



2019 WORKPLACE PANEL WORKING PAPER

W  
O  
R  
K  
I  
N  
G  
  
P  
A  
P  
E  
R

# 2019년도 사업체패널 워킹페이퍼 시리즈

---

노용진·김동배·이철희·정종우·박진화·이시균·김수현·이영민



**KLI**  
한국노동연구원



## 목 차

① 복수노조의 등장과 임금교섭의 특성 변화 ..... (노용진) .....	1
I. 들어가는 글 .....	2
II. 이론적 논의와 분석모형의 설정 .....	3
III. 자료 및 기초통계 .....	9
1. 자 료 .....	9
2. 기초통계 .....	10
IV. 실증분석 .....	16
V. 결 론 .....	23
참고문헌 .....	25
② 성과배분과 일터혁신 ..... (김동배) ....	27
I. 서 론 .....	28
II. 선행연구 및 연구가설 .....	29
III. 자료와 변수 .....	35
1. 자 료 .....	35
2. 변 수 .....	35
IV. 분석결과 .....	39
1. 성과배분제도와 일터혁신 .....	39
2. 성과배분제도 특성과 일터혁신 .....	44
V. 요약 및 함의 .....	48
참고문헌 .....	50

<b>3 Technological Change, Job Characteristics, and Employment of Aged Workers: Evidence from Korea</b> .....	(Chulhee Lee · Jongwoo Chung) .... 53
I. Introduction .....	54
II. Theoretical Background and Related Literature .....	56
III. Technological Change and Aged Workers: Conceptual Framework .....	61
IV. Data and Empirical Strategy .....	64
1. Data .....	64
2. Empirical Strategy .....	65
V. Technological Change and Hazard of Job Separation by Age: Results .....	67
1. Summary Statistics .....	67
2. Baseline Results .....	71
3. Heterogeneity .....	76
4. Sensitivity to Choice of Age Cutoff .....	82
VI. Conclusion .....	85
References .....	88

<b>4 초과노동이동이 기업성과에 미치는 영향: 사업체패널-고용보험 DB 연계자료를 중심으로</b> .....	(박진희 · 이시균 · 김수현) .... 91
I. 서론 .....	92
II. 분석 방법 및 자료 .....	94
III. 초과노동이동이 사업체의 성과에 미치는 효과 분석 .....	99
IV. 결론 .....	110

참고문헌 .....	112
------------	-----

## **[5] 한국 기업의 교육훈련 투자에 관한 종단적 연구**

..... (이영민) ..	115
I. 들어가는 글 .....	116
II. 연구방법 .....	120
1. 연구대상 .....	120
2. 분석자료 .....	121
3. 분석방법 .....	122
III. 연구결과 .....	125
1. 기술통계 분석결과 .....	125
2. 총 교육훈련비 분석결과 .....	126
3. 노동비용 대비 교육훈련비 분석결과 .....	129
4. 1인당 연평균 교육시간 분석결과 .....	132
IV. 결론 및 제언 .....	135
참고문헌 .....	138

## 표 목 차

〈표 1-1〉 복수노조 사업체 여부에 대한 기초통계 .....	10
〈표 1-2〉 기초통계 .....	12
〈표 1-3〉 복수노조가 교섭구조에 미치는 영향 .....	17
〈표 1-4〉 복수노조가 교섭기간에 미치는 영향 .....	18
〈표 1-5〉 복수노조가 노사분규에 미치는 영향 .....	20
〈표 1-6〉 복수노조가 협약임금인상률에 미치는 영향 .....	21
〈표 2-1〉 변수의 기술통계 .....	38
〈표 2-2〉 추정결과: 성과배분제도 유무 .....	42
〈표 2-3〉 추정결과: 성과배분 실시 여부 .....	43
〈표 2-4〉 성과배분제도 특성별 참여적 작업조직 지수 .....	45
〈표 2-5〉 성과배분제도 특성과 참여적 작업조직: 2015년 표본 .....	46
〈표 2-6〉 성과배분제도 특성과 참여적 작업조직: 2017년 표본 .....	47
〈Table 3-1〉 Sample Means of Variables .....	68
〈Table 3-2〉 Regression Results: Effect of Technological Change on the Hazard of Job Separation of Old Workers (Proportional Hazard Model) .....	72
〈Table 3-3〉 Regression Results: Logistic Model .....	75
〈Table 3-4〉 Regression Results by Gender: Technological Change and Probability of Job Separation (Proportional Hazard Model) .....	77
〈Table 3-5〉 Regression Results by Firm Size: Technological Change and Hazard of Job Separation (Proportional Hazard Model) .....	80

〈표 4- 1〉 사업체패널자료 결합 데이터 연도별 사업체 표본 수 .....	96
〈표 4- 2〉 주요 변수 기초통계 .....	101
〈표 4- 3〉 사업체패널자료 결합 데이터 연도별 일자리 및 노동력 변동 추이 .....	102
〈표 4- 4〉 초과노동이동이 사업체의 생산에 미치는 영향 분석결과 .....	103
〈표 4- 5〉 초과노동이동이 사업체 비용에 미치는 영향 분석결과 ....	105
〈표 4- 6〉 확률적 변경 고정효과 모형 분석결과 .....	107
〈표 4- 7〉 사업체 생산 비효율성에 초과노동이동이 미치는 영향 분석결과 .....	109
〈표 5- 1〉 연구대상 기술통계 .....	120
〈표 5- 2〉 종속 변인 기술통계 .....	125
〈표 5- 3〉 총 교육훈련비 변화의 일차함수모형 .....	126
〈표 5- 4〉 총 교육훈련비 변화의 이차함수모형 .....	127
〈표 5- 5〉 총 교육훈련비 변화율에 대한 기업 특성의 효과 .....	128
〈표 5- 6〉 노동비용 대비 교육훈련비 변화의 일차함수모형 .....	129
〈표 5- 7〉 노동비용 대비 교육훈련비 변화의 이차함수모형 .....	130
〈표 5- 8〉 노동비용 대비 교육훈련비 변화율에 대한 기업 특성의 효과 .....	131
〈표 5- 9〉 1인당 연평균 교육시간 변화의 일차함수모형 .....	132
〈표 5-10〉 1인당 연평균 교육시간 변화의 이차함수모형 .....	133
〈표 5-11〉 1인당 연평균 교육시간 변화율에 대한 기업 특성의 효과 .....	134

## 그림목차

[그림 1-1] 본 연구의 분석모형 .....	8
[그림 2-1] 성과배분제도 유무의 변화 유형별 참여적 작업조직 지수 변화 .....	40
[그림 2-2] 성과배분 실시 여부 변화 유형별 참여적 작업조직 지수 변화 .....	41
[그림 2-3] 성과배분실시 사업장의 성과배분제도 특성 분포 .....	45
[Figure 3-1] Estimated Coefficient for the Interaction between Older Workers and New Automation .....	83
[Figure 3-2] Estimated Coefficient for the Interaction between Older Workers and Investments in IT Expanded .....	83
[Figure 3-3] Estimated Coefficient for the Interaction between Older Workers and Investments in IT-related Equipment Increased .....	84
[그림 4-1] 초과노동이동이 사업체의 분위별 생산에 미치는 영향 .....	104
[그림 4-2] 사업체 분위별 비용에 초과노동이동이 미치는 영향 .....	107
[그림 4-3] 사업체 분위별 생산 비효율성에 초과노동이동이 미치는 영향 .....	110



## ① 복수노조의 등장과 임금교섭의 특성 변화

노 용 진\*

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

**주요용어:** 복수노조, 임금교섭, 교섭구조, 교섭기간, 노사분규, 협약임금인상률

\* 서울과학기술대학교 기술경영융합대학 경영학과 교수(ynho@seoultech.ac.kr)

## I. 들어가는 글

기업 내 복수노조가 허용되었던 시점인 2011년 7월 1일부터 벌써 8년이 넘는 세월이 흘렀다. 복수노조를 허용하는 제도 도입을 전후해서 그것이 심각한 노사관계 불안요인으로 작용하지 않을까라는 우려가 제기되었지만, 눈에 보이는 큰 갈등 없이 복수노조 제도가 비교적 잘 정착되어 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, 그럼에도 그것이 우리나라 노사관계에 조금씩 영향을 미치면서 어느 순간엔가 질적인 전환을 낳을 가능성을 배제할 수는 없다. 복수노조의 허용은 기존 노동조합의 구조와 활동방식을 변경하기에 훨씬 용이한 제도적 환경을 만들었기 때문이다. 이런 점에서 복수노조의 등장이 우리나라 노사관계에 미치는 영향을 면밀하게 모니터링 할 필요성이 제기되고 있다.

이상의 문제의식에서 본 연구는 복수노조의 등장이 임금교섭의 특성에 어떤 변화를 주고 있는지를 평가해보고자 한다. 복수노조의 출현은 노조 간 경쟁의 발생을 의미하기 때문에 교섭대표들이 눈치를 봐야 할 집단이 늘어나고, 그만큼 복수노조의 등장은 임금교섭에 영향을 줄 가능성이 높다. 이런 점에서 임금교섭의 제반 특성은 복수노조가 우리나라 노사관계에 어떤 영향을 미치고 있는가를 평가하는 데 괜찮은 기준들이다. 본 연구에서 주목하고 있는 임금교섭의 특성 변수들은 교섭구조, 교섭기간, 노사분규, 협약임금인상률 등이다. 이들 변수는 임금교섭의 구조와 과정, 결과 등을 포착하는 변수들로서 임금교섭의 특성을 잘 가리키는 변수들이다.

복수노조가 우리나라 노사관계에 미칠 잠재적 영향의 크기에도 불구하고 그것이 우리나라 노사관계에 미치는 영향 등에 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 제한적으로만 존재하고 있다. 복수노조에 관해 실증적으로 분석한 선행 논문들로는 노용진(2015)과 김정우(2019) 등이 있는데, 이들 연구는 모두 복수노조 등장의 영향요인을 실증적으로 분석하고 있을 뿐이고, 복수노조의 등장이 우리나라 노사관계에 어떤 영향을 미치고 있는가에 대한 분석은 아니다. 굳이 유사한 연구를 찾자면, 이정희 외(2018)를 들 수 있는데, 그 연구도 금속노조나 공공부문에서 복수노조의 등장이 노사관계 전반에 어떤 영향을 주고 있는가에 대한 사례연구이기 때문에 본 연구와는 차이가 있다.

본 연구는 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 독점성을 제거한다는 점에 있다. 서구의 노동조합들에서 복수노조의 배제는 노동조합의 내부 규율에 의해서 이루어져 왔는데, 우리나라에서는 기업 내 복수노조의 조직이 법적으로 금지되어 있어서 먼저 깃발을 쏜 노동조합이 대표권을 갖는 관행이 존재해왔다. 복수노조 허용으로 그동안 기업 내에서 기존의 단일 노동조합을 통해서 자신의 목소리를 충분히 내지 못했던 소수 직종 근로

자나 직접고용 비정규직 근로자들에게도 대변조직을 만들 기회를 준다는 장점이 있다. 이처럼 복수노조의 조직화를 금지함으로써 특정 노동조합에 대한 독점권을 부여하는 것은 단기적으로 노동조합을 안정화하는 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 측면이 있다. 복수노조가 허용되지 않던 과거에는 노동조합 내 선거과정을 통해서만 노동조합의 성격을 바꿀 수 있었다면, 복수노조가 허용된 뒤에는 새로운 노조를 추가적으로 조직함으로써 노사관계의 성격을 바꿀 수 있는 옵션이 하나 더 생겼기 때문이다. 이런 점에서 복수노조의 허용은 노동조합의 구조조정을 더 용이하게 만드는 측면이 있다.

복수노조의 허용으로 노동조합이 어떤 방향으로 변화할 것인가를 예측하기는 쉽지 않지만, 한 가지 가능한 추론은 노동조합의 성격이 근로자들에 의해서 더 많이 결정될 것이라는 점이다. 노조 간 조직경쟁이 발생하게 되면, 조합원에 대한 노동조합 리더십이 약화되기 쉽다. 노동조합의 민주적 의사결정구조로 인해 노동조합의 지배구조 정점에는 조합원들이 있기 때문에 어떤 노동조합이 근로자들의 지지를 얻는가가 다수 노조 지위를 얻는 관건이다. 이런 점에서 복수노조의 허용은 조합 민주주의를 강화해줄 가능성이 있지만, 그만큼 노동조합의 장기적 발전 전망이 기업 내 근로자들의 단기적 시야에 묻힐 가능성도 높다. 노동조합의 지속가능한 발전을 위해서는 근로자들의 단기적 이익 못지않게 장기적 이해도 중요하다. 일반 근로자들의 시각이 단기화되는 경향이 있어서 노동조합 간부들의 장기적 관점에서 노동조합을 발전시키기가 어려울 가능성이 있게 된다. 특히 기업별 노동조합 체계에서는 조합원들이 내부자-외부자라는 단기적 시각을 가지는 경향이 있는데, 복수노조의 등장은 그런 시각을 더욱 심화시키면서 기업 간 분단구조를 더욱 강화시킬 가능성이 높다.

복수노조가 노사관계에 어떤 영향을 미칠 것인지를 이해하기 위해서는

우리나라 노사관계가 현재 어떤 상황 속에 있는지도 알 필요가 있다. 노사관계 상황이 노측의 공세국면인가 사측의 공세국면인가에 따라서 복수노조의 영향이 서로 다를 것이기 때문이다. 우리나라 노사관계는 1987년 이후 상당히 오랜 기간 동안 노동조합의 공세국면 속에 있었지만, 1990년대 말 IMF 사태를 계기로 사측의 공세국면도 강화되어 왔다. 따라서 1987년 이후처럼 노동조합이 대대적인 공세국면에 나서는 경우에는 전투적 노동조합주의가 높은 근로자 성과를 내면서 근로자들의 지지를 넓혀갈 수 있지만, 현재처럼 노사관계의 성숙국면 진입 이후에는 기업의 경쟁력도 살리면서 근로자들의 이해도 추구해야 하는 복잡한 상황 속에서는 어떤 노동조합주의가 세를 불러갈 수 있을지 명확하지 않다. 이런 점에서 어느 쪽으로든 극단적인 성격을 가진 노동조합들이 주어진 상황 정합성이 떨어지면서 복수노조의 공격을 받을 가능성이 높다. 극단적으로 노사 협조주의적인 노동조합이나 극단적으로 전투적인 노동조합 등이 그런 예들이다.

복수노조 허용이 가져올 노동조합의 구조적 취약화에 대한 우려 때문에 복수노조들이 다수 노조의 지위를 확보하기 위해서 여러 노동조합 활동에 변화를 줄 것으로 보이는데, 노동조합의 활동 중 가장 중요한 기능인 단체교섭에 대해서 특히 변화가 있을 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. 임금교섭의 진행과정을 세분화해보면, 교섭구조, 교섭과정, 교섭결과 등의 요소들이 존재하기 때문에 여기서는 복수노조의 등장이 이들 임금교섭 구성요소에 어떤 영향을 미치는지 추론해보고자 한다.

먼저 복수노조의 등장이 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. 주된 이유는 산업별 교섭구조는 동일산업 내 기업 간 근로자들의 근로조건을 조율하기 위해서 기업 내 근로자들의 일상

적 이해관계와 일정하게 거리를 두는 협약을 체결할 수 있게 된다. 기업 내 또 다른 노조가 산업별 교섭의 그런 약점을 파고들 때 그것을 방어하기가 쉽지 않게 된다. 일반 근로자들이 노동조합의 장기적 발전 전망에 대해서 충분히 공감할 수 있다면, 조직 간 경쟁에서 산별 노조가 기업별 노조에게 지지 않을 수 있지만, 일반 근로자들이 충분하게 학습되어 있지 않은 상황에서 노조 간부들만 앞서 나가 있는 경우 기업별 노동조합의 공격을 받을 수 있다. 그 밖에 우리나라 복수노조제도에서 창구단일화를 원칙으로 하고 있는 점도 초기업단위 교섭을 약화시키는 요인으로 작용할 수 있다. 초기업단위 노조의 지부가 다수 노동조합이라 하더라도 창구단일화 절차를 밟게 되면 기업별 교섭으로 전환되어야 하기 때문이다. 복수노조의 존재가 산별 노조 운동을 약화시킨 주된 요인이었다는 점은 일본의 노동조합운동사에 잘 나타나고 있는데, 이정희 외(2019)에 따르면 우리나라에서도 초기업단위 교섭을 벌이고 있었던 금속노조가 조직된 사업장에서 복수노조의 발생 빈도가 높다. 이상의 문제의식에서 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정하고자 한다.

