 기능향상훈련이 그 중심을 이루고 있으며 양성훈련은 일부(12% 내외)에 불과한 것으로 나타났다(사례 10). 훈련사업의 기본취지가 건설일용근로자가 '일과 훈련을 병행하면서 기능향상을 할 수 있도록 지원하는 것'인 만큼 기존에 경력이 없는 여성들이 훈련을 받기에는 어려운 상황이다(건설근로자공제회 홈페이지).

한편 현재 정부지원의 건설근로자공제회 훈련사업 추진체계 하에서는 여성들이 정보를 취득하여 훈련프로그램에 접근하는 데 한계가 있다. 훈련사업 추진체계는 '고용노동부, 건설근로자공제회, 훈련기관, 훈련생'으로 이루어지는데 '고용노동부는 운영지침 수립 및 시달, 공제회는 훈련기관공모 및 선정, 훈련상황 지도점검 등이 중요한 업무이며 참여훈련기관에서 훈련생 모집, 훈련실시 및 사후관리'를 하게 된다(건설근로자공제회 홈페이지). 따라서 여성인력에 대한 특별한 지침이 내려지지 않는다면 훈련기관은 기존의 관행대로 남성을 중심으로 훈련생을 모집하게 되며, 훈련 강사 역시 기존방식대로 교육프로그램을 운영하게 되는 것이다.

이 경우 여성들은 모집과정에서부터 훈련기관에 접근하는 것이 어려울 뿐만 아니라 참여한다고 하더라도 건설기능에 대한 기본지식이 부족하기 때문에 수업진도를 따라가는 데 상당한 어려움을 경험하게 된다. 따라서 건설기능인 양성훈련프로그램에 여성인력의 비중을 높이기 위해서는 보다 적극적으로 여성훈련생 모집이 필요하며, 교육내용도 기초가 부족한 여성들이 낙오되지 않고 학습할 수 있도록 프로그램 내용과 강의방식에 대한 변화가 요구된다.

더 나아가 독자적인 여성인력 교육기관을 확충함으로써 여성인력의 건설노동시장 진출을 보다 적극적으로 지원하는 것이 필요하다. 실제로 본 연구의 면접조사 참여자인 타워크레인 기사(사례 6, 7)는 '90년대 건설회사에서 정부지원으로 설립한 여성특화 기능학교(현재는 운영되고 있지 않음)에서 집중적으로 핵심기능을 학습한 경험이 있으며, 이를 통해 지속적으로 숙련기능인으로서의 경력을 쌓아나갈 수 있었다'고 평가했다.

2. 교육훈련 기반구축

한편 건설기능직에 취업한 이후에도 여성들이 지속적으로 고용을 유지하면서 직업 전망을 갖기 위해서는 기능향상훈련이 필요한 것으로 나타났다. 면접조사 참여자들은 비록 제한

적인 숫자의 여성들이 비공식적인 인맥을 통해 건설노동시장에 진입하였다 하더라도 이후 지속적으로 숙련을 쌓아가면서 경력을 개발하는 것은 대단히 어려운 구조라고 지적하였다. 즉 동일 기능 동일 임금을 받는 건설업의 특성으로 인해 남녀 모두 처음 일을 시작할 때는 임금 차이가 크지 않으나 이후 남성은 지속적으로 숙련을 향상할 기회를 갖게 되기 때문에 시간이 흐를수록 남녀 간 임금격차가 커진다는 것이다. 반면 여성은 처음에 배정된 저숙련 일을 지속하여 수행하기 때문에 숙련향상 및 경력개발이 어렵다고 진단하였다.

실제로 건설근로자들의 직종별 분포를 보면, 앞에서도 언급했듯이 남성 근로자의 경우에는 직종별로 골고루 분포하고 있었으나, 여성 근로자는 특별한 기술 없이 보조적인 일을 수행하는 '보통인부'에 가장 높은 참여를 하고 있었다. 또한, 근로자의 작업능력 수준을 묻는 질문에서도 여성의 경우 단순 노무를 담당하는 '일반공'(54.4%)의 비중이 가장 높은 반면, 각 공정별로 인부를 통솔하여 작업을 지휘하는 '팀장·반장'은 거의 없는 것으로 나타났다(건설근로자공제회, 2018).

면접조사 참여자에 따르면 여성들이 건설기능직에 취업한 이후에 경력을 개발하는 것이 어려운 이유는 크게 두 가지 요인에 기인한다고 분석하였다. 우선 건설업의 비공식적 숙련 습득과정과 관련이 있다는 것이다. 즉 건설업에서는 숙련인력으로 성장하기 위해서는 현장 경험이 대단히 중요한데 이 과정에서 '진입 시 인맥'을 통해서 비공식적 훈련을 받게 된다. 그리고 이후 기능인력으로 성장하는 과정에서도 인맥은 가장 중요한 요소 중 하나로 작용하게 된다는 것이다(사례 2).

실제로 관련 연구에 따르면 숙련인력으로 성장하는데 소요되는 시간은 상당한 것으로 나타났다. 설문조사에 의하면 초보 기능공으로 육성하는 데 소요되는 기간이 3년(33.7%), 5년(27.6%), 6년 이상(19.2%) 등의 순으로 평균 5년 정도 소요된다(한국건설산업연구원, 2013). 따라서 5년간은 건설노동시장에 진입하였다 하더라도 지속적으로 교육훈련을 받을 수 있는 인맥이 필요하며 그렇지 못한 경우 숙련개발에 많은 한계가 초래된다.

다음으로 여성은 진입 초기 단계부터 기능을 배울 수 있는 작업에 배정되지 않기 때문에 숙련향상을 통한 경력개발이 어려운 구조에 놓여 있다는 것이다. 면접조사 참여자에 따르면 플랜트건설업 진입 당시 배정받았던 분야(화기 감시)에서 오랜 시간이 지난 이후에도 조공으로 계속 일을 하고 있는데 당시 함께 조공으로 일을 시작했던 남성 동료는 배관, 용접 분야의 숙련기능공으로 성장하였다고 토로하였다(사례 8).

이러한 사례는 플랜트건설업에 관한 사례연구에서도 나타나는데 이에 따르면 플랜트건설업에서 여성 숙련기능인을 찾기 어려운 이유는 여성은 처음부터 숙련개발이 필요하지 않은 일에 배정되었기 때문이라고 분석하였다(김혜영, 2015). 요컨대 남자와 여자 모두 일의 시작단계에서는 조공으로 출발하나 남성은 숙련을 쌓아 기능공으로 경력이동을 할 수 있는

분야(예컨대 배관, 용접 등)에 배정되는 반면 여성은 단순한 일(예컨대 화기 감시 등)에 배정됨으로써 지속적으로 조공에 머무르게 된다는 것이다. 이에 따라 남성 근로자는 기능공의 작업을 관찰하고 현장에서 연습하는 과정을 통해 숙련 및 임금상승을 이루지만 여성 근로자는 동일한 작업능력과 임금수준을 유지하게 되는 것이다.