가설 1: 복수노조의 존재는 초기업단위 교섭구조를 줄일 것이다.

교섭은 노사 양측 간 교섭과 노사 양측의 내부 교섭으로 구분할 수 있는데, 복수노조의 등장은 노동조합의 내부 교섭에 일차적인 영향을 주게 된다. 복수노조는 여러 가지 이해관계를 가진 집단들이 조직화되어 있음을 의미하기 때문에 단일노조 상황보다는 노동조합 내부의 의견을 조율하기가 더 어려워질 가능성이 높다. 이번 임금교섭의 과정과 절차를 보면서 근로자들이 어떤 노조에 지지를 보낼 것인가를 결정한다고 하면, 각 노조들이 자신의 이해를 최대한 반영하려 하면 노동조합 간 조직경쟁과 갈등이 심화될 가능성이 높다. 이런 특성 때문에 복수노조 상황에서 교섭대표들은 그렇게 타결될 수밖에 없었음을 근로자들이 직접 목격하고 학습된 다음에 교섭을 타결하려고 할 것이기 때문에 교섭기간이 늘어나고 노사분규에 돌입할 가

능성이 높다. 이런 문제의식에서 본 연구는 다음과 같은 가설들을 설정하고자 한다.

가설 2: 복수노조의 존재는 교섭기간을 늘릴 것이다.

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 영향을 미칠지는 단선적으로 추론할 수 없다. 이런 점에서 복수노조의 등장이 협약임금인상률에 미치는 영향은 경험적으로 확인할 필요성이 제기된다. 이런 문제의식에서 본 연구는 다음과 같은 탐색과제를 설정하고자 한다.

탐색과제 1: 복수노조의 존재는 협약임금인상률에 어떤 영향을 미치는가?

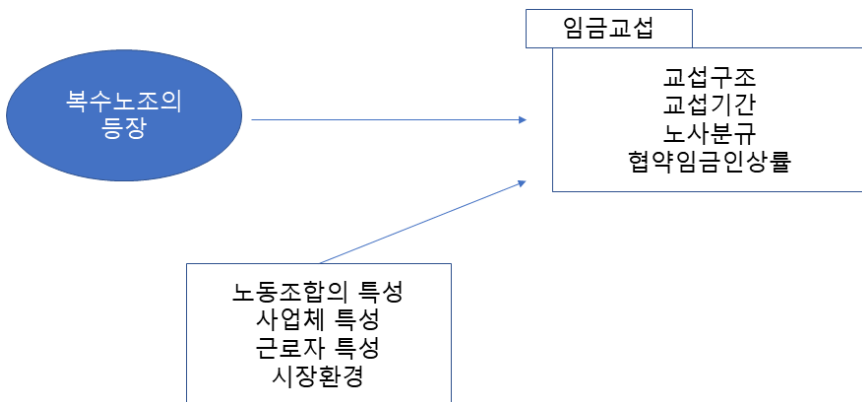
이상의 가설들을 검증하기 위해서 [그림 1-1]에 도해된 분석모형을 사용하고자 한다. 본 연구의 통계모형은 패널분석을 기본으로 하고, 각 연도의 자료들에 대한 횡단면 분석을 보조적으로 실시하고자 한다. 본 연구의 주된 독립변수는 복수노조의 존재 여부이다. 복수노조의 수와 상관없이 복수노조들이 존재하게 되면 임금교섭에 영향을 미칠 것으로 보여서 복수노조 존재 여부를 가리키는 범주변수를 주된 독립변수로 사용하고자 한다. 본 연구의 주된 종속변수로는 교섭구조 변수로서 초기업단위 교섭구조에 참여 여부, 교섭과정 변수로서 교섭기간과 노사분규, 교섭결과 변수로서 협약임금인상률 등을 사용하고자 한다. 여기서 초기업단위 교섭구조와 노사분규는 범주변수이기 때문에 임의효과 로짓모형을, 교섭기간과 협약임금인상률 등은 연

속변수이기 때문에 고정효과 모형을 적용하고자 한다. 로짓분석에서 임의효과 모형을 사용하는 주된 이유는 고정효과 로짓모형을 추정하기 어렵기 때문이다. 고정효과 로짓모형을 추정할 수 있는 STATA에서는 전체 패널연도들에서 종속변수가 동일한 값을 가진 관측치가 제거되는데, 본 연구의 모형에서는 대부분의 관측치들이 교섭구조를 동일하게 유지하고 있기 때문에 고정효과 로짓분석을 적용하기가 어렵다고 판단했기 때문이다.

본 연구의 통계모형에서 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 변수로는 상급단체, 노조 조직률 등이 사용되었고, 사업체 특성 변수로는 1인당 영업이익, 수출 비중, 외주하청거래 존재 여부, 복수사업체 여부 등이 사용되었다. 근로자 특성 변수로는 고용규모, 비정규직 비율, 이직률 등이 사용되었고, 시장환경 변수로는 시장 경쟁의 치열성 정도, 시장수요 변동, 산업대분류 등이 사용되었다.

[그림 1-1] 본 연구의 분석모형





### Ⅲ. 자료 및 기초통계

#### 1. 자 료

본 연구에서 사용되는 자료는 한국노동연구원의 사업체패널조사이다. 기업 내 복수노조가 허용되었던 해가 2011년이기 때문에 여기에서는 2011~2017년(4~7차 웨이브) 자료들을 사용하고 있다. 사업체패널조사는 2006년부터 2018년까지 2년에 한 번씩 조사되었는데, 조사기준 시점이 조사시점의 전년도이기 때문에 2005년부터 홀수년도 정보들이 담겨져 있다. 조사단위는 사업체이고 조사대상자는 인사담당자, 노무담당자, 근로자대표 등이다. 근로자대표는 유노조 사업체에서는 노동조합 대표, 무노조 사업체에서는 노사협의회 근로자대표가 응답하고 있는데, 복수노조인 경우에는 제1노조와 제2노조 중심으로 조사하고 있다.

모집단은 통계청의 전국사업체조사에 수집되어 있는 사업체를 기본으로 하고 있다. 지역별로는 전국이고, 업종별로는 농림어업, 광업 등을 제외한 전 산업이며, 조직규모별로는 30인 이상 규모로 제한하고 있다. 표본 추출은 산업과 업종을 기준으로 한 층화추출방식에 기초하고 있다. 그런데 사업체패널조사의 패널 이탈자가 늘어나면서 2015년 자료부터 표본을 대폭 바꾸었고 설문조사 내용이나 설문방식 등에도 많은 변화를 주었다. 그래도 2015년 이전의 표본들이 2015년 이후 자료에서도 계속 유지되고 있기 때문에 2015년 전후 자료들에 대해서 패널분석이 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 비교하는 데 기초하고 있기 때문에 유노조 사업체들만을 분석대상으로 삼고 있으며, 그 밖에 본 연구의 사용변수들에 결측치가 있는 사업체들도 제외하였다. 이런 과정을 거치고

나서 최종적으로 남은 표본의 크기는 2011년에 457개, 2013년에 421개, 2015년에 476개, 2017년에 477개 등이다. 2015년 전후 자료에 큰 표본 변화가 있었기 때문에 전체 관측치 수는 901개로 나타나고 있다. 매년 400개가 넘는 유노조 사업체가 있기 때문에 대표성은 충분하게 얻었다고 주장하고 싶다.

## 2. 기초통계

먼저 <표 1-1>에 복수노조가 조직되어 있는지 여부에 관한 기초통계들이 정리되어 있다. 통계 결과를 보면, 복수노조 사업체의 비율이 등락을 거듭하고 있음을 알 수 있다. 2011년에는 9.8%였다가 2013년 12.1%로 대폭 증가한 후 2015년에 10.9%로 다시 감소하였고 2017년에 12.2%로 증가하고 있다. 2013년에서 2015년 사이에 복수노조 비율이 꽤 많이 감소하고 있는데, 이 결과는 표본의 변경에 따른 것일 수 있으니 주의가 필요하다. 이 통계에서 또 흥미로운 결과는 2015년에 비해서 2017년 복수노조 비율이 상당 수준 증가하고 있다는 점이다. 이 기간에는 박근혜 정부의 통제력이 약화되고 문재인 정부가 들어서면서 시점을 포함하고 있어서 노동조합의 조직화가 활발하였는데, 그런 호조건이 복수노조의 증가로 귀결되고 있는 것으로 보인다. 정부의 통계에서도 기업 내 복수노조가 허용된 직후인 2011~2012년에 복수노조가 700개 정도로 급증한 뒤 그 증가세가 대폭 줄어들고 있어서 이 통계 결과는 정부의 공식 통계와도 대체로 부합하고 있다.

<표 1-2>에는 본 연구에서 사용되는 종속변수들과 통제변수들인 사업체 특성, 노사관계 특성, 근로자 특성, 시장환경 등에 대한 기초통계들이 연도

<표 1-1> 복수노조 사업체 여부에 대한 기초통계

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

별로 정리되어 있다. 본 연구의 초점이 복수노조의 영향을 보는 데 있기 때문에 복수노조 사업체와 단일노조 사업체의 특성 차이들을 볼 수 있도록 이들 변수에 대한 기초통계들도 단일노조 사업체와 복수노조 사업체로 구분해서 정리하였다.

먼저 본 연구에서 사용되는 종속변수들인 초기업단위 교섭, 교섭기간, 노사분규, 협약임금인상률 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. 2015년과 2017년 자료에서는 임금교섭과 단체교섭을 구분해서 교섭구조를 조사하고 있지만, 이전 자료들과의 일관성을 위해서 임금교섭과 단체교섭 중 어느 하나라도 초기업단위 교섭으로 진행하면 초기업단위 교섭이 있는 것으로 측정하였다. 먼저 초기업단위 교섭 여부에 관한 기초통계를 보면, 초기업단위 교섭에 많은 변화가 있음을 볼 수 있다. 초기업단위 교섭 사업체의 비율을 보면, 2011년에는 단일노조 사업체나 복수노조 사업체에서 똑같이 29%를 보이다가, 2013년에는 단일노조 사업체에서는 37%로 증가하고 있지만, 복수노조 사업체에서는 24%로 줄어들고 있다. 표본이 바뀐 2015년에는 초기업단위 교섭 비율이 단일노조 사업체에서는 13%, 복수노조 사업체에서는 12%로 대폭 줄어들고 있다. 그런 대폭적인 감소가 표본이나 조사방식의 변경에 따른 것인지 실제의 변화를 반영한 것인지는 여기서 확인할 수 없지만, 표본이 동일한 2017년에는 더욱 줄어들고 있어서 초기업단위 교섭이 실제로 일정하게 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 있는 것이 아닌가 추측된다.

교섭기간과 노사분규 등은 교섭과정이 얼마나 원활하게 진행되었는가를 측정하는 지표로 사용하였다. 교섭기간은 교섭이 체결된 달에서 교섭이 개시된 달을 뺀 값이고, 노사분규는 파업이나 준법투쟁에 돌입하였거나 노동

〈표 1-2〉 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 (터미)	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(터미)	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(터미)	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(터미)	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)
노조 조직률(%)	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(%) (간접고용 포함)	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 (터미)	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(터미)	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)

위원회/제3자에게 조정을 신청한 경우에는 노사분규가 발생한 것으로 보았다. 파업이 발생한 기업이 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 사이들을 비교해보면, 뒤로 갈수록 복수노조 사업체의 교섭기간이 더 길기 때문에 복수노조가 약간이나마 교섭기간을 늘렸을 가능성은 남아 있다. 다음으로 노사분규에 관한 통계를 보면, 노사분규가 복수노조 사업체에서 확연하게 더 많이 발생하고 있음을 알 수 있다. 다만, 그 차이가 2015년과 2017년 자료들에서 많이 줄어들고 있어서 복수노조가 안착되어 갈수록 그것이 노사분규 발생에 미치는 영향이 줄어들고 있을 가능성은 남아 있다.

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

<표 1-2>에는 상급단체와 노조 조직률 등 노동조합의 특성 변수들에 관한 기초통계도 정리되어 있다. 상급단체는 우리나라에서 노동조합의 성격을 가리켜주는 대리변수로 사용될 수 있는데, 상급단체 범주는 한국노총, 민주노총, 비가맹 노조 등 세 가지로 구분했다. 2013년 자료까지는 제3노총으로서 국민노총 범주가 있었는데, 2015~2017년 자료와의 일관성 유지를 위해서 그것은 나중에 통합된 한국노총으로 구분하였다. 복수노조 사업체의 경우에는 제1노조의 상급단체로 측정하였다. 그 통계결과들을 보면, 2011년과 2015년에는 복수노조 사업체에서 한국노총의 비율이 높게 나타나고 있

지만, 2013년과 2017년에는 복수노조 사업체에서 한국노총 비율이 더 낮게 조사되고 있다. 그러나 그 격차가 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 노조 조직률에 관한 기초통계를 보면, 2011년에서 2017년까지 일관되게 복수노조 사업체가 단일노조 사업체보다 노조 조직률이 더 높게 조사되고 있다. 복수노조 사업체는 과소 대표된 근로자들까지 조직할 수 있는 이점이 있기 때문에 노조 조직률을 올리고 있는 것으로 보인다. 이처럼 노조 조직률이 올라간다 하더라도 그것을 하나로 묶어서 단결력을 얻는 데 성공하지 못하면 노동조합의 교섭력을 증대시키는 데 작용하지 않을 것으로 예상된다.

<표 1-2>에 근로자 수, 이직률, 비정규직 비율 등 근로자 특성 변수들도 정리되어 있다. 근로자 수는 사업체 단위에 직접 고용되어 있는 정규직과 비정규직 근로자 등 전체 근로자 수를 의미한다. 근로자 수에 관한 통계들을 보면, 복수노조 사업체들의 평균 조직규모가 더 큰 것으로 조사되고 있다. 이는 조직규모가 클수록 복수노조가 더 많이 생겨나고 있다는 점과 관련이 있다(김정우, 2019). 이직률은 자발적 이직자가 전체 근로자 중에서 차지하는 비율이다. 여기서 이직자 수는 연인원을 의미하기 때문에 회전을 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 어느 정도를 차지하는지로 측정되었다. 이것은 주로 정규직에 대해서 이루어지는 임금교섭에 대해서 비정규직 근로자들이 버피로서 사용될 수 있기 때문에 여기에 포함하였다. 여기서 간접고용 비정규직 근로자까지 포함한 이유는 간접고용 근로자들도 버피로서

사용될 가능성이 있기 때문이다. 유사한 문제의식에서 외주하청거래를 하는 지에 관한 기초통계도 조사하였다. 그 통계를 보면, 외주하청거래를 하는 기업의 비율이 단일노조 사업체에서 일관되게 더 높게 조사되고 있다.

1인당 영업이익, 수출 비중, 시장경쟁, 수요변동 상황 등 재무성과와 시장 환경에 대한 변수들도 정리하였다. 1인당 영업이익은 해당연도의 영업이익을 해당연도의 근로자 수 평균으로 나눈 것인데, 두 정보 모두 재무정보란에 나와 있는 값을 사용하였다. 1인당 영업이익은 2015년을 제외한 나머지 연도들인 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 제품수요가 어떻게 변동되고 있는지를 5점 척도로 조사한 값인데, 단일노조 사업체와 복수노조 사업체가 서로 비슷하다. 굳이 따지자면, 제품수요 변동이 단일노조 사업체에서 조금 더 높게 나타나고 있다. 마지막으로 복수사업체 여부는 재무정보처럼 기업 단위의 정보를 사용해야 하는 사정 때문에 그것을 통제하기 위해서 사용하였다. 복수사업체는 단일노조 사업체나 복수노조 사업체 사이에 서로 비슷하게 조사되고 있다.

마지막으로 산업대분류도 통제하였으나, 산업에 관한 기초통계가 지면을 많이 차지하기 때문에 <부표 1-1>에 따로 정리하였다. 표본 사업체들의 산업별 분포를 보면, 제조업(산업2)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, 협약임금인상률 등 네 가지로 정리되어 있다. 첫째, 초기업단위 교섭구조 여부를 종속변수로 하는 모형의 추정결과는 <표 1-3>에 정리되어 있다. 둘째, 교섭기간을 종속변수로 하는 회귀모형의 추정결과는 <표 1-4>에 정리하였다. 셋째, 노사분규 여부를 종속변수로 하는 모형의 추정결과는 <표 1-5>에 정리하였다. 마지막으로, 협약임금인상률을 종속변수로 하는 모형의 추정결과는 <표 1-6>에 정리하였다. 이들 모형 중 초기업단위 교섭구조와 노사분규 등은 범주변수이기 때문에 로짓모형을 사용하였고, 교섭기간과 협약임금인상률 등은 연속변수이기 때문에 일반 회귀모형을 사용하였다. 패널모형을 기본으로 하고 있지만, 표본이 2011~2013년 자료들과 2015~2017년 자료들 사이에 부분적으로만 일치하기 때문에 연도별로 횡단면 회귀분석도 실시하였다. 패널분석에서 로짓모형은 추정의 어려움 때문에 임의효과 모형을 사용하였고, 연속변수인 경우에는 고정효과 모형을 사용하였으며, 모든 패널분석 모형들에서 연도 범주변수를 포함하여 연도 효과도 통제하였다. 이들 분석결과 중에서 패널분석을 중심으로 해석하고, 연도별 횡단면 분석은 참고용으로만 사용하고자 한다.

먼저 복수노조가 교섭구조에 미치는 영향에 관한 회귀분석 결과를 정리한 <표 1-3>을 보면, 복수노조 변수의 계수 추정치는 일관되게 음수(-)로 나타나고 있다. 다만, 그 추정계수들이 2013년 자료와 패널 임의효과 모형에서만 통계적으로 유의하고 나머지 연도의 자료들에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 그렇지만 패널 임의효과 모형에서 복수노조의 존재가 초기업단위 교섭을 통계적으로 유의하게 줄이고 있어서 복수노조의 등장이 초기업단위 교섭에 부정적인 영향을 미치고 있을 가능성이 상당히 높다고 볼 수 있다.



〈표 1-3〉 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)
2013년	-	-	-	-	0.423** (0.174)
2015년	-	-	-	-	-1.252*** (0.214)
2017년	-	-	-	-	-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.

다른 통제변수들 중 민주노총만이 초기업단위 교섭에 통계적으로 유의한 영향을 주고 있다. 이는 민주노총 소속 노조들이 산별운동을 적극적으로 추진하기 때문에 나타나는 결과로 보인다. 그 밖에 시장수요 변동이나 복수사

업체 등도 약하게 초기업단위 교섭에 영향을 주고 있다.

<표 1-4>에 정리된 복수노조화가 교섭기간에 미치는 영향에 관한 회귀 분석 결과를 보면, 복수노조 변수의 추정계수가 양수(+)가 되기도 하고 음수(-)가 되기도 하면서 모두 통계적 유의도도 낮아서 복수노조의 등장이 교섭기간에는 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 타결시점에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않고 있다.

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

<표 1-4> 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)
초기업단위 교섭	0.068 (0.299)	0.462 (0.361)	0.686 (0.561)	0.862^ (0.555)	-0.102 (0.282)

<표 1-4>의 계속

독립변수	종속변수 = 교섭기간				
	2011 (N=457)	2013 (N=421)	2015 (N=476)	2017 (N=477)	패널 고정효과 (N=901)
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)
2013년	-	-	-	-	0.596** (0.244)
2015년	-	-	-	-	1.445*** (0.539)
2017년	-	-	-	-	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 횡단면 분석 모형들에서는 산업대분류를 통제하였음.

<표 1-5>에 정리된 복수노조가 노사분규에 미치는 영향을 추정한 회귀 분석 결과를 보면, 복수노조의 등장이 노사분규에 패널 임의효과 모형과 2011년 자료에 대한 로짓분석 등에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있으며, 2013년 자료에서도 약하게나마 단측검증으로  $\alpha=0.10$  수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있다. 이상의 결과는 복수

노조의 등장이 노사분규를 더 많이 일으키고 있음을 시사하고 있는데, 그나마 다행스럽게도 후기로 갈수록 복수노조와 노사분규 사이의 관계가 약화

〈표 1-5〉 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)
2013년	-	-	-	-	-0.573** (0,286)
2015년	-	-	-	-	-2.039*** (0,504)
2017년	-	-	-	-	-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.

되고 있어서 복수노조가 안착되면 노사분규에 대한 영향도 줄어들 가능성이 높음을 알 수 있다.

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

<표 1-6>에 정리된 복수노조가 협약임금인상률에 미치는 영향을 추정한 회귀분석 결과를 보면, 복수노조 변수의 추정계수가 2017년에만 양측검정으로  $\alpha=0.10$  수준에서 통계적으로 유의할 뿐 나머지 연도 자료들에 대한 횡단면 분석과 패널 고정효과 모형의 추정결과는 통계적으로 유의하지 않게 추정되고 있다. 그럼에도 불구하고 2015년 자료를 제외한 다른 모형들에서는 그 추정계수가 통계적으로 유의하지 않은 양(+))의 값을 보이고 있어서 복수노조의 등장이 협약임금인상률을 약간이나마 올릴 가능성이 남아 있다.

<표 1-6> 복수노조가 협약임금인상률에 미치는 영향

독립변수	종속변수 = 협약임금인상률				
	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)
초기업단위 교섭	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)

〈표 1-6〉의 계속

독립변수	종속변수 = 협약임금인상률				
	2011 (N=457)	2013 (N=421)	2015 (N=476)	2017 (N=477)	패널 고정효과 (N=901)
log(고용규모)	-0.103 (0.129)	-0.216 <sup>^</sup> (0.146)	-0.280* (0.160)	-0.066 (0.132)	-0.065 (0.376)
비정규직 비율	0.003 (0.003)	-0.007 <sup>^</sup> (0.005)	-0.005 (0.004)	-0.005 <sup>^</sup> (0.003)	0.002 (0.003)
이직률	0.004 (0.012)	0.016 <sup>^</sup> (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 <sup>^</sup> (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 <sup>^</sup> (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 <sup>^</sup> (0.100)
복수사업체	-0.198 (0.302)	-0.769** (0.340)	-0.067 (0.332)	-0.052 (0.296)	-0.104 (0.386)
2013년	-	-	-	-	-1.024*** (0.185)
2015년	-	-	-	-	-1.353*** (0.410)
2017년	-	-	-	-	-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 횡단면 분석 모형들에서는 산업대분류를 통제하였음.

다른 통제변수들 중 협약임금인상률에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 변수들을 패널분석에서 찾아보면, 노사분규, 한국노총 소속 정도이고, 나머지 많은 변수들의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않다. 연도별 횡단면 분석에서도 일부 변수가 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 등장이 교섭구조, 교섭기간, 노사분규, 협약임금인상률 등 임금교섭의 특성에 어떤 영향을 미치는지를 실증적으로 확인해보았다. 복수노조의 등장이 노조 간 조직경쟁을 촉발하고 기업 내 근로자들의 이해관계에 밀착하는 임금교섭을 촉진할 것이라는 전제 속에서 다음과 같은 3개의 연구가설들을 설정하였다. 첫째, 복수노조의 등장이 초기업단위 교섭을 약화시킬 것이다. 둘째, 복수노조의 등장이 교섭기간을 늘릴 것이다. 셋째, 복수노조의 등장이 노사분규 발생을 높일 것이다. 복수노조의 등장이 협약임금인상률에 미치는 영향은 단선적으로 추론할 수 없고 경험적 분석을 요구하는 것으로 보아서 탐색과제로 설정하였다.

통계분석은 연도별 데이터에 대해서는 횡단면 분석을, 전체 데이터에 대해서는 패널분석을 실시하였다. 그중 초기업단위 교섭과 노사분규 등은 범주변수이기 때문에 로짓모형을 사용하였는데, 패널분석에서는 추정의 어려움 때문에 임의효과 로짓모형을 사용하였다. 교섭기간과 협약임금인상률은 연속변수이기 때문에 횡단면 분석에서는 OLS 모형을 사용하였고 패널 분석에서는 고정효과 모형을 사용하였다.

패널모형의 분석결과 복수노조의 등장은 초기업단위 교섭에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고, 노사분규에도 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있다. 참고용으로 분석한 횡단면 분석결과에서는 복수노조의 존재가 초기업단위 교섭과 노사분규에 일부 모형에서만 통계적으로 유의하지만, 패널분석 모형이 더 엄격한 모형이기 때문에 패널분석 결과를 따라서 이 두 변수는 복수노조의 존재에 의해서 통계적으로 유의한 영향을 받는 것으로 해석하고자 한다.

반면에 복수노조의 등장은 교섭기간과 협약임금인상률 등에 대해서는 통

계적으로 유의한 영향을 미치지 못하고 있다. 특히 교섭기간은 그 추정치가 음수와 양수를 취하는 등 연도 간 일관성도 부족해서 복수노조의 등장에 의해서 영향을 받지 않는 것으로 추정된다. 협약임금인상률의 계수 추정치는 통계적으로 유의하지 않지만, 일부 모형에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값도 보이고 꽤 일관되게 양(+)의 값을 가지고 있어서 약하게나마 긍정적인 영향을 미칠 가능성은 남아 있다.

이상의 통계 결과들을 보면, 복수노조의 등장이 노사분규 등 임금교섭 과정과 임금교섭 결과에 미치는 영향이 없는 것은 아니지만, 심각한 수준은 아닌 것으로 보인다. 이런 점에서는 우리나라에서도 다수의 우려와 달리 복수노조가 점차 정착되어 갈 가능성이 높음을 알 수 있다. 그렇게 예측하는 또 다른 근거는 우리나라 노사관계가 이미 성숙단계에 접어들고 있고 노동조합의 공세국면에 강하지 않은 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 사정에 의해서 노사관계 상황이 노동조합의 공세국면으로 전환되면 복수노조가 새로운 노사갈등의 씨앗이 될 가능성을 배제하기는 어렵다.

복수노조가 우리나라 노사관계에 미치는 보다 심각한 영향은 그것이 우리나라의 기업별 교섭구조를 더욱 강화시킬 가능성이 높다는 점에 있다. 산업별 교섭구조는 더 크고 더 장기적 시각 속에서 노동조합의 발전방향을 고려하기 때문에 기업 내 근로자들의 단기적 이해와 거리가 있는 내용과 방식으로 임금교섭을 진행할 가능성이 높는데, 그때에는 기업 내 복수노조의 등장으로 노동조합의 장기적 발전 전망에 기초한 활동이 방해를 받을 가능성이 높다. 그렇다고 복수노조를 금지한 과거의 관행으로 되돌아갈 수는 없다는 점을 감안해보면, 이 문제는 결국 노동조합 내부에서 해결될 필요가 있다. 서구의 노동조합들에서 노조 간 조직경쟁 문제가 노동조합의 자율적 규제를 통해서 해결되고 있는 것처럼 우리나라에서도 이 문제를 해결할 주도적 집단은 결국 노동조합 리더일 수밖에 없기 때문에 우선적으로 노동조합



운동 진영 내부에서 복수노조를 규제할 수 있는 방안을 찾아볼 필요성이 제기되고 있다.

## 참고문헌

- 김정우(2019), 「복수노조 출현의 결정요인과 노조조직률 증감효과 패널분석」, 『산업노동연구』 25(1), pp.187~218.
- 김태기(2009), 「복수노조 갈등: 이론과 현실」, 『노동정책연구』 9(2), pp.199~219.
- 노용진(2011), 「캐나다의 복수노조 사례: 노조 간 조직경쟁의 배경과 전개과정, 그리고 결과」, 『노동정책연구』 11(2), pp.63~105.
- \_\_\_\_\_(2015), 「복수노조 형성의 영향요인」, 『산업관계연구』 25(3), pp.59~83.
- 이성희(2011), 「복수노조 제도가 노사관계 변화에 미치는 영향」, 『노동정책연구』 11(4), pp.1~28.
- 이성희·노용진·조용만·진숙경(2012), 『복수노조 시대 노사관계 쟁점과 정책 제도 개선방안 연구』, 한국노동연구원.
- 이정희·김정우·손영우·윤희원·정경은·허인(2018), 『기업별 복수노조와 단체교섭』, 한국노동연구원.
- 전인(2009), 「복수노조 허용에 따른 현장 노사관계의 도전과 기회: 대기업 경제주의 노동조합의 의식조사 사례 중심」, 『노동정책연구』 9(2), pp.163~198.
- 최용일(2012), 「복수노조제도 시행 이후 노사정 대응전략의 문제점 및 시사점」, 『산업관계연구』 22(3), pp.1~52.

## 〈부표 1-1〉 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)

## ② 성과배분과 일터혁신

김 동 배\*

성과배분은 일터혁신의 과실인 경영성과를 근로자와 공유하겠다는 회사 측의 사전적 약속장치로서 일터혁신을 촉진할 수 있다. 성과배분제는 일터혁신을 둘러싼 근로자와 회사 측의 이해 일치를 낳을 수 있고, 일터혁신이 요구하는 노하우나 암묵적 지식의 공유와 새로운 지식의 창출과 이전 및 활용을 촉진하며, 일터혁신에 대한 근로자의 추가적인 노력 지출이나 일터혁신이 초래할 수 있는 각종 위험이나 비용들에 대한 보상으로 기능하여 일터혁신을 촉진할 수 있다. 본 연구는 한국노동연구원의 사업체패널조사 자료 중 2015년과 2017년 모두 응답한 제조업 표본을 사용하여 성과배분이 일터혁신에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 성과배분제도나 성과배분의 실시는 일터혁신과 정(+)의 관계가 나타났다. 성과배분제를 실시한 사업체를 대상으로 성과배분제도의 특성이 일터혁신에 미치는 영향을 분석한 결과 개인별 배분기준으로서 인사평가에 기초한 개인별 차등배분 방식이 일터혁신과 일관되게 정(+)의 관계를 보였지만 예상과는 달리 성과배분 산정식이나 성과배분금액의 크기는 일터혁신과 유의한 관계를 보이지 않았다. 이상의 연구결과가 갖는 함의와 추후 연구과제를 제시하였다.

**주요용어:** 성과배분제, 일터혁신, 참여적 작업조직, 성과배분제도 특성

\* 인천대학교 경영대학 경영학부 교수(dongbae@inu.ac.kr)

## I. 서론

“금전적 인센티브 없이 근로자들에게 의사결정 권한을 부여하면 동기 부여를 저해할 수 있다. ‘그들은 나에게 공짜로 더 많은 것을 원한다.’ 그리고 더 많은 의사결정 권한 부여 없는 성과배분도 생산성을 향상시키지 못할 수 있다. ‘그들은 내가 성과를 향상시킬 수 있는 자율성을 주지 않은 채 성과와 임금을 연계시켜 내 소득의 리스크를 증가시키고 있다.’(Bryson & Freeman, 2010: 205)”

일터혁신이 새롭게 주목을 받고 있는데, 인건비가 한국의 1/4 정도 수준 이면서 기술격차는 빠르게 좁혀지고 일부 영역은 한국을 추월해버린 이른바 중국 충격이 배경 중의 하나이다. 한국의 제조업이 글로벌 경쟁에서 생존하기 위해서는 일터혁신이나 기술혁신을 통해 기존의 경쟁우위를 지켜나 가면서 장기적으로는 세계시장에서 혁신 주도자가 되어야 할 것이다.