이상의 분석처럼 여성들이 숙련기능공으로 성장하기 위해서는 지속적인 훈련기회의 부여가 중요한데 현재의 숙련 전수 방식으로는 여성 기능인이 성장하는 데 많은 한계가 있다. 따라서 건설노동시장 진입 이후 기능인력으로 성장하기 위해서는 여성의 경우 근로자 본인이 희망하면 다른 기능을 배울 수 있도록 교육훈련 프로그램에의 접근성을 높이는 방안이 필요하다.

3. 편의시설 개선

한편 건설현장은 야외에서 작업하는 특성으로 인해 먼지와 소음 그리고 각종 유해물질 등에 노출될 가능성이 높다. 이에 따라 「건설근로자의 고용개선 등에 관한 법률」에는 편의시설 설치의무가 규정되어 있으며 시행령 제4조(고용 관련 편의시설 설치 등의 의무건설공사의 규모)는 공사 예정금액이 1억 원 이상의 건설공사는 '화장실, 식당, 탈의실 등의 시설을 설치하거나 이용할 수 있도록 조치하여야 한다'고 규정하고 있다.

그러나 면접조사 참여자들에 따르면 공정별 또는 공사 규모에 따라 편의시설 설치현황은 매우 상이한 것으로 나타났다. 즉 설치기준에 미흡한 곳에서부터 설치가 전혀 되어 있지 않은 경우까지 사례가 다양하였는데 기존 관행이나 건설회사의 임의적 자체기준에 의해 일방적으로 설치하는 경우가 많다고 지적했다(사례 3).

일반적으로 건설업은 편의시설 개선에 대한 필요성이 대단히 높은 업종이다. 그동안 건설업은 대표적인 3D 업종 중 하나로 인식되었으며 이러한 인식은 청년층의 건설업 회피의 주요 요인이 되는 상황이다. 그런데 이러한 건설현장의 편의시설 문제는 남성보다 여성 근로자들에게 더욱 심각하게 제기되고 있다.

그 이유는 건설현장은 여성들의 구성 비율이 낮기 때문에 여성들을 위한 편의시설의 설치가 상대적으로 더욱 저조하기 때문이다. 면접조사 참여자에 따르면 특히 위생적인 화장실 설치가 무엇보다 큰 요구사항으로 나타났다. 이에 따르면 여성 전용을 포함하여 설치된 화장실의 위생 수준은 매우 불량했으며, 기본적인 휴지는 물론이고 손을 씻을 수 있는 세면대나 물조차 찾아볼 수 없는 경우가 많았다. 이에 따라 여성 근로자의 경우 작업을 하면서 물을 마시지 않거나 생리현상을 참는 등 여러 방식으로 대처할 수밖에 없다고 토로하였다(사례 6, 7).

한편 탈의실 및 휴게실과 같은 편의시설도 유사한 문제점이 제기되었다. 탈의실 및 독자적인 여성 휴게실 자체가 없는 경우가 빈번하며 설치된 경우에도 남녀가 공동으로 사용하는 공간의 한 부분을 가림막으로 막아서 사용한다는 것이다. 이로 인해 면접조사 참여자는 “기본적인 편의시설은 1억 원 이상 공사에서는 의무적으로 설치해야 하는데 실제로 건설현장에서는 갈아입을 곳이 없기 때문에 집에서 옷 입고, 각반 다 차고 오는 현상”이 발생한다고 지적하였다(사례 3). 이러한 편의시설 개선에 대해 면접조사 참여자들은 근로자의 인권 측면에서 접근할 필요가 있다고 지적하면서 여성 근로자들이 건설노동시장에 진입하여 지속적으로 일을 하면서 직업전망을 개발하기 위해서는 ‘정당하게 제대로 일할 환경’ 조성이 무엇보다 중요한 개선과제 중 하나임을 강조하였다.

4. 성희롱 예방활동 및 교육

건설현장은 남성이 다수인 직장으로써 여성의 경우 성희롱, 성차별에 노출될 가능성이 높다. 이러한 상황에 대한 경험이나 우려는 면접조사 참여자 대부분이 제기하고 있으며 여성건설근로자에 대한 해외 사례연구에서도 빈번하게 나타나고 있다(Gale, 1994; Eisenberg, 1998).

그러나 우리나라에서는 아직 정책적 개선 노력은 미흡한데 면접조사 참여자에 따르면 성희롱 예방교육은 거의 시행되고 있지 않다고 밝혔다(사례 11). 현재 「남녀고용평등과 일·가정 양립 지원에 관한 법률」 제13조(직장 내 성희롱 예방교육 등)에 따르면 ‘사업주는 직장 내 성희롱을 예방하고 근로자가 안전한 근로환경에서 일할 수 있는 여건을 조성하기 위하여 직장 내 성희롱의 예방을 위한 교육을 매년 실시하여야 한다’고 규정되어 있다. 그러나 이러한 사업주의 성희롱 예방교육 의무에도 불구하고 실제로 비정규직이 다수인 건설현장에서는 성희롱 예방교육이 거의 이루어지고 있지 않은 것이 현실이다. 이에 따라 근로자들이 성희롱이나 성폭력에 대한 개념을 인지하지 못하는 경우가 빈번하며 인지하였다고 하더라도 어떠한 방식으로 해결하여야 할지 모르는 경우가 다수이다(사례 6, 7).

이와 관련하여 성희롱 예방교육을 강화하고 의무화하기 위해서는 산업안전보건 교육과 연계 실시하는 것이 필요하다는 의견이 제시되었다(사례 11). 현재 「산업안전보건법」 제 29조에 따르면 사업주는 정기적으로 근로자에게 안전보건 교육을 의무적으로 시행하도록 규정되어 있다. 따라서 산업안전보건 교육내용에 성희롱 예방 내용이 추가된다면 일정 수준 건설현장에서의 성희롱 문제가 개선될 수 있다는 것이다.

그러나 산업안전과 성희롱을 연계하는 부분은 논의의 여지가 있는 것으로 나타났다. 요컨대 산업안전 교육은 산업재해를 예방하기 위한 교육으로써 현재 법에 따르면 산업재해는

‘노무를 제공하는 사람이 업무에 관계되는 건설물·설비·원재료·가스·증기·분진 등에 의하거나 작업 또는 그 밖의 업무로 인하여 사망 또는 부상하거나 질병에 걸리는 것’을 뜻하는데(제 2조) 과연 성희롱 피해가 이러한 산업재해의 기준에 해당하는지에 대해 아직 명확하지 않다는 지적이다(사례 12). 그러나 현재 이러한 쟁점과 관련하여 분석한 연구(최윤정, 2019)에 따르면 성희롱 피해는 ‘업무과정에서 인간에 의해 정신적·신체적 부상을 당하는 것’인 만큼 산업재해[4]의 유형으로 적극적으로 해석한 정책 접근이 필요하다고 강조하였다.

Ⅳ. 결론 및 정책제언

건설업은 그동안 다른 업종에 비해서 고령화의 진행이 빨라 숙련인력 수급에 많은 문제가 있어 왔다. 이러한 일반적 상황과 함께 건설업 고용현황을 성별로 보면 여성의 참여가 남성보다 대단히 낮으며 건설노동시장에 진입한 여성 근로자도 대부분 단순노무직에 종사하고 있다. 이에 따라 본 연구에서는 건설기능직 인력수급 문제 해소방안의 하나로 청년여성을 포함한 여성인력 활용방안을 모색하기 위해 관련 분야의 다양한 이해관계자에 대한 면접조사를 시행하였다.