그동안 일터혁신에 대한 정책은 정부가 일터혁신 컨설팅을 제공하는 것에 초점을 두었으며, 어떻게 기업의 노사가 자발적으로 일터혁신을 추진하고 활성화하도록 할 것인가에 대한 고민과 연구는 부족했다. 이러한 접근은 기업이 일터혁신을 추진할 지식이나 역량이 부족하기 때문에 일터혁신이 제대로 이루어지지 않는다는 암묵적인 가정을 갖고 있는 것처럼 보인다. 이러한 가정에 기반한 정책적 지원도 일터혁신 활성화를 위해 필요하겠지만, 기업의 노사가 자발적으로 일터혁신을 추진하도록 하는 인센티브 구조를 마련하는 방안이 주목할 필요도 있다. 일터혁신을 둘러싼 사용자 측 인센티브는 자명하다는 사실을 전제로 한다면, 과제는 근로자 측이 일터혁신에 전념하도록 하는 인센티브 구조를 설계하는 것이다. 본 연구는 이러한 인센티브 구조로서 성과배분제(profit & gain sharing plans)의 역할에 주목하고자 한다.<sup>1)</sup>

1) 이익배분(profit sharing)과 수익배분(gain sharing)의 차이는 각각 성과지표를 이익

성과배분제는 기업, 사업부, 부서 등 집단의 성과에 연동해서 성과급을 지급하는 집단 성과급이다(Newman, Gehart, & Milkovich, 2017). 지금까지 연구들은 성과배분을 일터혁신, 보다 구체적으로는 고성과·참여적 작업시스템을 구성하는 여러 가지 개별 관행 중의 하나로 취급했는데, 일터혁신을 촉진하는 인센티브 구조로서 성과배분제의 역할에 주목할 필요가 있다. 성과배분은 일터혁신이나 기술혁신 등 각종 혁신의 과실을 근로자 측과 공유하겠다는 회사 측의 사전적(事前的)인 약속장치로서 혁신을 둘러싼 근로자와 회사 측의 이해 일치를 낳고, 일터혁신이 요구하는 노하우나 암묵적 지식의 공유와 새로운 지식의 창출·이전·활용을 촉진하며, 일터혁신에 대한 근로자의 추가적인 노력 지출이나 일터혁신이 근로자 측에 초래할 수 있는 각종 위험이나 비용들에 대한 보상으로 기능함으로써 일터혁신을 촉진할 수 있다(김동배·이인재, 2018; 이인재·김동배, 2018).

본 연구는 한국노동연구원의 2015년 및 2017년도 사업체패널조사 자료를 사용하여 성과배분제가 일터혁신에 미치는 영향을 분석한다. 성과배분제와 일터혁신의 관계는 성과배분제도의 유무나 실시만이 아니라, 성과배분제를 실시한 사업체의 성과배분제도 특성에 따른 효과도 아울러 분석하기로 한다. 글의 순서는 다음과 같다. 먼저 선행연구나 논의들을 살펴보면서 연구가설을 설정하고, 자료와 변수 작성내역을 설명한다. 이어서 분석결과를 제시하고 연구결과가 갖는 함의와 추후 연구과제를 제시한다.

## II. 선행연구 및 연구가설

일터혁신(workplace innovation)은 매우 다양하게 정의된다. 1950년대 의 사회기술시스템을 역사적 기원으로 하고 근로자 참여를 통해 조직성과

---

(영업이익이나 순이익)으로 하느냐 아니면 생산성 향상이나 비용절감으로 하느냐에 있다. 이 글은 성과배분제를 이익배분과 수익배분을 포함하는 개념으로 사용한다.

와 근로생활의 질을 함께 개선하려는 혁신활동으로서 기술혁신을 제외한 것들을 지칭한다(Oeij et al., 2019). 일터혁신의 정의에서 기술혁신, 즉 제품혁신이나 공정혁신을 제외한다는 것은 일터혁신이 글자 그대로 일터에서 발생하는 모든 혁신을 지칭하는 것이 아니라 기술혁신과 구분되는 고유의 영역이 존재한다는 것을 의미한다. 일터혁신은 작업조직과 이를 지원하는 인사관리 관행에 초점을 두고 있다. 일터혁신이라는 용어는 주로 유럽에서 사용하고 있고 미국의 경우 근로자 참여(employment involvement)나 고성과·참여적 작업시스템(high performance·involvement work system)이라는 용어가 더 널리 사용된다.

성과배분제와 일터혁신의 밀접한 관계는 잘 알려진 스캔론 플랜(Scanlon plan)에서 잘 나타난다. 스캔론 플랜은 근로자 참여와 성과배분제도가 결합된 일터혁신 프로그램의 일종이다. 스캔론은 대공황 시기 시민들이 공동체 문제를 해결하기 위해 자발적으로 협력하는 모습에서 아이디어를 얻었던 것으로 알려져 있다. 스캔론의 고민은 노사가 문제해결을 위해 자발적으로 협력하는 제도를 어떻게 고안할 것인가였는데, 노사가 공동으로 운영하는 제안제도와 성과배분제도를 결합시킨 스캔론 플랜이 그 해답이었다. 스캔론 플랜은 노사가 기업의 문제, 목표, 아이디어, 그리고 성과를 함께 공유하는 것을 핵심 원리로 하는 것으로서, 마이클 무어(Moore, 2006)는 미국 고성과작업시스템의 근원과 핵심원리를 스캔론 플랜에서 찾았다. 스캔론 플랜은 단순한 보너스 제도가 아니라 맥그리거가 스캔론 플랜을 통합과 자율관리(self-control)에 의한 경영이자 Y이론과 전적으로 부합되는 경영철학으로 평가했듯이(McGregor, 2006), 독특한 철학과 원칙을 갖춘 제도로 평가된다. 스캔론 플랜의 주요 원칙은 우리 기업은 무엇을 위해 무엇을 하는 곳인가에 대한 공유인 정체성 원칙, 근로자들이 인풋을 제공하고 의사결정에 영향을 미칠 기회와 책임을 가져야 한다는 참여·책임의 원칙, 근로자와 다른 이해관계자들도 주주처럼 자신들의 투자분에 대한 공정한 성과를 배분받아야 한다는 공정성 원칙, 참여를 통한 지속적 개선은 지속적 학습을 요구한다는 역량 원칙 등이다(Frost et al., 1996; Scott & Davis, 2015). 근로자

참여를 통한 개선 활동은 일터혁신에 대응되므로 스칸론 플랜에서 일터혁신과 성과배분은 불가분의 관계가 있다고 평가할 수 있다.

고성과·참여적 작업시스템에 대한 선행연구들은 성과배분제도 자체의 고유한 효과와 함께 다른 작업관행을 지원하는 보완재로서 성과배분제의 역할을 강조한다(Ben-Ner & Jones, 1995; Cooke, 1994; Pfeffer, 1998). 성과배분제의 고유한 효과는 동기부여 및 이직감소, 동료 간 감시로 감독비용 감소, 계층숫자 감소 및 협력의 규범 창출, 개선과 제안의 유인 증가, 이익의 중요성에 대한 교육효과 등이다. 성과배분제가 다른 작업관행을 지원하는 보완재로서의 효과에는 의사결정 참가의 유효성 증진, 동료감시의 유인 제공으로 팀 작업의 유효성 증진, 이직감소로 훈련투자의 유인 제고, 개인 인센티브 약점 보완 등을 들고 있다. 다만 고성과작업시스템에 대한 대부분의 연구는 성과배분을 독립적인 변수가 아니라 작업시스템을 구성하는 여러 요소 중의 하나로 취급하고 있다. 고성과·참여적 작업시스템에 대한 연구들은 성과배분제도의 독립적인 역할을 강조하지는 않지만 성과배분제도가 일터혁신과 밀접한 관련성이 있고 일터혁신의 효과성을 제고하는데 기여하고 있음을 지적하고 있다. 한편 오너십 고성과작업시스템(ownership high-performance work system, OHPWS)에 대한 논의는 성과배분제의 보다 독립적인 역할을 강조한다(Kaarsemaker & Poutsma, 2006). 이들에 의하면 OHPWS은 근로자를 회사의 공동소유자로 대우하는 인사 철학에 기반하고, 근로자 소유를 핵심으로 성과배분, 의사결정 참여, 정보공유, 경영교육, 갈등해결 관련 교육 등의 작업관행들로 구성된, 내적 일관성이 높은 인사관리시스템을 지칭한다. 이 개념은 성과배분과 일터혁신의 관계에 대해서 앞서 살펴본 스칸론 플랜과 유사하다.

스칸론 플랜, 고성과·참여적 작업시스템, 오너십 고성과작업시스템은 모두 정도의 차이는 있지만 성과배분제가 근로자 참여나 고성과·참여적 작업시스템과 같은 일터혁신과 밀접한 관련성이 있음을 시사하고 있다. 그리고 스칸론 플랜이나 오너십 고성과작업시스템은 일터혁신과의 관계에서 성과배분제의 독립적인 역할을 상대적으로 더 강조하고 있다. 성과배분제는 일

터혁신의 과실을 근로자 측과 공유하겠다는 사용자의 사전적인 약속장치로서 일터혁신에 대한 노사 양측의 이해 일치를 낳고 근로자 측의 전념을 높여 일터혁신의 효과성을 제고하기 때문에, 일터혁신의 도입이나 확산 그리고 도입된 일터혁신 프로그램의 생존에 우호적인 조건을 제공한다. 그 결과 성과배분제와 일터혁신 간에는 정(+)의 관계가 관찰될 것이다. 이러한 시나리오에 따른다면 성과배분제와 일터혁신의 관계에서 양자 간 시간 선후성을 굳이 따지자면 성과배분제가 시간적으로 앞서는, 즉 양자 간의 관계에서 독립변수의 역할을 수행한다고 볼 수 있을 것이다.

그러나 이러한 논의들은 집단성과급으로서 성과배분제가 갖는 한계, 즉 무임승차 또는 1/N 문제를 해결해야 타당하다. 만일 무임승차 문제가 심각하다면 성과배분제는 일터혁신을 위한 인센티브 구조로서 기능할 수 없게 된다. 죄수의 딜레마 게임에서 배반이 합리적인 전략이 되듯이, 만일 근로자들이 합리적으로 행동한다면 집단성과급에서도 무임승차 문제는 심각해질 수 있다. 그러나 이론적인 논의나 우려와는 달리 현실세계에서 무임승차 문제는 성과배분제의 인센티브 효과를 부정할 정도로 심각한 것은 아닌 것으로 보고되고 있다(Freeman, Kruse, & Blasi, 2010; Kraft & Lang, 2013). 왜냐하면 기업 현장에서 동료 근로자 간 상호작용은 일회성 죄수의 딜레마 게임이 아니라 반복 게임이며, 무임승차를 억제하는 동료압력은 집단성과급이 있는 경우에 더 강하게 작동한다는 것이다.

이상 성과배분제도와 일터혁신의 관계에 대한 논의를 요약하면 다음과 같은 연구가설을 설정할 수 있을 것이다.

가설 1: 성과배분제도와 일터혁신의 수준 간에는 정(+)의 관계가 나타날 것이다.

성과배분제도와 일터혁신의 관계는 성과배분제도의 특성에 따라 달라질 수 있다. 성과배분제도의 특성은 적용단위, 적용범위, 성과배분 산정식(formula), 성과배분금액의 크기, 개인별 할당 기준, 성과배분제도 운영에



근로자 참여 등이 있다(Kato & Morishima, 2003; Long, 2000). 본 연구는 가용한 자료의 특성을 감안해서 성과배분 산정식의 존재 유무, 성과배분 금액 풀의 개인별 할당 기준, 그리고 성과배분금액의 크기에 따라 성과배분제가 일터혁신에 미치는 효과에 차이가 있는지를 살펴보기로 하자.

성과배분 산정식이 있는 경우는 그렇지 않은 경우에 비해서 일터혁신에 대한 인센티브 효과가 높을 것으로 예측할 수 있다. 성과배분 산정식의 예는 성과배분금액은 ‘영업이익 증가율에 20을 곱해서 결정한다’와 같이 사전에 성과지표와 성과지표의 달성 정도에 따라 성과배분금액이 결정되는 규칙을 말한다. 성과배분 산정식이 없는 경우는 경영자가 판단해서 재량적으로 지급하는 경우이다. 이 경우에는 만일 노사 간 신뢰수준이 높지 않다면 근로자들은 일터혁신을 열심히 추진해도 이로 인해 추가적으로 발생하는 경영성과를 보상받지 못할 수 있다고 인식할 수 있다. 만일 그렇다면 성과배분제는 일터혁신의 인센티브로 작동할 수 없게 되고 성과배분제와 일터혁신 간의 정(+)의 관계가 관찰될 가능성도 낮아진다. 동기부여 이론의 하나인 기대이론의 개념을 차용하면 성과배분 산정식이 존재한다는 것은 기대이론에서 동기부여 정도를 결정하는 요인 중의 하나인 성과와 보상 간의 연계성에 대한 주관적 신념인 수단성(instrumentality)이 높아진다는 것을 의미한다. 요약하면 성과배분 산정식이 존재하는 경우 그렇지 않은 경우보다 일터혁신 수준이 높을 것으로 예측할 수 있겠다.

전체 성과배분금액 풀이 결정되면 개인별로 어떻게 할당할 것인지를 규정하는 개인별 할당 기준(allocating rule)도 성과배분제도의 중요한 제도 특성 중의 하나이다. 개인별 할당 기준으로서의 기준급여 비례 지급, 연공에 따라서 차등 배분, 균등하게 1/n로 배분, 개인 업적을 평가해서 차등 지급하는 방안 등이 있는데, 각 기준들의 상대적 효과는 검증된 바가 없는 것으로 알려져 있다(Long, 2000). 여기에서는 자료의 특성을 감안해서 개인별 평가차등 여부의 효과에 주목하기로 한다. 직관적으로는 개인별 평가차등의 효과는 과업의 특성에 따라 달라질 것으로 예상할 수 있는데, 과업의 상호의존성이 높고 협업이 많이 요구되는 경우라면 부정적인 효과를 예상

할 수도 있다. 다만 다른 조건이 동일하다면 개인별 평가차등 지급은 앞서 살펴본 바와 같이 집단성과급에서 발생할 수 있는 무임승차 문제를 줄여서 성과배분제도의 일터혁신 인센티브 효과를 높일 수 있다. 그렇다면 다른 개인별 할당 기준보다 개인별 평가차등 지급 기준을 갖는 성과배분제도는 일터혁신의 도입이나 확산 그리고 존속에 우호적인 조건을 제공할 수 있다. 그 결과 개인별 할당 기준이 개인별 평가차등 지급인 경우에는 일터혁신 수준과 정(+)의 관계를 예측할 수 있을 것이다.

마지막으로 성과배분금액의 크기도 성과배분제도의 중요한 특성이다. 직관적으로 보더라도 너무 적은 성과배분금액은 인센티브 효과가 거의 없을 것으로 쉽게 예측할 수 있다. 동기부여 이론인 기대이론의 개념을 빌리면 성과배분금액의 크기는 유인가(valence)에 대응된다. 만일 현금에 대한 선호가 일정하다면 성과배분금액이 클수록 유인가도 증가해서 기대이론에서 예측하는 동기부여 정도가 높아진다. 선행연구 중 Heneman et al.(2000)이 성과배분금액의 크기는 최소한 연봉의 5~10% 이상은 되어야 동기부여 효과가 있고, 성과배분금액의 크기가 클수록 동기부여 효과도 비례해서 증가한다고 지적한 것도 동일한 맥락에서 해석할 수 있다. 이상의 논의들을 요약하면 성과배분금액의 크기가 증가할수록 일터혁신 수준도 증가할 것이라는 양자 간 정(+)의 관계를 예측할 수 있을 것이다.

이상 성과배분제의 제도 특성들이 일터혁신에 미치는 효과에 대한 논의를 종합하면 다음과 같은 연구가설을 설정할 수 있을 것이다.

가설 2: 성과배분제의 제도 특성별로 일터혁신과의 관계가 다르게 나타날 것이다.

가설 2-1: 성과배분 산정식은 일터혁신의 수준과 정(+)의 관계가 있을 것이다.

가설 2-2: 개인평가에 근거한 차등 지급은 일터혁신의 수준과 정(+)의 관계가 있을 것이다.

가설 2-3: 성과배분금액의 크기와 일터혁신의 수준은 정(+)의 관계가 있을 것이다.

### III. 자료와 변수

#### 1. 자 료

본 연구는 한국노동연구원이 실시한 2015년 및 2017년도 사업체패널조사 자료를 사용하였다. 전체 표본에서 성과배분의 성격이 다른 공공부문은 제외하였고, 2015년과 2017년에 모두 조사된 각 연도 각각 1,191개 사업체 2년치 합계 2,382개 사업체를 분석자료로 선정하였다. 다만 최종 분석에 사용한 자료는 분석모형에 포함된 변수들 중 결측치를 제거한 표본으로 각 연도 1,169개 사업체, 2년치 합계로는 2,338개 사업체이다.

#### 2. 변 수

종속변수인 일터혁신은 참여적 작업조직 지수로 측정하였다. 일터혁신 개념에 대한 논의에서와 같이 실증연구들이 주로 이루어졌던 미국에서 일터혁신은 고성과·참여적 작업시스템이나 근로자 참여로 주로 지칭되었다. 고성과·참여적 작업시스템은 크게 참여적 작업조직과 이를 지원하는 지원적 인사관리 관행들로 구성되는데, 이 글에서는 지원적 인사관리 관행들을 제외한 참여적 작업조직(high involving work organization)으로 일터혁신을 측정하였다. 참여적 작업조직의 원리는 근로자의 역할을 매우 전문화된 오퍼레이션 과업을 지시에 따라 실행하는 것에 한정하는 테일러주의적 작업조직 원리와 정반대이다(Felstead et al., 2010). 근로자 참여가 강조되는 참여적 작업조직은 근로자 역할의 확대와 자율을 핵심적인 원리로 한다. 근로자 역할의 확대는 단순 오퍼레이션을 넘어 품질이나 보전 등 전문부서의 일부 업무와 자율작업팀과 같이 일선관리자 업무와 일부 구상 업무를 포함한다. 참여적 작업조직의 원리는 측정 지표들에서 잘 나타나는데, 온라인 참여의 대표적인 지표는 자율작업팀(self-management team)이며 오프라인

참여의 대표적인 지표는 제안활동, 소집단활동 참여, 전사적품질관리(TQM 등) 활동 참여 등이 있고, 계획적 로테이션을 통한 다기능화도 참여적 작업조직의 특징으로 거론된다.

참여적 작업조직 변수는 5개의 참여적 작업관행 변수들의 합산 지수로 작성하였다. 5개의 참여적 작업관행은 소집단활동, 전사품질관리 활동, 제안활동, 다기능훈련 실시, 계획적 로테이션이다. 사업체패널조사는 소집단 활동을 ‘고객만족, 서비스나 품질개선, 비용절감, 납기준수, 제품개발이나 제품수정 등 업무관련 개선을 위한 팀, 위원회, 테스크포스(TFT) 등 업무관련 개선을 위해 직장에 소인원의 그룹을 만들어 자체적으로 업무에 관한 목표나 계획을 세워 실천하는 활동’으로 정의하고, ‘작년 한 해 동안 귀 사업장은 품질개선, 생산성 향상, 비용절감, 고객 불만 해결 등의 문제해결이나 개선활동을 위한 소집단활동을 실시하였습니까’로 질문하고 있다. 소집단활동을 실시했다고 응답한 경우에 1의 값을 부여한 더미변수로 소집단활동을 측정하였다. 전사품질관리 활동은 ‘작년 말 기준 귀 사업장은 전사품질관리 프로그램(식스 시그마-6-Sigma, TPM, TQM 등 포함 명칭 무관)을 운영하고 있습니까’라는 질문에 그렇다고 응답한 경우 1의 값을 부여한 더미변수이다. 제안제도는 ‘작년 한 해 동안 귀 사업장은 업무 개선 관련 제안제도를 운영하였습니까’라는 질문에 그렇다고 응답한 경우 1의 값을 부여한 더미변수이다. 다기능 훈련은 ‘작년 한 해 동안 귀 사업장은 다수 직종 근로자를 대상으로 다기능 교육훈련을 공식적으로 실시하였습니까’라는 질문에 그렇다고 응답한 경우에 1의 값을 부여한 더미변수이다. 마지막으로 계획적 로테이션은 ‘작년 한 해 동안 귀 사업장의 다수 직종 근로자를 대상으로 다기능화나 다양한 업무 경험을 습득하기 위해서 계획적으로 실시하는 정기적인 업무 로테이션이 있었습니까’라는 질문에 그렇다고 응답한 경우에 1의 값을 부여한 더미변수이다. 이상 다섯 가지 변수의 합산 점수로 참여적 작업조직 지수를 작성하였다. 참여적 작업조직 지수의 내적일관성의 지표인 크론바 알파는 0.62로 나타났다.

독립변수의 작성내역은 다음과 같다. 사업체패널조사는 성과배분제도를

‘기업·공장 및 부서단위의 경영성과가 목표치를 상회할 경우 일정 부분을 집단적으로 근로자에게 현금이나 주식 등의 형태로 사후적으로 집단적 성과급(이익배분, 경영성과배분, 연말성과급, 연말일시금 등으로 지칭)을 배분하는 제도’로 정의하고 있다. 이처럼 사업체패널에서 정의하고 있는 성과배분은 앞서 설명한 이익배분과 수익배분이 구분되지 않는 개념이다. 사업체패널조사는 성과배분제도의 유무를 질문한 후, 성과배분제도가 있다고 응답한 경우에 한정해서 지난해 성과배분 실시 여부를 질문하고, 지난해 성과배분을 실시했다고 응답한 경우에 한정해서 성과배분제도의 특성들을 질문하고 있다. 성과배분제도의 특성으로는 성과배분 산정식의 존재 여부, 성과배분금액이 통상임금 대비 어느 정도인지, 그리고 개인별 할당 기준으로서 개인별 차등 여부 등을 질문하고 있다. 본 연구는 성과배분제도의 존재 유무와 지난해 성과배분 실시 여부 더미변수를 각각 작성하였고, 성과배분제의 제도 특성변수로는 성과배분제를 실시한 경우에 한정해서 성과배분 산정식이 존재하는 경우 1의 값을 부여한 산정식 더미변수, 개인별 평가에 기반해서 차등 지급하는 경우 1의 값을 부여한 평가차등지급 변수, 그리고 성과배분금액이 통상임금의 100% 이상인 경우에 1의 값을 부여한 성과배분금액 더미변수를 작성하였다.

통제변수의 작성내역은 다음과 같다. 사업체 규모는 조사시점 연말 기준당 사업체로부터 임금을 지급받는 전체 근로자 숫자이다. 노동조합은 조직되어 있는 경우 1의 값을 갖는 더미변수이고, 사업장 업력은 조사시점에서 사업장 설립연도를 차감한 변수이며, 상장사는 코스피나 코스닥 등록업체의 경우 1의 값을 갖는 더미변수이다. 공정 자동화 정도는 주력제품 생산 공정의 자동화 정도로서 응답 범주가 ① 0~20% 미만 ② 20~40% 미만 ③ 40~60% 미만 ④ 60~80% 미만 ⑤ 80% 이상인데 각 구간 응답 범주의 중앙값을 취해서 변수를 작성하였다. 인력구성 특성변수로는 전체 근로자 대비 고령인력, 여성인력, 그리고 비정규직 인력이 차지하는 비중을 각각 측정하였다. 이직률은 조사시점 연말 전체 근로자 대비 연간 이직한 근로자 비중이다. 몰입형 인사관리 방침은 ‘인사관리의 일차적인 목표는 종업원의

기업에 대한 충성심과 애착을 높이는 데 있다’, ‘필요한 자격을 갖춘 사람을 장기 고용을 통해 내부에서 육성한다’, ‘인사관리는 종업원의 장기적인 육성과 개발을 위한 방향으로 운영한다’(각 5점)의 3문항 평균 점수로 측정하였다. 호봉제는 사무직에 호봉제가 존재하는 경우 1의 값을 갖는 더미변수이며, 임금수준은 대졸 초임(백만 원)에 로그 값을 취하여 작성하였다.<sup>2)</sup> 제조업 내 업종 더미변수는 표준산업분류 9차의 두 자리 산업코드에서 중공업은 23, 24, 25, 29, 30, 31번, 화학은 19, 20, 21, 22번, 전기전자는 26, 27, 28번 코드에 각각 1의 값을 부여한 더미변수인데, 준거범주는 경공업이다. <표 2-1>은 이상 설명한 변수들의 작성내역 개요와 기술통계를 성과배분제도 유무 및 성과배분제도 실시 여부별로 비교해서 제시하고 있다. 성과배분제도 유무나 성과배분 실시 여부별 참여적 작업조직 지수와 개별 관행들을 비교하면 거의 두 배 정도 차이가 보일 정도로 성과배분제도가 있거나 성과배분을 실시한 사업체의 일터혁신 정도가 높게 나타나고 있다.

<표 2-1> 변수의 기술통계

	성과배분제도		성과배분 실시		전체 (N=2,338)
	없음	있음	미실시	실시	
	(N=1,723)	(N=615)	(N=1,889)	(N=449)	
참여적 작업조직 지수 (5개 관행 합산지수)	1.29	2.14	1.33	2.27	1.51
소집단활동(실시=1)	0.35	0.55	0.36	0.57	0.40
전사 품질관리 활동(운영=1)	0.32	0.48	0.33	0.49	0.36
제안제도(운영=1)	0.32	0.57	0.33	0.61	0.38
다기능훈련(실시=1)	0.19	0.28	0.19	0.32	0.21
계획적 로테이션(실시=1)	0.12	0.26	0.13	0.28	0.16
성과배분제도(제도 있음=1)	0.00	1.00	0.09	1.00	0.26
성과배분 실시(지난해 실시=1)	0.00	0.73	0.00	1.00	0.19

2) 사업체패널조사에는 고졸 초임도 있지만 결측치가 너무 많아 대졸 초임 변수를 사용하였다.

〈표 2-1〉의 계속

	성과배분제도		성과배분 실시		전체 (N=2,338)
	없음	있음	미실시	실시	
	(N=1,723)	(N=615)	(N=1,889)	(N=449)	
사업장 규모(명)	171.0	288.6	177.9	302.9	202.0
노동조합(있음=1)	0.21	0.36	0.22	0.37	0.25
사업장 업력(조사시점-설립연도)	23.8	26.5	24.1	26.3	24.6
상장사(코스닥이나 코스피 상장=1)	0.16	0.33	0.17	0.35	0.21
주력제품 공정의 자동화 정도(%)	58.7	59.8	58.9	59.3	59.1
55세 이상 고령 인력 비중	0.14	0.11	0.14	0.12	0.14
여성 인력 비중	0.26	0.20	0.26	0.20	0.25
직접 및 간접고용 비정규직 비중	0.10	0.14	0.11	0.13	0.11
연간 이직률	0.21	0.16	0.21	0.14	0.20
몰입형 인사방침지수 (3문항 평균, 5점 척도)	3.37	3.51	3.38	3.53	3.41
사무직 호봉제(존재=1)	0.47	0.62	0.48	0.61	0.51
임금수준(대졸 초임의 로그값, 백만 원)	7.92	8.02	7.92	8.04	7.95
화학(SIC 23, 24, 25, 29, 30, 31=1)	0.16	0.18	0.16	0.19	0.17
중공업(SIC 19, 20, 21, 22=1)	0.39	0.36	0.38	0.37	0.38
전기전자(SIC 26, 27, 28=1)	0.19	0.20	0.20	0.18	0.19

자료 : 사업체패널조사 2015~2017년.

## IV. 분석결과

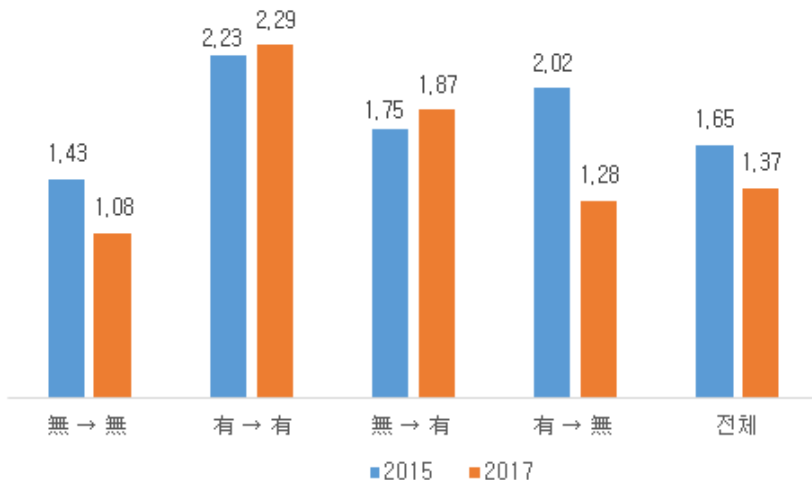
### 1. 성과배분제도와 일터혁신

패널회귀 분석에 앞서 성과배분제도와 성과배분 실시의 변화 유형별 일터혁신의 수준을 비교한 것이 [그림 2-1]과 [그림 2-2]이다. 여기에서 한자로 된 유무(有無)는 각각 순서대로 2015년과 2017년 성과배분제도의 존재 유무나 성과배분 실시 여부를 나타내고, 수치는 참여적 작업조직 지수로 측정한 해당연도 일터혁신의 정도이다. [그림 2-1]과 [그림 2-2]에서 관찰되

는 첫 번째 특징은 일터혁신 지수가 전체적으로 꽤 하락했다는 점이다. 일터혁신 지수의 평균(표준편차)이 1.51(1.41)인데 2년 사이에 지수가 0.28 하락한 것은 눈에 띄는 변화로 보인다. 본 연구와 일터혁신 측정 방법은 다르지만 과거 사업체패널자료를 사용하여 일터혁신 추세를 분석한 연구들도 일터혁신 지수가 추세적으로 하락하고 있다는 사실을 발견했다. 실제로 일터혁신이 감소하고 있는지 아니면 일터에서 발생하는 변화를 기존의 설문 문항으로 포착하지 못하고 있는지도 살펴봐야 할 대목일 것이다. 문제는 여기에 보고하지 않았지만 같은 기간에 기술혁신 지표들도 상당한 수준 하락했다는 사실이다. 추가적인 연구가 필요하겠지만 한국 제조업의 활력이 줄어든다는 우려가 제기될 수도 있겠다.

다음으로 성과배분제도가 계속 없거나 성과배분을 계속 실시하지 않은 경우는 일터혁신이 크게 하락하는 반면 성과배분제도가 계속 존재하거나 계속 실시한 경우는 일터혁신이 약간 증가하거나 거의 변화가 없다는 것이다. 이러한 결과는 성과배분제가 일터혁신의 인센티브 구조로서 일터혁신의 효과성을 높여 일터혁신의 도입이나 확산 그리고 존속에 긍정적인 영향을 미칠 것이라는 본 연구의 가설을 지지한다. 성과배분제도가 없다가 새로 생

[그림 2-1] 성과배분제도 유무의 변화 유형별 참여적 작업조직 지수 변화



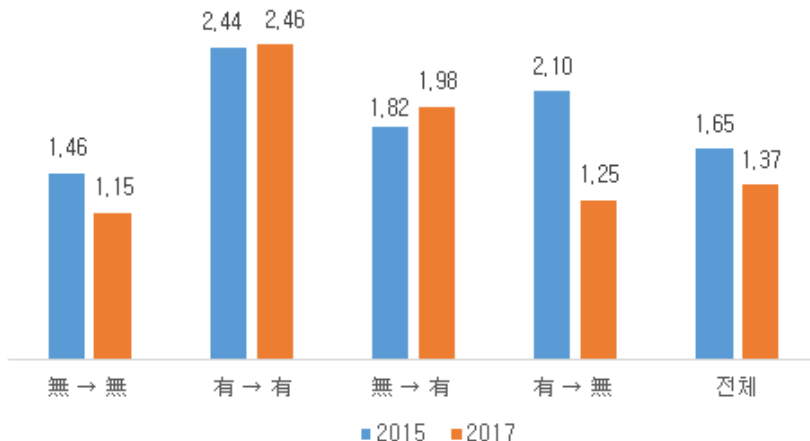
주: 사례 수는 변화 유형 순서대로 760개, 190개, 110개, 131개, 1,191개 사업체.