이를 통해 본 연구에서는 여성의 건설기능직 참여 제고와 숙련개발을 위한 다양한 개선과제를 제시하였는데 우선 공식적 기능습득과 취업경로 구축을 제안하였다. 다음으로 여성들이 취업한 이후에도 지속적으로 고용을 유지하며 경력을 개발하기 위해서는 교육훈련 기반 구축, 편의시설 개선, 그리고 성희롱 예방 활동 및 교육이 필요함을 제안하였다. 이하에서는 각 개선과제에 관한 내용을 구체화할 수 있는 몇 가지 정책방안을 제언함으로써 본 연구의 결론을 대신하겠다.

우선 본문에서도 언급했듯이 건설기능직에 여성 참여가 저조한 주요 이유는 취업정보의 불투명성, 비공식적(주로 남성을 중심으로 한) 인맥에 의한 기술습득과 진입경로를 들 수 있다. 따라서 여성의 건설기능직 참여제고를 위해서는 기능습득과 건설기능직의 진입경로를 보다 공식화하는 것이 필요하다. 이를 위해서는 무엇보다 여성 건설기능인 양성프로그램을 통한 채용통로가 중요한데, 본 연구는 정부의 보다 적극적인 역할이 필요하다고 본다. 「건설근로자의 고용개선 등에 관한 법률」 제3조(건설근로자 고용개선 기본계획의 수립·시행)에 의하면, 건설기능인력 양성 등 건설근로자의 직업능력 개발·향상에 관한 사항이 기본계획에 포함되어 있다. 그러나 실제로 여성들은 건설기능인력 양성 등의 직업능력 개발을

4) 「산업재해보상보험법」 제5조에 따르면, 산업재해는 ‘업무상의 사유에 의한 근로자의 부상, 질병, 신체장애 또는 사망’으로 정의된다.

위한 정부 사업에 참여할 기회가 부족한 상황이다.

현재 정부의 예산지원으로 건설근로자공제회를 통해 교육훈련 사업이 진행되고 있지만 대부분 건설기능 향상훈련에 집중되어 있다. 이에 본 연구에서는 여성 건설기능인 양성을 위해서 우리나라의 대표적 교육훈련기관인 한국폴리텍대학의 역할을 제언하고자 한다. 현재 한국폴리텍대학은 우리나라의 주요 기능인 교육훈련 기관으로 각 지역에 설치된 만큼 대부분 지역의 여성들에게 접근성이 높다는 장점이 있다. 또한, 다양한 학위 및 비학위 프로그램을 운영하고 있으며 자원과 역량이 축적되어 있기 때문에 여성 건설기능인 양성과 취업연계를 공식적으로 운영할 수 있으리라고 본다. 더욱이 최근에는 여성새로일하기지원본부와 한국폴리텍대학 산학협력단이 연계하여 여성을 위한 전문기술과정을 개설하고 있는 만큼 여성맞춤형 건설기능인 양성프로그램을 설계할 수 있으리라고 기대한다.

다음으로 여성 건설기능인의 숙련개발과 관련하여 여성 건설기능인 지원네트워크 구축을 고려해볼 수 있다. 본 연구에서도 확인하였듯이 여성들은 건설노동시장에 참여한다고 하여도 이후 기능향상 과정에서 많은 어려움을 경험하고 있었다. 따라서 건설노동시장에 진입한 여성 근로자들이 이후 지속적으로 기능을 향상하고 경력을 개발하기 위해서는 지원네트워크가 필요하다. 특히 남성 중심직종에서의 여성을 위한 멘토-멘티 프로그램을 고려해볼 수 있는데 이를 위해 건설근로자공제회의 적극적 지원역할을 제안하고자 한다. 건설근로자공제회는 1997년에 설립된 기관으로 「건설근로자의 고용개선 등에 관한 법률」에 근거 규정을 두고 있다. 건설근로자공제회는 건설노동자의 고용안정, 직업능력의 개발·향상, 취업지원을 위해 다양한 사업을 하고 있으며, 훈련 참여자들의 모집과 취업률 증가를 위해 교육훈련 사업 수행을 기관의 목적으로 두고 있다(건설근로자공제회 홈페이지). 따라서 건설근로자공제회는 고용노동부로부터 위탁받은 범위 내에서 다양한 사업운영 및 방법을 시행할 수 있는데 특히 여성 맞춤형 건설기능인 향상프로그램을 운영한다면 이는 사업목적 내에서 실현 가능하다고 본다.

본문에서도 언급했듯이 기능향상과정에서 여성 건설기능인들은 많은 어려움을 경험하고 있는데 이들 가운데 오랜 경력과 숙련도를 쌓은 여성 건설기능인의 경우 적극적으로 교육훈련 프로그램에 참여할 가능성이 높다. 따라서 건설현장에서 소수이지만 숙련도가 높은 여성 건설기능인을 찾아서 이들을 강사로 활용하거나, 또는 숙련도가 낮은 여성 기능인과 멘토-멘티 관계로 연결하여 준다면 남성 중심의 작업장에서 여성들이 경험하는 애로사항은 일정 수준 개선될 수 있으리라고 본다.

다음으로 본 연구에서는 여성에 대한 편의시설제공과 건설현장 성희롱 예방교육을 주요 개선과제로 제안하였는데 편의시설의 경우 현재 법적으로 규정된 기준이 준수될 수 있도록 보다 적극적인 정부 역할이 필요하다. 건설현장 편의시설개선을 위해 정부는 여러 차례 계

획안(예컨대, 『3차 건설노동자 고용개선기본계획』)을 제시한 바 있지만, 건설현장에서는 여전히 규정 위반이 빈번한 것으로 나타났다. 따라서 더욱 감독 기능을 강화할 필요가 있으며 규정이 지켜질 수 있도록 처벌기준을 엄격하게 하는 것도 고려할 필요가 있다.

한편 건설현장에서의 성희롱 예방은 여성 근로자들이 지속적으로 고용을 유지하고 경력개발을 하기 위해 대단히 중요한 과제이다. 그리고 이를 위해서 특히 정부(고용노동부)에 대해 법적인 의무가 부여되어 있는데 예컨대 「산업안전보건법」 시행령 제3조(안전보건의식을 북돋우기 위한 시책마련)에 따르면 고용노동부 장관은 안전보건의식을 북돋우기 위하여 관련된 시책을 마련하도록 규정하고 있다. 여성 근로자에게 있어 성희롱 문제는 작업장에서의 안전과 밀접한 관련이 있는 만큼 본 연구에서는 안전보건 교육에 성희롱 예방 교육을 포함하는 것이 필요하다고 제안한다. 더 나아가 참여 구성원 모두에게 성희롱, 성차별에 대한 개념과 상황을 교육함으로써 사전에 갈등적 상황을 예방하는 것은 건강한 작업환경을 위해 중요 과제라고 본다. 〈표 6〉은 여성의 건설기능직 참여제고 및 숙련개발을 위해 제언한 과제를 표로 정리한 것이다.

이상 본 연구는 건설기능직에 여성인력의 참여 제고와 숙련개발을 지원하기 위한 중요 과제들을 제안하였다. 그러나 본 연구에서 제안한 개선과제들은 실제로 건설현장에서 제기되는 모든 과제를 포괄하지 못하며 면접조사를 통해서 가장 시급하게 대두되는 우선과제들을 중심으로만 제한하였다. 따라서 현재 건설기능직에 대해서 갖고 있는 사회적 인식(즉 건설기능직은 남성의 일)이나 교육과정에서의 성별 분리문제 그리고 여성 건설기능인 육성을 위한 노동조합의 역할 등 다양한 영역에서 제기되는 개선과제까지는 분석하지 못하였다. 이

〈표 6〉 여성 건설기능인 육성을 위한 개선과제 요약

개선과제	실행 주체	내 용
공식적 기능습득 및 취업경로 구축	- 건설근로자공제회 - 한국폴리텍대학 등	- 여성건설기능인 양성프로그램 개설 및 취업 연계 - 여성훈련생 적극 모집방안 마련 - 여성훈련생 대상의 교육프로그램 내용과 강의방식 변화
교육훈련 기반 구축	- 고용노동부	- 「건설근로자의 고용개선 등에 관한 법률」, 「건설근로자의 고용개선 등에 관한 법률 시행규칙」 등 관련 규정 검토 및 개선
	- 건설근로자공제회	- 여성건설기능인 네트워크 지원 - 여성건설기능인 멘토-멘티 프로그램 신설 및 운영
편의시설 개선	- 고용노동부	- 감독기능 강화
	- 건설업체	- 여성화장실, 여성휴게실·탈의실 설치 및 위생 개선
성희롱 예방 교육	- 고용노동부	- 성희롱 예방교육을 위한 「산업안전보건법」, 「산업안전보건법 시행령」 등 관련 규정 검토 및 개선
	- 건설업체	- 성희롱 예방교육 시행

와 함께 추후 본격 실시될 건설기능인등급제와 전자카드제 등 건설현장의 변화가 미칠 영향까지는 다루지 못하였는데 이에 관한 본 연구의 한계는 다음의 연구 과제를 통해 보완할 수 있기를 기대한다.

참고문헌

1. 강민정·심규범(2016),『2015-2020 건설산업 수요 전망』, 한국고용정보원.
2. 김동규(2012),『건설기능인력의 고령화 실태와 고용연장방안』, 한국고용정보원.
3. 건설근로자공제회(2018),『2018년 건설근로자 종합생활 실태조사 보고서』, 건설근로자공제회.
4. 김학경(2015), “건설노동시장의 전문기능인력 현황과 확보방안에 관한 연구”, 석사학위논문, 고려대학교 대학원.
5. 김혜영(2015), “플랜트 건설업 성별 직종분리의 통념과 실제 - S 업체 노동과정을 중심으로”, 석사학위논문, 이화여자대학교 대학원.
6. 고용노동부(2019),『AA 남녀근로자 현황분석보고서』, 고용노동부·노사발전재단.
7. 대한건설협회(2020), “2020년 상반기 적용 건설업 임금실태조사보고서”, 대한건설협회.
8. 박성신(2018), “한국 건설현장의 젠더혁신 도입방안”,『2018 젠더혁신연구포럼: 남녀모두를 위한 기술혁신 자료집』, pp.57-66.
9. 심규범(2006),『건설기능인력 확보 및 육성방안』, 한국건설산업연구원.
10. 김경희·김둘순·김동식·장윤선·김병권·장명선·전명숙·정승화·김승혜(2018),『법정 중장기 계획 특정성별영향분석평가』, 여성가족부.
11. 이승주(2017), “여성 건설기능인의 직업진로 탐색경험과 경력관리에 관한 내러티브탐구”, 박사학위논문, 숭실대학교 .
12. 임상훈·이상민·인수범·박용철·우상범(2013),『건설근로자 고용개선 방안 개발연구』, 고용노동부.
13. 전명숙·김경희 (2019), “건설기능직의 성별 고용격차 유지 메커니즘 연구: 노동시장 진입단계를 중심으로”,『한국여성학』, 제35권 제3호, pp.1-42.
14. 중소기업중앙회(2019),『2019년 하반기 중소제조업 직종별 임금조사보고서』, 중소기업중앙회.
15. 최윤정(2019),『산업재해로서의 직장내 성희롱』, 푸른사상사.
16. 통계청(2019),『경제활동인구조사』, 통계청.
17. Anker, R.(1997), “Theories of occupational segregation by sex: An overview”,

International Labour Review, Vol.136, No.3, pp.315-339.

18. Bagilhole, G. et al.(2002), *Women in Non-Traditional Occupations: Challenging Men*, Palgrave Macmillan UK.
19. Eisenberg, S.(1998), *We'll Call You If We Need You: Experiences of Women Working Construction*, Cornell University Press.
20. England, P.(1982), "The failure of human capital theory to explain occupational sex segregation", *The Journal of Human Resources*, Vol.17, No.3, pp.358-370.
21. Fielden, S. et al. (2000), "Women in construction: The Untapped Resource", *Construction Management and Economics*, Vol.18, pp.113-121.
22. Gale, A.(1994), "Women in non-traditional occupations: The construction industry", *Women in Management Review*, Vol.9, No.2, pp.3-14.
23. Mastracci, S.H. (2003), "The institutions in institutionalization: Programs for women in highly skilled high-wage occupation", *Journal of Labor and Society*, Vol.6, No.4, pp.116-143.
24. 국가법령정보센터, 「건설산업기본법」, http://www.law.go.kr/lsInfoP.do?lsiSeq=206353&efYd=20190701#0000, 검색일 2020. 07. 20.
25. _____, 「건설근로자의 고용개선 등에 관한 법률」, http://www.law.go.kr/lsInfoP.do?lsiSeq=180477&efYd=20160728#0000, 검색일 2020. 07. 20.
26. _____, 「남녀고용평등과 일·가정 양립 지원에 관한 법률」, http://www.law.go.kr/lsInfoP.do?lsiSeq=221503&efYd=20200908#0000, 검색일 2020. 07. 20.
27. _____, 「산업안전보건법」, http://www.law.go.kr/lsInfoP.do?lsiSeq=219125&efYd=20200609#0000, 검색일 2020. 07. 20.
28. _____, 「산업재해보상보험법」, http://www.law.go.kr/%EB%B2%95%EB%A0%B9/%EC%82%B0%EC%97%85%EC%9E%AC%ED%95%B4%EB%B3%B4%EC%83%81%EB%B3%B4%ED%97%98%EB%B2%95, 검색일 2020. 07. 20.

abstract

A Study on the Policy Support Measures of Employment and Skill Development for Women in Construction Industry

Myung-Sook Jun · Kyung-Hee Kim

The construction industry is a high status in the national economy and has a huge impact on employment and the overall economy. Construction workers' abilities take up a large portion of the overall quality, safety and productivity of the construction industry. Nevertheless, the domestic construction industry has seen a decrease in the influx of new functional workers, which has led to the rapid aging of the functional workforce. However, studies showing measures to actively utilize and develop women with low participation rates in construction industry are far from sufficient. In fact, the construction industry is one of the most male-dominated industries in Korea, and women's participation is very low compared to other industries.