기거나 성과배분을 실시하지 않다가 실시한 경우에는 일터혁신 정도가 약간 증가하지만 그 반대, 즉 성과배분제도가 있다가 없어진 경우나 성과배분을 실시했다가 실시하지 않는 경우에는 일터혁신 정도가 대폭 감소한 것도 유사한 결과이다. 성과배분제도의 순수한 효과로 추정할 수 있는 [無→有]의 전후 일터혁신지수 변화에서 비교 준거인 [無→無]의 전후 일터혁신지수 변화를 차감하면, 성과배분제도 유무나 성과배분 실시 여부 모두 대략 0.47 정도로 높게 나타난다. 시간의 흐름에 따른 추세치를 제거하고 성과배분제도가 일터혁신에 미치는 순수한 효과는 적지 않다는 점을 보여주는 수치라 하겠다.

<표 2-2>와 <표 2-3>은 성과배분제도와 일터혁신의 관계에 대한 패널회귀 분석결과이다. <표 2-2>는 성과배분제도 유무가, 그리고 <표 2-3>은 성과배분 실시 여부가 독립변수이다. 종속변수는 참여적 작업조직 지수로 측정된 일터혁신이다. 각각 OLS, 고정효과, 랜덤효과 추정결과를 모두 제시하였다. OLS는 2개년도 자료를 풀링해서 선형회귀분석을 실시한 결과인데 대조를 위해서 제시하였다. 패널분석에서 고정효과와 랜덤효과 추정 방식 선택과 관련된 통계적 검증 방법은 하우스만 검증이다. 검증결과 성과배분제도 유무와 성과배분 실시 여부의 경우 카이제곱이 각각 55.5( $p=.0000$ )와

[그림 2-2] 성과배분 실시 여부 변화 유형별 참여적 작업조직 지수 변화



주: 사례 수는 변화 유형 순서대로 865개, 129개, 95개, 102개, 1,191개 사업체.

54.3(p=.0000)으로 나타나 두 경우 모두 랜덤효과 추정보다 고정효과 모형이 더 적합한 추정모형인 것으로 나타났다. 따라서 고정효과 추정결과에 따라 결과를 해석해야 하지만 대조를 위해서 랜덤효과 추정결과도 함께 제시하였다. <표 2-2>와 <표 2-3>의 패널분석 결과는 성과배분제가 일터혁신과 유의한 정(+)의 관계를 보이고 있어 <표 2-1> 및 [그림 2-1]과 [그림 2-2]에서 살펴본 기술통계 결과와 동일하게 나타나 연구가설 1을 지지한다.

통제변수들의 효과를 살펴보면 우선 노동조합이 모두 유의한 정(+)의 효

<표 2-2> 추정결과: 성과배분제도 유무

	종속변수 = 참여적 작업조직 지수					
	OLS		고정효과		랜덤효과	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
성과배분제도	0.572 ***	0.062	0.423 ***	0.092	0.535 ***	0.063
사업장 규모	0.000 ***	0.000	0.000	0.001	0.000 **	0.000
노동조합	0.319 ***	0.076	0.651 **	0.285	0.327 ***	0.087
사업장 업력	0.006 ***	0.002	-0.105 ***	0.024	0.006 **	0.002
상장 여부	0.207 ***	0.076	1.259	1.003	0.211 **	0.089
공정의 자동화 정도	0.006 ***	0.001	0.007 ***	0.002	0.006 ***	0.001
고령인력 비중	0.091	0.188	0.041	0.284	0.068	0.191
여성인력 비중	-0.037	0.138	-0.035	0.509	-0.045	0.157
비정규직 비중	0.133 **	0.056	0.163 **	0.071	0.141 ***	0.054
이직률	-0.017	0.028	-0.022	0.032	-0.019	0.026
몰입형 인사방침	0.260 ***	0.039	0.163 ***	0.049	0.228 ***	0.037
사무직 호봉제	0.170 ***	0.055	0.236 ***	0.073	0.193 ***	0.054
임금수준	0.739 ***	0.167	0.601 *	0.334	0.713 ***	0.180
화학	0.038	0.085			0.037	0.099
중공업	-0.029	0.072			-0.031	0.085
전기전자	0.088	0.083			0.087	0.097
2017년도 더미	-0.230 ***	0.054			-0.235 ***	0.044
상수	-6.068 ***	1,313	-2,482	2,523	-5,750 ***	1,409
F./Chi2	36.8***		10.1***		519.0***	
R2	0.212		0.103		0.212	
N	2,338					

주: \*\*\*p<.01, \*\*p<.05, \*p<.1(two-tailed).

〈표 2-3〉 추정결과: 성과배분 실시 여부

	종속변수 = 참여적 작업조직 지수					
	OLS		고정효과		랜덤효과	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
성과배분 실시	0.663 ***	0.069	0.507 ***	0.101	0.625 ***	0.069
사업장 규모	0.000 ***	0.000	0.000	0.001	0.000 **	0.000
노동조합	0.316 ***	0.076	0.647 **	0.285	0.323 ***	0.087
사업장 업력	0.006 ***	0.002	-0.108 ***	0.023	0.006 **	0.002
상장 여부	0.212 ***	0.076	1.204	1.002	0.214 **	0.089
공정의 자동화 정도	0.006 ***	0.001	0.007 ***	0.002	0.006 ***	0.001
고령인력 비중	0.044	0.187	0.020	0.284	0.030	0.191
여성인력 비중	-0.052	0.138	-0.081	0.508	-0.059	0.157
비정규직 비중	0.144 ***	0.056	0.168 **	0.071	0.150 ***	0.054
이직률	-0.015	0.028	-0.021	0.032	-0.017	0.026
몰입형 인사방침	0.258 ***	0.039	0.169 ***	0.049	0.229 ***	0.037
사무직 호봉제	0.187 ***	0.054	0.246 ***	0.073	0.208 ***	0.054
임금수준	0.694 ***	0.168	0.604 *	0.333	0.678 ***	0.180
화학	0.036	0.084			0.035	0.099
중공업	-0.031	0.072			-0.033	0.085
전기전자	0.100	0.082			0.099	0.096
2017년도 더미	-0.232 ***	0.054			-0.238 ***	0.044
상수	-5.695 ***	1.315	-2.421	2.519	-5.464 ***	1.409
F./Chi2	37.3***		10.5***		529.0***	
R2	0.215		0.106		0.214	
N	2,338					

주: \*\*\*p<.01, \*\*p<.05, \*p<.1(two-tailed).

과를 보이고 있어, 노동조합이 기술혁신에는 영향을 미치지 않거나 오히려 부정적인 영향을 미친다는 연구와 대조적인 결과를 보여준다(김동배·이인재, 2018; 이인재·김동배, 2018). 자동화 수준과 참여적 작업조직 간의 관계에 대해서는 정(+)의 관계를 예측하는 주장과 반대로 자동화가 노동 대체 및 노동자의 역할을 배제하기 때문에 부(-)의 관계를 예측하는 주장이 공존한다. 분석결과 자동화 수준은 일터혁신과 정(+)의 관계임을 보여주어 사람의 역할 확대를 수반하는 자동화(自動化)의 여지를 보여주는 것으로 해석

된다. 근로자 몰입과 장기적 육성을 내용으로 하는 몰입형 인사방침이 일터 혁신과 정(+)의 관계를 보이는 것은 당연한 결과로 보이는데 비정규직 비중도 정(+)의 관계를 보이는 것은 흥미 있는 결과로 추후 추가 연구가 필요한 것으로 보인다. 임금과 관련해서 임금수준이 정(+)의 관계를 보이는 것은 직관적으로 이해되나 사무직 호봉제도 정(+)의 관계를 보이는 것은 해석이 쉽지 않다. <표 2-1>의 기술통계에서 사무직 호봉제는 성과배분제가 있는 사업체에서 압도적으로 많았다.

## 2. 성과배분제도 특성과 일터혁신

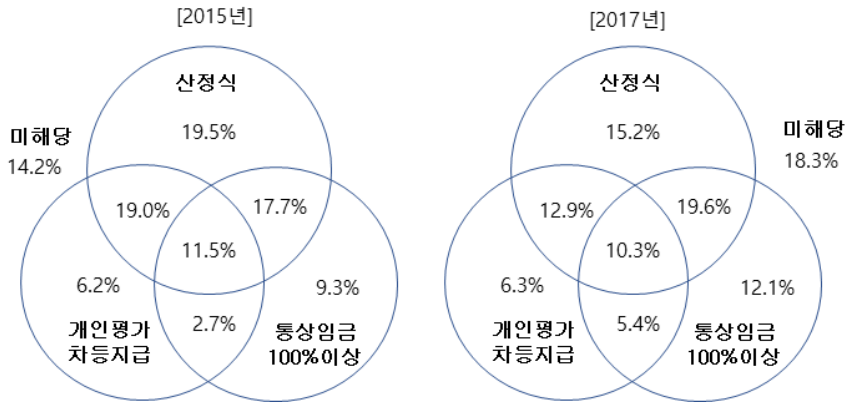
본 연구의 두 번째 가설은 성과배분제도의 특성이 일터혁신에 미치는 영향이 상이할 것이라는 점이다. 즉 성과배분 산정식이 있는 경우, 개인별 평가차등 지급하는 경우, 성과배분금액이 큰 경우에 일터혁신에 미치는 영향이 더 클 것으로 예측하였다. <표 2-4>는 2015년과 2017년 성과배분을 실시한 사업체의 성과배분제도 특성별 참여적 작업조직 지수의 분포를 보여주고 있다.<sup>3)</sup> 이에 의하면 연구가설 2에서 예측한 바와 같이 성과배분 산정식, 개인별 평가차등 지급, 그리고 성과배분금액이 큰 경우 일터혁신 지수가 더 높게 나타난다. 그런데 성과배분제도 특성별 관계가 매우 복잡하다면 개별 제도 특성 고유의 효과인지 다른 특성들과의 상호작용에 의한 효과인지를 구분하기 곤란할 수 있다. [그림 2-3]은 성과배분제도의 세 가지 특성이 어떻게 결합되어 운영되고 있는지를 연도별로 도시한 결과이다. 여기에서 미해당은 세 가지 성과배분제도 특성이 하나도 존재하지 않는 경우를 의미한다. 성과배분제도 특성별 결합 유형을 감안하면 <표 2-4>의 개별적 제도 특성의 유무별 일터혁신 정도의 차이 비교는 해석에 유의할 필요가 있다는 점을 알 수 있다. 예컨대 개별 제도 특성의 비교집단은 미해당도 있지만 다른 제도 특성과 중첩되는 영역이 상당히 많아서 해당 개별 제도 특성의

3) 2015년과 2017년 모두 성과배분을 실시한 경우는 129개 사업체인데, 이 표본에서 2015년, 2017년 성과배분제도의 특성 변화는 미미해서 패널분석이 의미 없을 것으로 보여 횡단자료 분석으로 대체하였다.

〈표 2-4〉 성과배분제도 특성별 참여적 작업조직 지수

		2015년		2017년	
		참여적 작업조직 지수	사례 수	참여적 작업조직 지수	사례 수
성과배분 산정식	없음	1.97	73	1.96	93
	있음	2.45	153	2.46	130
개인배분시 인사 평가 차등지급	없음	2.13	137	2.10	145
	있음	2.55	89	2.54	78
금액규모 통상임금 100%	미만	2.19	133	2.14	118
	이상	2.45	93	2.37	105
전체		2.30	226	2.25	223

[그림 2-3] 성과배분 실시 사업장의 성과배분제도 특성 분포



고유한 효과로 볼 수 없다는 점이다. 이러한 사정을 감안해서 <표 2-5> 및 <표 2-6>의 횡단자료 분석에서 개별 제도 특성들을 순차적으로 투입한 결과와 제도 특성 3개를 함께 투입한 결과를 보고하고 있다.

<표 2-5>와 <표 2-6>은 본 연구의 두 번째 연구가설, 즉 성과배분제도의 특성이 일터혁신에 미치는 영향이 상이할 것이라는 점과 관련된 회귀분석 결과이다. <표 2-5>는 2015년 자료 그리고 <표 2-6>은 2017년도 자료이며, 모형 1~모형 3은 각각 성과배분 산정식 더미, 개인평가 차등지급, 성과배분금액 크기를 순차적으로 투입하다가 모형 4에서는 세 가지 특성변수를

함께 투입해서 추정하였다. 모형 4를 기준으로 2015년 표본과 2017년 표본에서 공통적으로 발견되는 점을 중심으로 기술하면 다음과 같다. 우선 성과배분제도의 특성 중에는 개인별 할당 기준으로서 개인평가에 기반한 차등지급이 세 가지 특성 중 일관되고 유일하게 일터혁신과 정(+)의 관계를 보인다. 개인별 평가차등을 통한 무임승차 문제 해소가 집단성과급으로서 성과배분제의 효과적 운영에서 중요하다는 점을 보여준다고 하겠다. 성과배

〈표 2-5〉 성과배분제도 특성과 참여적 작업조직: 2015년 표본

	종속변수 = 2015년 참여적 작업조직 지수							
	모형1		모형2		모형3		모형4	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
성과배분 산정식	.314 *	.190					.223	.190
개인평가 차등지급			.548 ***	.182			.511 ***	.186
통상임금 100% 이상					-.029	.191	.011	.188
사업장 규모	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
노동조합	.634 ***	.230	.583 **	.227	.655 ***	.233	.572 **	.230
사업장 업력	.009	.007	.010	.007	.009	.007	.010	.007
상장 여부	.468 **	.204	.535 ***	.202	.470 **	.206	.529 ***	.203
자동화 정도	.011 **	.004	.013 ***	.004	.011 ***	.004	.013 ***	.004
고령인력 비중	1.426 *	.793	1.417 *	.781	1.405 *	.803	1.427 *	.788
여성인력 비중	.277	.563	.076	.553	.168	.565	.158	.558
비정규직 비중	-.134	.334	-.139	.329	-.189	.336	-.104	.331
이직률	-.838 *	.480	-.960 **	.476	-.792	.482	-.982 **	.477
몰입형 인사방침	.227 *	.137	.186	.136	.244 *	.141	.179	.140
사무직 호봉제	-.052	.185	-.051	.182	-.012	.185	-.076	.183
임금수준	1.111 **	.514	.955 *	.509	1.131 **	.519	.955 *	.513
화학	.210	.260	.184	.255	.182	.261	.205	.257
중공업	.083	.250	.042	.244	.029	.250	.080	.247
전기전자	.528 *	.306	.386	.302	.476	.306	.429	.304
(상수)	-9.185 **	4.037	-7.882 *	3.999	-9.173 **	4.086	-7.995 **	4.034
F	7.006***		7.602***		6.749***		6.815***	
R2	.299		.319		.290		.317	
N	226							

주: 2015년 성과배분을 실시한 사업체에 한정. \*\*\*p<.01, \*\*p<.05, \*p<.1(two-tailed).