This study found that it is necessary to actively utilize female workers to improve the supply and demand of skilled workers due to aging in the Korean construction industry, and conducted interviews with key actors in the construction industry, including female construction workers, researchers, a policy officer, a training official, and a labor union leader. Through this research, we proposed support measures including formalizing access routes, expanding education and training programs, improvement of convenience facilities, and education on prevention of sexual harassment.

Keywords: aging of construction workers, women's construction workers, employment promotion, skill development, policy support measures

* Associate Professor, Chonnam National University
** Senior Research Fellow, Korean Women's Development Institute

한국고용노사관계학회 윤리헌장

2007. 10.30. 제정

한국고용노사관계학회(이하 학회) 윤리헌장은 학회의 임원과 회원이 학회의 목적을 달성하기 위하여 역할을 수행하는 과정에서 준수해야 할 윤리적 원칙과 기준을 정하여 본 학회 및 회원 개인의 윤리성을 고양하는 데 목적이 있다.

학회의 임원과 회원은 다음의 사항을 준수하여야 한다.

1. 학회의 회장 및 임원은 학회 규정에서 정한 각종 사업과 기타 학회 업무를 수행함에 있어서 공정하고 성실하게 의무를 수행하여야 한다.
2. 학회의 회장은 학회의 설립 목적에 반하고 학회의 정치적 중립성을 훼손하는 제반 활동을 하여서는 아니 된다.
3. 학회 회원은 학회 활동을 통하여 학문과 한국노사관계의 발전에 기여하고 공익 증진에 노력하여야 한다.
4. 학회 회원은 교육, 연구 활동 및 현실 참여에 있어 윤리성과 학자적 양심에 충실하여야 한다.
5. 학회 회원은 타인의 연구나 주장의 일부분을 자신의 연구나 주장인 것처럼 논문이나 저서에 명시하거나, 타인의 저술이나 논문의 상당 부분을 인용부호 없이 원문 그대로 옮기는 행위(표절)를 하여서는 아니 된다.
6. 연구 논문을 심사하는 회원은 학자적 양심에 따라 공정하게 심사하여야 하며, 제출자와 제출 내용에 대하여 비밀을 유지하여야 한다.
7. 학회 회원은 연구 수행과 관련하여 취득한 정보를 이용하여 부당한 이득을 취하여서는 아니 된다.

한국고용노사관계학회 윤리위원회 운영규정

2007. 10.30. 제정

제 1장 총 칙

제 1 조(목적) 이 규정은 한국고용노사관계학회(이하 '학회'라 한다)의 임원 또는 회원이 윤리헌장을 위반하여 징계위원회에 징계의결이 요구되었을 경우 필요한 조치를 취함으로써 학회 및 임원 또는 회원의 윤리성을 고양함을 목적으로 한다.

제 2 조(표절의 정의) 이 규정에서 의미하는 '표절'이라 함은 고의 또는 과실로 출처를 명확하게 밝히지 않은 채 타인의 지적재산을 임의로 사용하는 것으로 특히 다음 각 호의 행위에 해당되는 경우를 말한다.

① 타인의 아이디어, 논리, 고유한 용어, 데이터, 분석체계를 출처를 밝히지 않고 임의로 활용하는 경우

② 타인의 저술이나 논문의 상당 부분을 인용부호 없이 원문 그대로 옮기는 경우

제 2장 윤리위원회

제 3 조(윤리위원회의 구성) ① 학회는 이 규정의 목적을 달성하기 위하여 윤리위원회를 설치·운영한다.

② 윤리위원회는 위원장을 포함하여 7인으로 구성한다.

③ 윤리위원(이하 '위원'이라 한다)은 정회원 5인 이상의 추천을 받은 자 중 전임 회장단회의에서 선출한다.

④ 위원장은 위원의 호선으로 정한다.

⑤ 윤리위원회의 간사는 학회의 총무이사로 하며, 간사는 의결권이 없다.

제 4 조(위원장·위원의 임기) 위원장과 위원의 임기는 2년으로 한다.

제 5 조(윤리위원회의 임무) ① 윤리위원회는 징계의결이 요구된 회원의 윤리헌장 위반 여부를 심의하며, 이에 필요한 규칙을 제정할 수 있다.

② 윤리위원회는 징계의결이 요구된 사안에 대하여 접수된 날로부터 60일 이내에 심의·의결하여야 하며, 심의절차는 학회 다른 위원회의 규정을 준용한다.

③ 윤리위원회는 산업관계연구에 게재되었거나 심사 중인 논문에 대한 표절 의혹이 제기된 경우 편집위원회에 심사를 요청할 수 있다.

④ 윤리위원회는 징계의결이 요구된 사안에 대한 심의를 거친 후 해당 임원 또는 회원에 대한 징계를 공표할 수 있다.

제 6 조(징계의 종류) 징계는 제명, 자격정지, 경고로 구분한다.

제 7 조(징계의결의 요구) ① 윤리헌장을 위반한 자에 대한 징계의결을 요구하려면 정회원 20인 이상의 서명을 받아야 한다.

② 윤리헌장 위반으로 징계의결이 요구된 자는 본 학회 윤리위원회에서 행하는 조사에 협조하여야 한다.

제 8 조(징계의결이 요구된 자의 신분) 윤리헌장 위반으로 윤리위원회에 징계의결이 요구된 자는 징계 여부가 확정이 되기 전까지는 윤리헌장을 위반하지 아니한 것으로 본다.

제 9 조(소명기회의 부여) 윤리헌장 위반으로 윤리위원회에 징계의결이 요구된 자에게는 충분한 소명의 기회가 주어져야 한다.

제 10 조(비밀유지) 위원은 윤리위원회의 결정이 내려질 때까지 당사자의 신분을 외부에 공개하여서는 아니 된다.

제 3장 표절의 심사

제 11 조(표절의 심사) 산업관계연구의 편집위원회는 이미 게재되었거나 심사 중에 표절의혹이 제기된 논문에 대하여 표절 여부를 심사한다.

제 12조 (제재) 학회는 편집위원회의 결정에 따라 표절이 확인된 저자 및 논문에 대해서 표절의 경중에 따라 다음 각 호와 같은 제재를 가할 수 있다.

① 산업관계연구에 5년 이하의 투고 금지

② 학회홈페이지에서 논문 삭제

제13조(심사 결과의 회부) 편집위원회는 표절 의혹이 제기된 논문의 표절심사 결과를 윤리위원회에 회부한다.

제 4장 부 칙

제 1 조(시행일) 이 규정은 2007년 10월 30일부터 시행한다.

제 2 조(개정) 이 규정은 이사회의 의결을 거쳐 개정한다.

편집위원회 규정

1997. 11.15. 개정
2003. 5.16. 개정
2007. 10. 1. 개정
2018. 6.29. 개정

제 1 조 (목적) 편집위원회는 『산업관계연구』의 편집 및 제작업무를 담당하며, 동 학회지의 질적 향상을 위해 성실히 활동하여야 한다.