〈표 2-6〉 성과배분제도 특성과 참여적 작업조직: 2017년 표본

	종속변수 = 2017년 참여적 작업조직 지수							
	모형1		모형2		모형3		모형4	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
성과배분 산정식	.230	.185					.197	.186
개인평가차등지급			.388 **	.190			.364 *	.191
통상임금 100%이상					-.063	.187	-.061	.186
사업장 규모	.000 **	.000	.000 **	.000	.000 **	.000	.001 **	.000
노동조합	.322	.238	.336	.236	.321	.238	.336	.237
사업장 업력	.010	.007	.009	.007	.011	.007	.009	.007
상장 여부	.005	.220	.018	.218	.027	.222	.016	.220
자동화 정도	.009 **	.004	.009 **	.004	.009 **	.004	.008 **	.004
고령인력 비중	.386	.698	.504	.697	.316	.703	.508	.703
여성인력 비중	.374	.603	.396	.600	.345	.606	.400	.602
비정규직 비중	.305 **	.138	.299 **	.138	.316 **	.139	.297 **	.138
이직률	-.275	.515	-.313	.511	-.312	.517	-.300	.514
몰입형 인사방침	.463 ***	.123	.440 ***	.122	.465 ***	.123	.438 ***	.123
사무직 호봉제	.287	.190	.341 *	.188	.313 *	.189	.319 *	.190
임금수준	1.042 **	.523	1.054 **	.520	1.078 **	.527	1.050 **	.523
화학	-.158	.287	-.199	.286	-.156	.288	-.207	.287
중공업	-.227	.262	-.241	.260	-.250	.263	-.225	.261
전기전자	-.018	.286	-.038	.284	-.024	.287	-.027	.285
(상수)	-9.105 **	4.211	-9.152 **	4.183	-9.287 **	4.233	-9.159 **	4.200
F.	5.194***		5.424***		5.069***		4.868***	
R2	.232		.242		.227		.239	
N	223							

주: 2017년 성과배분을 실시한 사업체에 한정. \*\*\*p<.01, \*\*p<.05, \*p<.1(two-tailed).

분 산정식은 정(+)의 부호를 보이거나 통계적으로 유의하지 않다. 통제변수 중에서는 공정의 자동화 수준, 몰입형 인사방침, 그리고 임금수준이 상대적으로 일관되게 일터혁신과 정(+)의 관계를 보이고 있으며 나머지 통제변수들은 표본별로 일관된 결과를 보이지 않는다.

## V. 요약 및 함의

본 연구는 성과배분제도가 일터혁신을 촉진하는 기업 내부 인센티브 기제가 될 수 있다는 점에 주목했다. 성과배분제는 일터혁신이 낳은 추가적인 경영성과를 근로자 측과 공유하겠다는 경영 측의 사전적 약속장치로서, 일터혁신을 둘러싼 노사 간의 이해 일치를 낳고, 일터혁신이 수반하는 근로자 측의 추가적인 노고나 일터혁신이 낳을 수 있는 다른 불이익이나 제반 비용들에 대한 보상으로 작용하여, 일터혁신에 대한 근로자들의 몰입을 높여 혁신에 필요한 지식이나 노하우 공유와 새로운 지식의 창출·이전·활용을 촉진하게 된다. 이처럼 성과배분제가 있는 경우 일터혁신이 효과성이 높기 때문에 일터혁신의 도입, 확산, 존속 가능성이 높고, 그 결과 두 변수 간에는 정(+)의 관계가 관찰될 것이다.

성과배분과 일터혁신의 관계에 대한 고전적인 모형인 스캔론 플랜을 비롯한 관련 문헌들과 선행연구들을 검토한 후 연구가설을 설정하고, 한국노동연구원의 2015년과 2017년 사업체패널조사 자료를 사용하여 성과배분제도가 참여적 작업조직 지수로 측정한 일터혁신에 미치는 영향을 분석한 결과 전반적인 일터혁신의 퇴조와는 반대로 성과배분제도는 일터혁신을 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 성과배분제도가 일터혁신을 둘러싼 노사 간의 이해 일치와 근로자 측의 혁신에 대한 몰입을 높이는 이른바 혁신보상(pay for innovation)으로 기능할 수 있다는 점을 시사하는 결과이다. 성과배분제도의 제도 특성별 일터혁신에 미치는 영향이 상이한지를 연도별 횡단자료를 사용해서 살펴본 결과 개인별 할당 기준으로 인사평가에 기반한 개인별 차등지급 기준이 일관되게 일터혁신과 정(+)의 관계를 보였다. 이 결과는 성과배분제도의 도입 자체도 중요하지만 제도 특성을 어떻게 설계하느냐에 따라 그 효과가 달라질 수 있다는 점을 시사한다.

이상의 분석결과는 일터혁신에 대한 정책과 관련해서 함의를 제공한다.



지금까지 일터혁신에 대한 정책의 초점은 일터혁신 컨설팅 제공과 같은 직접적인 지원이었다. 그러나 일터혁신을 위한 기업 내부의 동기요인 내지 인센티브 구조가 존재한다면 이 자체를 지원함으로써 노사가 자발적으로 일터혁신을 추진하도록 하는 방법도 효과성이 높은 정책 방향일 수 있다. 컨설팅과 같은 직접적인 지원이 아니라 동기요인 내지 인센티브 구조를 활성화하는 간접적인 일터혁신 지원정책이다. 본 연구의 결과는 기업 내 성과배분제를 활성화하기 위한 각종 지원제도를 구비하여 성과배분제도를 활성화하는 것이 일터혁신 활성화를 위한 유력한 방안이 될 수 있음을 시사한다. 다만, 성과배분제도의 활성화는 이익배분이나 수익배분과 같은 현금 성과배분만이 아니라 우리사주제도의 내실화, 전 사원 대상 스톡옵션과 같은 주식 기반 성과배분제도의 활성화도 포함한다는 점에서 공유자본주의(shared capitalism)에서 주장하듯 좀 더 포괄적이고 근본적인 제도 점검 및 개편 방안을 포함한다.

본 연구는 많은 한계를 안고 있어서 추가적인 연구가 필요하다. 우선 성과배분제도 자료의 문제와 관련해서는 성과배분제도 특성변수는 성과배분 실시 여부와 독립적으로 측정할 필요가 있다. 본 연구에서 살펴본 세 가지 제도 특성은 매우 제한적이라 성과배분제도의 다양한 특성이 미치는 상이한 효과들을 분석할 필요가 있다. 예컨대 성과배분제도의 유형, 즉 이익배분인지 수익배분인지 아니면 혼합형인지에 따라 일터혁신에 미치는 효과도 달라질 수 있다. 본 연구에서 다루지 못한 성과배분제도의 다른 제도 특성들과 다양한 운영 방식들에 따라 효과도 상이할 수 있다. 추후 성과배분제도의 유무나 실시 여부를 넘어 ‘어떤’ 성과배분제도 그리고 ‘어떻게’ 운영하는지에 따른 차별적인 효과 연구가 진행될 필요가 있다.

성과배분제와 관련된 연구범위를 확대할 필요도 있다. 성과배분제도가 일터혁신에 미치는 영향을 넘어 성과배분제도, 기술혁신, 일터혁신을 포함하는 성과배분제도와 혁신 전반에 대한 연구도 진행될 필요가 있다. 사실 기존에 국내에서도 성과배분제와 기술혁신에 대한 연구가 진행되었지만(김동배·이인재, 2018; 이인재·김동배, 2018), 기술혁신과 일터혁신을 함께

고려한 연구는 없었다. 직관적으로 기술혁신과 일터혁신은 밀접한 관련이 있을 것으로 추정할 수 있고, 성과배분제도는 일터혁신과 기술혁신 등 기업에서 노사가 함께 수행하는 제반 혁신 활동에 대한 인센티브 구조를 제공하는 혁신보상으로 기능할 수 있다. 성과배분제도, 기술혁신, 일터혁신을 포괄하는 연구는 위기에 처한 한국 제조업의 총체적 경쟁력 제고가 요구되는 현실적 요청과도 부합된다고 하겠다.

## 참고문헌

- 김동배 · 이인재(2018), 「성과배분과 혁신」, 『조직과 인사관리연구』 42(4), pp.199~219.
- 이인재 · 김동배(2018), 「성과배분과 R&D 투자」, 『대한경영학회지』 31(11), pp.2079~2102.
- Ben-Ner, A. and D.C. Jones(1995), “Employee participation, ownership, and productivity: a theoretical framework,” *Industrial Relations* 34(4), pp.532-554.
- Bryson, A. and R. Freeman(2010), “How does shared capitalism affect economic performance in the United Kingdom?” in Kruse, D. L., R. B. Freeman, and J. R. Blasi(eds.), *Shared Capitalism at Work: Employee Ownership, Profit and Gain Sharing, and Broad-based Stock Options*, University of Chicago Press, pp.201-224.
- Cooke, W. N.(1994), “Employee participation programs, group-based incentives, and company performance: a union-nonunion comparison,” *Industrial and Labor Relations Review* 47(4), pp.594-609.

- Felstead, A., D. Gallie, F. Green, and Y. Zhou(2010), “Employee involvement, the quality of training and the learning environment : An individual level analysis,” *International Journal of Human Resource Management* 21(10), pp.1667-1688.
- Freeman, R. B., D. L. Kruse, and J. R. Blasi(2010), “Worker response to shirking under shared capitalism,” in Kruse, D. L., R. B. Freeman, and J. R. Blasi(eds.), *Shared Capitalism at Work: Employee Ownership, Profit and Gain Sharing, and Broad-based Stock Options*, University of Chicago Press, pp.77-103.
- Frost, C. F., J. H. Wakely, and R. A. Ruh(eds.)(1996), *The Scanlon Plan for Organizational Development: Identity, Participation, and Equity*, Michigan State University Press.
- Heneman, R. L., G. E. Jr. Ledford, and M. T. Gresham(2000), “The changing nature of work and its effects on compensation design and delivery,” in Rynes, S. L., and B. Gehart(eds.), *Compensation in Organizations: Current Research and Practices*, Jossey-Bass, pp. 195-240.
- Kaarsemaker, E. C. A. and E. Poutsma(2006), “The fit of employee ownership with other human resource management practices:Theoretical and empirical suggestions regarding the existence of an ownership high-performance work system,” *Economic and Industrial Democracy* 27(4), pp.669-685.
- Kato, T. and M. Morishima(2003), “The nature, scope and effects of profit sharing in Japan: Evidence from new survey data,” *International Journal of Human Resource Management* 14(6), pp.942-955.
- Kraft, K. and J. Lang(2013), “Profit sharing and training,” *Oxford Bulletin of Economic and Statistics* 75, pp.940-961.
- Long, R. J.(2000), “Employee profit sharing: Consequences and moderators,” *Industrial Relations* 55(3), pp.477-504.

- McGregor, D.(2006), *The Human Side of Enterprise*, McGraw-Hill.
- Moore, M. L.(2006), “Current trends and issues in high performance work systems in the U.S.A.: A systems context,” Invited Paper for the Korean Industrial Relations Association 2006 Academic Conference, Seoul, Korea.
- Newman, J. M., B. Gehart, and G. T. Milkovich(2017), *Compensation*, 12<sup>th</sup> edition, New York: McGraw-Hill.
- Oeij, P. R. A., S. Dhondt, D. Rus, and G. Van Hootehem(2019), “The digital transformation requires workplace innovation: an introduction,” *International Journal of Technology Transfer and Commercialisation* 16(3), pp.199-207.
- Pfeffer, J.(1998), “Seven practices of successful organizations,” *California Management Review* 40(2), pp.96-124.
- Scott, D. and P. Davis(2015), “Revolutionizing workplace culture through scanlon gain sharing,” in Berger, L. A. and D. R. Berger (eds.), *The Compensation Handbook*, McGraw-Hill, pp.211-221.

### [3] Technological Change, Job Characteristics, and Employment of Aged Workers: Evidence from Korea\*

Chulhee Lee · Jongwoo Chung\*\*

This study investigates how adoption of new production technology affected the hazard that employees leave the job and how the effects differ between old and young workers by analyzing establishment-level panel data that were newly linked with administrative records on individual workers. The results suggest technological changes (indicated by newly-adopted automation, expanded investment in IT, and increased purchase of IT equipment) positively affect the overall employment of incumbent workers. However, the employment of aged workers is less favorably affected by newly-adopted production methods compared to that of the young. The relative disadvantages of older workers compared to younger employees were observed only among males. Technological changes actually increase the retirement hazard of older workers absolutely as well as relative to that of younger workers. The employment effect of technological change differs by firm size, and the pattern of

---

\* Preliminary draft prepared for presentation at the Korea Labor Research Institute Conference. Please do not cite without permission from the authors.

\*\* Chulhee Lee = Department of Economics Seoul National University(chullee@snu.ac.kr)  
Jongwoo Chung = Department of Economics Seoul National University(econjwc@snu.ac.kr)

variation depends on the choice of technology variable. We also found that the interaction between aging and the influences of technological change differs by the type of the newly-introduced technology.

## I . Introduction

How will new advances in technology, often symbolized by artificial intelligence (AI) and automations in production, change the labor market in the future? A few studies have investigated and predicted the labor market consequences of the technological changes of the Fourth Industrial Revolution. Debates are ongoing on whether newly invented machines would radically replace human labor and on the kinds of jobs that would be vulnerable to the effects of technological changes (Autor, Levy, and Murnane, 2003; Goos and Manning, 2007; Graetz and Michaels, 2015; Autor, 2015; Frey and Osborne, 2017). Recent studies have investigated the employment effects of robot adoption (Acemoglu and Restrepo, 2017; Lee, Decker, and Chung, 2019).

Growing evidence suggests that the labor-market consequences of technological changes, if any, will probably be heterogeneous across jobs with disparate human capital requirements and workplace characteristics. Given that aged workers tend to have more obsolete skills, to be less efficient in learning, and to be less mobile across jobs, compared to the young, their labor-market status could be

differently influenced by rapid changes in production methods and managerial practices. As for mechanism, as will be suggested below in detail, technological changes can affect the employment of older workers by changing their relative productivity and by altering the quality of the matching with their jobs. However, only a few studies have empirically investigated how technological changes affect young and old workers differently (Bartel and Sicherman, 1993; Friedberg, 2003; Aubert, Caroli, and Roger, 2006; Lee, 2015), compared with the attention given to the differences across workers with disparate human capital or skills. No evidence regarding the issue has been suggested for Korea.

The primary purpose of this study is to investigate how adoption of new production technology affects the employment of older South Korean workers, by using establishment-level panel data that were newly linked with administrative records. The Workplace Panel Surveys (WPS), conducted by the Korean Labor Research Institute in 2005, 2007, 2009, 2011, 2013, and 2015, provide detailed information on each establishment, including variables pertaining to workplace innovations in production, organization, and human resource management. The Korean Employment Insurance records matched with WPS offer information on wages, labor-market transitions, and personal characteristics of the individuals employed in the workplaces included in WPS.

Using the data, we investigated how indices of new technology adoption affected the hazard that employees leave the job and how the effects differ between old and young workers. For constructing variables on technological change, we utilized responses to the following three questions: 1) if new automation was adopted, 2) how

much investments in IT sectors increased; 2) and 3) how much purchase of IT equipment increased. We included in regression analysis each of the indices of technological change and its interaction with variable indicating if the worker is an aged person, along with variables pertaining to personal and job characteristics.

## II. Theoretical Background and Related Literature

Conventionally, researchers have used the factor-augmenting model to formalize technological change: the model assumes that technological progress makes capital or labor more productive. In the factor-augmenting framework, if automation acts as if it augments capital, it could increase the labor demand or the equilibrium wage.

However, the factor-augmenting framework came under criticism from many viewpoints. Acemoglu and Restrepo (2018c) criticized that the factor-augmenting approach does not explain the feature of new technologies: automation or robot adoption enables capital to be replaced for labor in some tasks as well as increase the productivity of factors. The factor-augmenting concept also has an unrealistic assumption that technological change makes all tasks uniformly more productive (Acemoglu and Restrepo, 2018d).

Acemoglu and Restrepo (2018a; 2018c) proposed a task-based framework that new technologies affect the allocation of tasks to labor or capital. In the task-based approach, technological progress can reduce labor demand or wage, even though it makes the production process more productive. It also has the advantage of considering a



new task in which labor has a comparative advantage against capital (Acemoglu and Restrepo, 2018c).