제 2 조 (구성) ① 편집위원은 상임이사회의 의결을 거쳐 정회원 중에서 회장이 임명하며, 경영학, 경제학, 법학 분야에서 각각 3명 이상씩 총 20명 이내로 한다. 편집위원은 해당 분야의 박사학위를 취득한 자로서 우수한 연구 실적이 있어야 한다.

② 심사의 책임성과 효율성을 강화하기 위해 경영학, 경제학, 법학 분야에 각 1인의 편집부위원장을 둔다.

제 3 조 (임기) 편집위원의 임기는 2년으로 하되 연임을 할 수 있다. 편집위원을 교체하는 경우 1회에 반수를 초과하는 인원을 교체할 수 없다.

제 4 조 (편집위원장) 편집위원장은 편집위원회에서 추천된 사람을 회장이 위촉하며, 편집위원회 활동을 총괄한다.

제 5 조 (편집 방침 및 논문 작성 요령의 개정) 산업관계연구의 편집 방침과 논문 작성 요령을 개정할 때는 편집위원회에서 개정안을 발의하고 이사회의 승인을 얻어야 하며 회원들에게 공지하여야 한다.

최우수 논문 선정 규정

2007. 1.15. 제정

제 1 조 (목적) 본 규정은 『산업관계연구』에 게재된 논문들의 학문적 수준을 제고함을 그 목적으로 하며, 우수한 논문을 『산업관계연구』에 발표한 연구자의 시상에 관한 사항을 규정한다.

제 2 조 (최우수논문선정위원회 구성 및 활동) 위원회는 아래 각 항에 따라서 구성되어 활동을 한다.

① 위원회는 편집위원장을 위원장으로 하며, 편집위원들이 선정위원이 된다. 편집위원의 논문이 심사 대상인 경우 해당 편집위원은 선정위원회에서 제외된다. 필요시 외부 인사를 선정위원으로 위촉할 수 있다.

② 위원장은 위원회를 소집하여 심사기준일로부터 최근 1년 이내의 논문 중 학문적인 기여도와 수준이 가장 높은 2편을 선정하여 해당 논문의 저자를 수상 후보자로 학회 상임이사회에 추천한다.

제 3 조 (수상자 확정) 최우수논문선정위원회에서 추천한 논문 2편에 대하여 한국고용노사관계학회 상임이사회에서는 최우수논문상 1편을 확정한다. 최우수논문에 해당하는 논문이 없을 경우 우수논문상 1~2편을 시상할 수 있다.

제 4 조 (시상) 결정된 수상자에게 매년 상반기 학회 총회에서 상패와 상금을 수여한다.

제 5 조 (부칙)

① 이 규정에 규정되지 않은 사항은 일반 관례에 따르며, 학회 상임이사회의 결의에 따라 이 규정을 개정 또는 보완할 수 있다.

② 이 규정은 2007년 1월 1일부터 시행한다.

편집 방침

1997. 11.15. 개정
2003. 5.16. 개정
2007. 10. 1. 개정
2008. 12.19. 개정
2018. 2.23. 개정

1) 학회지는 1년에 4회 (3, 6, 9, 12월, 각 15일) 발행한다. 단 편집위원회의 의결을 거쳐 특집호 또는 특별세션을 발간할 수 있다.
2) 본 학회 회원 자격과 무관하게 투고할 수 있지만, 게재가 확정된 경우 연구진의 1인 이상은 본 학회의 회원이어야 한다.
3) 투고 논문은 타 학회지에 발표되지 않은 것이어야 하며, 논문의 내용에 관한 책임은 저자에게 있다.
4) 논문의 심사 절차는 다음과 같다.
   - 논문이 편집위원장에게 제출되면 편집위원장은 해당 분야 1인의 편집위원에게 2인의 심사위원의 추천을 받아 무기명 심사에 들어간다.
   - 편집위원장은 심사위원의 심사 결과에 따라 저자에게 내용의 수정 및 보완을 요청한다. 심사 결과는 '그대로 게재', '수정 후 게재', '대폭 수정 후 재심사', '게재 불가'로 구분한다.
   - 두 사람의 심사위원이 모두 (수정 후) 게재를 추천하는 경우에는 (수정 후) 게재하는 것으로 결정하고, 두 사람이 모두 '게재 불가'를 추천하는 경우에는 게재하지 않는 것으로 결정한다.
   - 수정 후 게재 판정의 경우 심사자의 요구에 따른 충실한 수정 여부의 점검과 최종 게재 여부 확정은 편집위원장 혹은 편집부위원장이 한다.
   - 수정 후 재심 판정의 경우 심사위원의 수정 제안에 의하여 수정 후 다시 제출된 논문은 그 심사위원의 재심을 받으며 그 의견에 의해 게재 여부를 결정한다.
   - 두 사람의 심사위원이 게재에 대하여 찬반이 갈리는 경우에는 (두 심사위원 중 한 명만 게재 불가를 판정하고 다른 한 명은 그 이외의 판정을 한 경우) 제3의 심사위원에게 재심을 청탁한다. 단, 최초 심사자 두 사람의 심사 결과가 게재 불가와 대폭 수정 후 재심인 경우, 편집위원장의 판단 하에 게재 거부를 판정할 수 있다.
   - 재심 이상 심사논문의 경우에는 무수정 게재, 수정 후 게재, 게재 불가의 판정만을 할

수 있도록 심사자에게 요청한다.

- 수정 기간은 심사 결과 통보일을 기준으로 2개월을 원칙으로 한다. 6개월을 초과할 경우 논문 게재 불가로 간주되며, 저자의 요청에 따라 재투고할 경우 최초 투고로 처리된다.
- 그 외의 사항은 편집위원장이 학회의 일반적 관행에 따라 결정한다.
- 모든 심사위원의 이름은 비공개로 한다.
- 편집위원이 제출한 논문의 심사는 편집위원장, 편집위원장이 제출한 논문은 해당 분야 편집위원이 심사위원을 위촉하며 이 경우 심사위원의 이름을 공개하지 않는다.

5) 논문의 심사 및 게재 여부 결정 시 다음의 기준에 의한다.

(1) 연구 주제의 중요성과 가치

- 노사관계 연구에 대한 이론적 기여도
- 노사정의 노사관계 정책 수립에 대한 실무적 기여도
- 노사관계 교육에 대한 교육적 기여도

(2) 연구 주제의 적절성

- 한국고용노사관계학회의 학회지로서 한국고용노사관계학회의 설립 취지에 부합하는 정도

(3) 연구 방법의 타당성

- 실증적 연구 중 양적 연구의 경우, 샘플링, 데이터 수집, 통계 처리, 가설검증 단계에서 과학적 엄밀성을 준수한 정도
- 실증적 연구 중 사례연구의 경우 사례의 적합성과 대표성, 사례 기술의 치밀함과 객관성, 사례와 결론 간의 논리적인 설득력
- 이론적 연구의 경우, 기존 이론의 종합분석의 타당성, 논문 각 부분의 설득력 있는 논리 전개, 새로운 이론의 창출에 기여하는 정도

(4) 연구 내용과 방법의 창의성

- 연구의 내용과 형식이 기존 연구와 구별되는 정도
- 수집된 데이터나 사례의 특이성
- 이론과 가설이 기존의 연구와 구별되는 정도
- 방법론의 독창성

(5) 논문 내용 표현의 적절성

- 논문의 형식이 학술적 관행에 부합하는 정도
- 논문의 기술 방법이 학술적 관행에 부합하는 정도

(6) 기존 연구의 표절과 자기복제의 금지

- 논문의 내용과 형식에 있어서 표절과 자기복제의 문제가 있는 경우, 게재 거부함.

(7) 기타 편집기술상의 요건에 부합하는 정도

• 원고제출 방식이 산업관계연구의 편집기술상의 요건에 부합하는 정도

6) 게재 또는 불가의 결정이 이루어지면 그 즉시에 편집위원장은 논문 제출자에게 결정사항을 통보하고, 요청이 있는 경우 논문 게재 예정증명서를 발급한다.

7) 정기학술발표대회, 정책토론회에서 발표된 논문도 원칙적으로 위의 심사 절차 및 기준에 의해 게재 여부를 결정한다. 단, 필요한 경우 회장의 요청에 의해 편집위원회에서 별도의 심사 절차를 거쳐 게재 여부를 결정하되 심사 절차나 기준의 엄격성과 공정성은 위와 같은 수준에서 유지되어야 한다.

8) 학회지에 게재된 논문의 판권은 한국고용노사관계학회에서 가진다.

9) 게재 확정 시 10만원의 게재료를 학회에 납부해야 한다. 단, 연구비 지원 논문의 경우에는 20만 원의 게재료를 학회에 납부해야 한다.

「산업관계연구」
- 원고작성 및 투고요령 -

1. 모든 논문은 워드프로세서(hwp)로 A4 용지에 작성하고, 논문 제출시 출력분 3부와 화일(Diskette)을 편집위원장에게 제출한다. 양식은 다음과 같다.
   여백주기 : 왼쪽 37.5mm, 오른쪽 37.5mm, 위쪽 38.5mm, 아래쪽 48.5mm,
   머리말 10mm, 꼬리말 0mm
   문단보기 : 왼쪽 여백 0, 오른쪽 여백 0, 들여쓰기 2, 줄간격 165%
   문단위 0, 문단 아래 0, 낱말 간격 30, 정렬방식 혼합
2. 원고의 첫장에는 논문 제목, 저자의 성명과 소속, 전화번호, e-메일을 기재한다. 단, 저자가 2인 이상인 경우에는 공동저자 여부를 구분하여야 한다.
3. 논문은 한자 비율을 약 20%로 국한문 혼용할 수 있다.
4. 節의 구분은 節, 項, 目순으로, 배열한다. 節은 'I., II., III.,…'의 순으로, 項은 '1, 2, 3, …'의 순으로, 目은 '(1), (2), (3), …'의 순으로 번호를 매긴 후 제목을 표기한다.
5. 수식의 경우 번호 매김은 장, 절의 구분없이 우측 정렬하여 괄호 속의 일련번호로 표기한다(아래 예 참조).
   예 : max (L) max R(L) ····· (3)
6. 표의 경우는 표의 제목, 표의 주, 표의 출처를 포함한 전체를 좌측 정렬한다.
7. 각주의 사용은 되도록 피하며, 불가피하게 각주를 사용하는 경우에는 1), 2)와 같은 일련번호가 주어져야 하고, 각 쪽의 하단에 위치시킨다.
8. 인용 논문의 표기는 간단한 경우는 각주로 처리하지 않고 본문 중에서 아래 예와 같이 직접 처리한다. 영문 저자의 경우는 국문으로 번역치 않고 영문 표기를 원칙으로 한다. 저자가 두 명 이상인 경우는 아래 예와 같이 표기한다.
   예 : "Freeman and Medoff(1984)와 李德明(1994)에서 유도된……"
9. 본문과 각주에서 언급된 모든 문헌의 자세한 문헌정보는 논문 말미의 참고문헌에서 밝힌다. 본문과 각주에서 언급되지 않은 문헌은 포함시키지 않는다.
10. 참고문헌에서 문헌의 구체적인 표시는 아래 예에 제시한 형식에 따라 작성한다. 각 문헌은 한글 문헌, 기타 동양 문헌, 영어, 기타 서양 문헌 순으로 배치하며, 배열 순서는 동양 문헌은 가나다 순으로, 서양 문헌은 알파벳 순으로 하고, 배열 순서대로 일련번호를 매긴다.

같은 저자의 여러 문헌은 연도순으로 배치하며, 같은 해에 발행된 문헌이 둘 이상일 경우에는 글에서 언급된 순서에 따라 발행 연도 뒤에 a, b, c를 첨가하여 구분한다. 논문(학위논문 포함)이나 기사 등은 “ ”으로 표시하고, 저서 또는 역서(편저서, 학회지, 월간지, 주간지, 일간지 포함)는 국문 또는 기타 동양 문헌의 경우에『 』으로, 영어의 경우에 기호 없이 이탤릭체로 아래 예와 같이 표기한다.

예 : <참고문헌>

김수곤(1992),『한국노사관계론』, 경문사.

정강수(1994), “效率賃金과 賃金經路”, 『産業關係硏究』, 제4권, 韓國勞使關係學會, pp.359-395.

Simon, H. A.(1957), *Models of Man*, New York: Wiley.

Maskin, E. & J. Riley(1984a), “Monopoly with Incomplete Information,” *Rand Journal of Economics,* Vol.15, pp.171-196.

_____(1984b), “Optimal Auctions with Risk Averse Buyers,” *Econometrica,* Vol.52, pp.1473-1518.

Sargent. T. J.(1981), “Estimation of Dynamics Labor Demand Schedules under Ratiional Expectations,” In *Rational Expectations and Econometric Practice*, ed. by R. E. Lucas and T. J. Sargent, Minneapolis: The University of Minnesota Press.

11. 게재가 확정되면 300자 이내의 국문 초록, 영문 초록, 영문 제목, 영문 성명, 5개 이하의 주제어와 Keywords를 포함하여 3/4페이지를 넘지 않는 분량으로 작성하여 편집위원장에게 제출한다. 단 영문 초록, 영문 제목, 영문 성명, 영문 주제어는 저자가 원하는 경우 편집위원장과 협의를 거쳐 다른 외국어로 대체할 수 있다.
12. 저널투고 방법은 한국고용노사관계학회 홈페이지 www.klera.or.kr를 참조하고, 투고관련 문의는 klera.or.kr@gmail.com 전자메일로 한다.

〈논문작성 예〉

Ⅰ. 節제목 [글꼴: Kopub 돋움체 B, 크기: 13.5pt, 자간: 0, 정렬: 중앙]

언론과 파업 간의 기존 선행연구를 탐색한 결과, 언론이 직접적으로 파업에 미치는 영향을 확인한 실증연구는 단 한 건에 불과하였다. [글꼴: Kopub 바탕체 L, 크기: 10.2pt, 자간: -3, 정렬: 양쪽, 줄간격: 175, 들여쓰기: 10]

1. 項제목 [글꼴: Kopub 돋움체 M, 크기: 12pt, 자간: -3, 정렬: 좌측, 줄간격: 135, 들여쓰기: 10]

언론과 파업 간의 기존 선행연구를 탐색한 결과, 언론이 직접적으로 파업에 미치는

Ⅱ. 절제목

1. 項제목

(1) 目제목 [글꼴: Kopub 돋움체 L, 크기: 11.5pt, 자간: -3, 정렬: 좌측, 줄간격: 155, 들여쓰기: 10]

언론과 파업 간의 기존 선행연구를 탐색한 결과, 언론이 직접적으로 파업에 미치는

〈표 1〉 표제목 [글꼴: Kopub 돋움체 B, 크기: 9pt 자간: -3, 정렬: 좌측]
표내용 [글꼴: Kopub 돋움체 L, 크기: 8pt 자간: 0, 정렬: 혼합]

종속변수: 파업지속기간	B	S.E	p-value
언론보도 논조	4.75	6.74	.482
언론보도 건수	-1.51	2.08	.469
비정규직	8.14	8.08	.315

자료: [글꼴: Kopub 바탕체 L, 크기: 8.5pt, 자간: -3]

[그림 1] 그림제목 [글꼴: Kopub 돋움체 B, 크기: 9pt 자간: -3, 정렬: 좌측]

임원 명단

고문(전임 회장) 1대 이규창 (단국대학교) 2대 김수곤 (경희대학교)
3대 윤성천 (광운대학교) 4대 최종태 (서울대학교 경영학과)
5대 김황조 (연세대학교 경제학과) 6대 故 손창희 (한양대학교)
7대 故 박내회 (숙명여자대학교 경영전문대학원) 8대 김식현 (서울대학교 경영학과)
9대 김유배 (성균관대학교) 10대 임종률 (성균관대학교 법학대학)
11대 이진규 (고려대학교 경영학과) 12대 송위섭 (아주대학교)
13대 故 박훤구 (한국노동연구원) 14대 이원덕 (삼성경제연구소)
15대 이광택 (국민대학교 법학과) 16대 정재훈 (인하대학교 경영학과)
17대 이효수 (영남대학교 경제금융학부) 18대 이상덕 (계명대학교 법경대학)
19대 박준성 (성신여자대학교 경영학과) 20대 최영기 (경기개발연구원)
21대 이철수 (서울대학교 법과대학) 22대 박호환 (아주대학교 경영학부)
23대 박영범 (한국직업능력개발원) 24대 박종희 (고려대 법학전문대학원)
25대 김동원 (고려대학교 경영학과) 26대 조준모 (성균관대 경제학과)
27대 이 정 (한국외국어대 법과대학) 28대 이병훈 (중앙대학교)
29대 윤윤규 (한국노동연구원) 30대 박지순 (고려대 법학전문대학원)

회 장 이장원 (한국노동연구원)

수석부회장 김기승 (부산대학교 경제학부)

상임부회장 김동배 (인천대학교 경영학부) 송강직 (동아대학교 법학전문대학원)
오계택 (한국노동연구원)

편집위원장 임상훈 (한양대학교 경영대학)

부 회 장 강창희 (중앙대학교 경제학부) 권 혁 (부산대학교 법학전문대학원)
금재호 (한국노동연구원) 김승택 (한국노동연구원)
김진영 (고려대학교) 김혜진 (세종대학교 경영대학)
김홍영 (성균관대학교 법학전문대학원) 노광표 (한국노동사회연구소)
노상헌 (시립대학교 법학전문대학원) 노용진 (서울과학기술대학교 경영학부)
류기정 (한국경영자총협회) 박귀천 (이화여자대학교 법학전문대학원)
박명준 (한국노동연구원) 박용석 (민주노총 정책연구원)
박재근 (대한상공회의소) 박철성 (한양대학교 경제금융대학)
배상근 (전국경제인연합회) 서덕일 (김앤장 법률사무소)
우광호 (김앤장 법률사무소) 이규용 (한국노동연구원)
이명규 (한국노동사회연구소) 이상민 (한양대학교 경영대학)
이상호 (한국고용정보원) 이수영 (한국폴리텍대학)
이승길 (아주대학교 법학전문대학원) 이승렬 (한국노동연구원)
이승욱 (이화여자대학교 법학전문대학원) 이영면 (동국대학교 경영대학 경영학과)
이정식 (노사발전재단) 이정일 (삼성경제연구소)
이주희 (이화여자대학교 사회학과) 이형준 (한국경영자총협회)
이호동 (발전노조) 임무송 (한국산업기술대학교)
장홍근 (한국노동연구원) 전명숙 (전남대학교 경영학부)
전운배 (법무법인 광장) 정문주 (한국노동조합총연맹)
정상빈 (현대자동차) 정진호 (한국노동연구원)
정흥준 (한국노동연구원) 조돈현 (SK)
조동훈 (한림대학교 경제학과) 조성재 (한국노동연구원)
황용석 (롯데)

감 사 김희성 (강원대 법학전문대학원) 한인상 (국회입법조사처)

상임이사
총 무_ 황경진(중소기업연구원) 정영훈 (국회미래연구원)
기 획_ 김광현 (고려대 경영대학)
연 구_ 김근주(한국노동연구원)
학 술_ 김유빈(한국노동연구원) 이시균 (한국고용정보원)

이 사
고혜원 (한국직업능력개발원) 권현지 (서울대학교 사회학과)
권혜원 (동덕여대 경영학과) 김기선 (한국노동연구원)
김난주 (한국여성정책연구원) 김동욱 (법무법인 세종)
김문길 (한국보건사회연구원) 김미영 (경제사회노동위원회)
김용근 (포스코) 김정호 (아주대 경제학과)
김진하 (서울연구원) 김태현 (충북대 법학전문대학원)
김혜원 (한국교원대 교육정책전문대학원) 나동만 (한국직업능력개발원)
노민선 (중소기업연구원) 노호창 (호서대 법과대학)
도재형 (이화여대 법학전문대학원) 박성재 (한국노동연구원)
박지성 (충남대 경영학부) 백원영 (한국직업능력개발원)
변양규 (김앤장 법률사무소) 서유미 (서울시립대 경영학과)
성재민 (한국노동연구원) 송헌재 (서울시립대 경제학부)
신은종 (단국대 경영학과) 안준기 (한국고용정보원)
안지영 (이화여대 경영대학) 오상호 (창원대 법과대학)
오호영 (한국직업능력개발원) 윤자영 (충남대학교 경제학과)
윤정현 (영남대학교) 윤지영 (한국고용정보원)
이상호 (정책기획위원회) 이아영 (한국보건사회연구원)
이재성 (한국고용정보원) 이정희 (한국노동연구원)
이종수 (노무법인 화평) 이준구 (한양대 경영학과)
이준희 (한국경영자총협회) 이 태 (삼성경제연구소)
전윤구 (경기대 법과대학) 정동일 (숙명여대 경영학부)
정선욱 (서강대 경영대학) 정한나 (한국고용정보원)
조용만 (건국대 법학전문대학원) 진숙경 (경기교육연구원)
최석환 (명지대 법과대학) 최 충 (한양대(에리카) 경제학부)
최형재 (고려대학교 경제학과) 홍광표 (한국직업능력개발원)
홍민기 (한국노동연구원) 황성수 (한국직업능력개발원)