Using the task-based framework, Acemoglu and Restrepo (2019) classified the effect of technological changes as displacement effect, productivity effect, or reinstatement effect. The displacement effect means that technological progress takes over tasks that the labor has been in charge of. Thus it reduces the labor demand and the equilibrium wage. Specifically, Agrawal, Gans, and Goldfarb (2019) argued that artificial intelligence (AI) could substitute capital for labor engaged in a prediction task, such as forecasting demand legal work.

The productivity effect means that as technological progress leads to reduce the production cost, non-automated labor is more demanding. The effect of productivity growth on labor demand represents the balance between displacement effect and productivity effect. In addition, the displacement effect of technological progress can also be counterbalanced by new tasks that technology creates. If labor has a comparative advantage in a new task, labor demand could increase. Acemoglu and Restrepo (2019) called it the reinstatement effect. Using a theoretical model, Acemoglu and Restrepo (2018d) showed that the displacement effect dominates the other two if the cost of capital is sufficiently small. Otherwise, if there is a long-run equilibrium with balanced growth, technological progress, and the creation of a new task can go hand-in-hand.

Empirical studies have shown how technological progress (robot and automation) affect labor-employment, labor demand, or labor share of income. Assessing the direction of causality between technological change and labor has been a challenge in previous studies, as new technology adoption is potentially endogenous. To address this issue,

Acemoglu and Restrepo (2017) and Lee, Decker, and Chung (2019) used the robot usage of nine European countries as an IV to investigate the effect of robot adoption on the US local labor markets.

Graetz and Michaels (2018) matched occupation data in 1980 (before robot usage is prevalent) on robot application data in 2012 and constructed IV, which defines whether a robot can replace an occupation. They also used a measure of how much an occupation requires reaching-and-handling tasks (prior to robot adoption) as the second IV. The validity of the second IV is based on the fact that robotic arms are a representative case of robot adoption, and their main tasks include reaching-and-handling.

Some studies have shown evidence that the displacement effect dominates the productivity effect. Prettner (2017) found that automation explains 14% of labor share reduction during 1970-2016 in the US. He also argued that automation might accelerate the inequality between capital owners and job-losing workers over the last decades. Autor and Salomons (2018), using four decades of cross-country data, examined the impact of automation (industry-level) on employment and labor share. They found that automation reallocates employees across industries and has a negative impact on labor share for decades. They also showed that the falling rate of labor share is steeper in the 2000s, but it is not clear to explain by productivity growth mechanism.

Using robot exposure on the industries between 1990 and 2007 in the US labor market, Acemoglu and Restrepo (2017) examined the impact of industrial robots on local labor markets. They found that robot adoption lowers employment in 0.18-0.34%p. and wages in 0.25-0.5%p across the commuting zones. Arntz, Gregory, and Zierahn

(2016), using the data of 21 OECD countries estimated that about 9 % of jobs on average could be performed by automation. They additionally argued that the workplace environment, investment in technologies, and education level of workers are the main factors of the differences across countries.

Other studies have found evidence that the positive (productivity and reinstatement) effects may offset the negative (displacement) effect. Lee, Decker, and Chung (2019) conducted the same analysis of Acemoglu and Restrepo (2017) using more recent US data (2004-2016). They showed that the effects of robot exposure on the labor market are not apparent. Specifically, their estimates suggested that robot exposure decreased employment before 2010, but increased employment share after 2010. Graetz and Michaels (2018) examined the economic contributions of robot adoption using industry-country level panel data. They found that robot adoption does not significantly affect labor hours and total employment, but it reduces the employment of low-skilled workers.

Acemoglu and Restrepo (2018a) suggested that the displacement effect reduces the labor demand and wages by new technologies in the short run, but it can be counteracted by capital accumulation, productivity improvements, and creation of a new task. Autor (2015) supported the idea and predicted that even though current middle-skilled jobs are at risk of automation, technological progress would demand new tasks and create new middle-skilled jobs. However, researchers commonly showed that low skilled jobs are more susceptible to robot exposure (Lee, Decker, and Chung, 2019; Graetz and Michaels, 2018).

As the labor force is aging over time, the relationship between

aging and technological change has received more attention. Using the US commuting zone data, Acemoglu and Restrepo (2018b) examine whether robot adoption affects middle-aged and older workers' employment. They found that robot adoptions reduce employment and earnings of middle-aged workers, but have no impact on older workers. They explained the results that as middle-aged workers are more likely to engage in blue-collar jobs that can be automated by robots, middle-aged workers are more susceptible to lose their jobs by robot adoption. They also found that countries experiencing rapid aging are more likely to invest in robots. Their estimates suggested that aging explains 40-65% of the cross-country variation in robot adoptions.

Only a few studies have empirically investigated how technological changes affect young and old workers differently, compared with the attention given to the differences across workers with disparate human capital or skills. Several studies have examined the impact of technological innovations, largely measured by computer use, on the employment of older workers. Bartel and Sicherman (1993) have shown that unexpected changes in the rate of technological changes induced workers to retire earlier. Friedberg (2003) found that technological change in a worker's environment had a negative impact on computer use, but only for workers close to retirement. Aubert, Caroli, and Roger (2006) have offered firm-level evidence that use of computer and internet tended to reduce the wage-bill share of older workers. Lee (2015) suggested that technological changes in the course of the "Second Industrial Revolution" during the early 20th century negatively affected employment of aged US manufacturing workers.

### III. Technological Change and Aged Workers: Conceptual Framework

As explained in the literature review, adoption of new technological can replace or reinstate the task through change in productivity. Thus, any technological change with disparate effects on the productivity depending on the age of workers would affect young and aged employees differently. If the tasks of old workers are easier to be automated, for example, the technological change would be associated with a relative decrease in demand for the elderly.

As marginal workers in the labor market, aged people may likely be vulnerable to radical economic changes such as the emergence of new technology. As noted by Acemoglu and Restrepo (2018), the potential disadvantages associated with aging may stem from the lower level of skills possessed by the elderly compared with the young. However, even with the same quality of human capital, the labor market effects of technological changes could be strongly felt among the elderly. A simple model given below illustrates how technological changes can differently affect the employment of older workers even without any productivity and replacement effects.

The probability of retirement at a point in time for the self-employed and the majority of the salaried workers who are not subject to mandatory retirement may be determined by the expected net gains from retirement, which is denoted by  $R^*$ .

$$R_i^* = R(\bar{Z} - Z_i, N_i, X_i B_i, \theta_i) \quad (1)$$

We hypothesize that the costs and benefits of retirement are determined by the discrepancy between the amount of minimum work efforts (such as hours and intensity of work) required by a job (denoted by  $\bar{Z}$ ) and the desirable amount of work efforts that the individual worker  $i$  would choose under no restriction (denoted by  $Z_i$ ).<sup>1)</sup>  $\bar{Z}$  is determined by various job-specific demand-side factors, such as production technology, managerial practices, and labor market condition, and  $Z_i$  is determined by the taste and productivity of the individual worker  $i$ . The value of retirement is likewise determined by the demographic and job characteristics of the worker (denoted as  $X_i$  and  $B_i$ , respectively) that are not fully captured by the term  $(\bar{Z} - Z_i)$  as well as retirement incomes (denoted by vector  $N_i$ ).  $\theta_i$  denotes unobservable personal characteristics.

Aging diminishes a worker's physical strength and functional ability and his/her taste for work; thus decreasing the desirable amount of work effort ( $Z_i$ ). The discrepancy increases as long as the minimum work effort required by the job ( $\bar{Z}$ ) remains fixed, thereby raising the value of retirement. Thus, the size of  $(\bar{Z} - Z_i)$  depends on (1) the quality of matching between the worker and the job in terms of the desirable and required amounts of work effort as well as (2) the ability of the worker to change the required work effort ( $\bar{Z}$ ) either within the same job or by switching jobs.

Technological changes could affect the employment of aged workers by deteriorating the quality of matching between workers and their jobs. Technological progress is often associated with radical changes in job requirements and working conditions. Adoption of new

---

1) This model is drawn from the conceptual framework used in Lee (2008; 2019) and Lee and Lee (2013).

technology can make it increasingly costly for aged workers to continue working as the speed and intensity of work as well as the requirements for skills increase, possibly beyond their physical and mental capacities. Given their deteriorated physical strength and health, obsolete skills and knowledge, and lack of education compared with young cohorts, aged workers have lower capabilities (or incentives) to learn to meet new work requirements. Return to training generally decreases with age; thus employers would be unwilling to invest in the training of aged workers, thereby increasing the severity of their disadvantages.

The purpose of offering this model is simply to illustrate that technical change could affect the employment of older workers through various pathways other than productivity change, and that the directions of these effects could be different. In the present study, we attempt to investigate how a technological change affect the overall employment and the relative employment of the young and the old. More specifically, we include in the analysis technological change variable and its interaction with variable for older workers. If the above model is applied, the estimated coefficient for the interaction term captures how a newly-adopted technology alters the productive efficiency and the quality of job matching of older workers relative to those of the younger ones, whereas the coefficient for the technology variable shows how it changes the overall productivity of all employees in the establishment.

## IV. Data and Empirical Strategy

### 1. Data

It is difficult to obtain data containing information on both technological changes adopted by firms and the employment of individual workers in the firms. Thanks to the cooperation and support of the Korea Labor Research Institute, we obtained and used a unique dataset that has been produced by linking firm-level panel data with administrative employment records for the individuals employed in the firms. More specifically, the following micro datasets were linked and used: The workplace panel surveys (referred to as the WPS, hereafter) and the Korean Employment Insurance records.

The WPS, conducted by the Korean Labor Research Institute since 2005, provides detailed information on each establishment included in the survey, such as variables pertaining to workplace innovations in production, organization, and human resource management. As WPS started to ask questions regarding technological changes adopted by each firm since 2015, we largely use the 2015 survey that includes 3,431 firms.

The Korean Employment Insurance records matched with WPS offer information on wages, labor-market transitions, and personal characteristics of the individuals who were employed in the workplaces included in WPS. The significant advantage of the linked data is that it includes all workers employed at least once in these firms, which allows us to follow up labor-market changes of the individuals, including the exact timing and reason for job separations.



A drawback of the linked data is that it provides only a limited set of variables regarding the information on each individual, especially his or her job characteristics (e.g., full/part-time job).

We restricted our sample to the individuals who meet the following conditions: (1) employed in the WPS firms at the end of 2015; (2) aged 25 to 69 in 2015; and (3) wage is reported in the employment insurance records. As a consequence of the sample selection, we ended up with a sample of 818,038 persons; and the size of each birth cohort ranges from 18,054 (those aged 25) to 1,027 (those aged 70). We classified individuals aged 50 and older in 2015 as aged workers in the baseline analysis. In the additional analysis, we use various age cutoffs for defining older workers as a robustness check.

## 2. Empirical Strategy

The 2015 WPS includes questionnaires regarding technological changes newly adopted. The following measures of technological changes were considered: (1) adopting new automation; (2) expanding investments in information technology (IT), and (3) the increasing expenditure on IT-related equipment. New automation is referred to the circumstance that any process or parts of work for main products or services are newly automated along with the extent of automation already completed. Measures of IT investments and IT-related equipment are obtained from the response by Likert scale (“Not at all,” “Not much,” “Neutral,” “Somewhat,” and “Very much do”). We constructed a dummy variable that has a value of one if a firm selected “Somewhat” or “Very much do.”

We investigated how adoption of new technological changes in a firm affects the probability that an employee leaves the firm. The

2015 WPS has been linked to the employment insurance records from 2015 to 2017, which allow us follow up the individuals employed in the firm in 2015 for two additional years. Taking advantage of the longitudinal feature of the data, we examine the effect of technological changes on the retirement hazard by estimating a Cox proportional hazard model. Hereafter, we use job separation, departure, and retirement (from the 2015 job) interchangeably. We also investigate the probability of retirement by a certain year by conducting logit regressions. The retirement hazard for workers is specified as:

$$\lambda_i(t) = \lambda_0(t) \exp (\alpha + \beta_1 A_{ij} T_{ij} + \beta_2 A_{ij} + \beta_3 T_{ij} + \gamma X_{ij} + \delta R_{ij} + \theta Z_j + \epsilon_{ij}) \quad (2)$$

In the equation (2),  $\lambda_0(t)$  denotes the baseline retirement hazard of workers at time  $t$ . Subscripts  $i$  and  $j$  denote individual and firm, respectively.  $A$  indicates dummy variable for aged workers (aged 50 and older).  $T$  stands for the dummy variable for technological change.  $X$  denotes a set of a matrix that includes each worker's personal characteristics, such as age, gender, and job tenure. These are proxy variables for the worker's productivity in the labor market.  $R$  is a dummy variable that has a value of one if worker  $i$  is subject to the extension of mandatory retirement age that began to be enforced by law to large firms in 2016 and to smaller firms in 2017.  $Z$  indicates variables pertaining to firm characteristics, including: (1) size (the number of employees); (2) industry; and (3) the extent of automation completed (for regressions in which newly-introduced automation is included as the index of technological change). They are expected to be associated with labor-market conditions, institutional features, and

work environment that could affect decisions on job separation.

The variable of our primary interest is the interaction between variables for technological change and aged workers. As explained in section 3, the estimated coefficient for the interaction term ( $\beta_1$ ) is expected to captures how a newly-adopted technology changes the productive efficiency and the quality of job matching of older workers relative to those of the younger ones. If the sign of the parameter is estimated positive (negative), it indicates that the employment effect of the technological change is more favorable (unfavorable) for older workers, as compared to the effect for younger employees. The coefficient for the technology variable ( $\beta_2$ ) shows how the adoption changes overall productivity of the employees in the establishment. If the estimated parameter is positive (negative), it tells that overall effect of the technological change is favorable (unfavorable) for the employment of incumbent workers. The sum of the two coefficients ( $\beta_1 + \beta_2$ ) shows the overall employment effect for older workers.

## V. Technological Change and Hazard of Job Separation by Age: Results

### 1. Summary Statistics

〈Table 3-1〉 presents the sample means of the variables used in this study, including demographic characteristics and labor-market behaviors of workers, technological changes, and features of establishments. Column 1 provides the statistics for the full sample, columns 2 and 3 compares males and females, and the rest of the

columns show how the sample means differ across firms with disparate number of employees.

〈Table 3-1〉 Sample Means of Variables

Variable		Gender		Number of Workers in Workplace			
	(1) Full Sample	(2) Male	(3) Female	(4) 0-99	(5) 100-299	(6) 300-999	(7) 1,000+
<b>Demographic and Labor Outcomes of Employees</b>							
Male	0,5996	1	0	0,6333	0,4751	0,6787	0,7125
Age in 2015	40,7820	39,7924	42,2636	40,9727	42,0582	39,9701	38,7760
Aged 50 and older	0,1656	0,1405	0,2031	0,1685	0,1856	0,1619	0,1194
Job tenure in 2015	5,8843	6,6145	4,7911	6,0728	5,3977	5,6256	7,1622
Wage(KRW)	4275107	5293759	2749990	4551185	3367038	4539654	5561562
Mandatory retirement policy applied	0,1480	0,1712	0,1133	0,2558	0,0821	0,1582	0,1175
Retired by 2017	0,1986	0,1860	0,2174	0,1885	0,1979	0,2296	0,1655
Older Workers Retired by 2017	0,0453	0,0421	0,0502	0,0464	0,0445	0,0572	0,0261
<b>Technological Changes</b>							
Process of products/services automated	0,2064	0,2136	0,1956	0,3173	0,0689	0,1796	0,4009
Expanded Investments in IT	0,2717	0,2720	0,2712	0,2984	0,1922	0,3175	0,3435
The cost of IT-related equipment increased	0,2342	0,2430	0,2210	0,2886	0,1270	0,2802	0,3276
<b>Size of Workplace</b>							
Employees 1-99	0,2401	0,2537	0,2199	1	0	0	0
Employees 100-299	0,3604	0,2856	0,4724	0	1	0	0
Employees 300-999	0,2475	0,2802	0,1986	0	0	1	0
Employees 1,000+	0,1519	0,1806	0,1091	0	0	0	1
<b>Degree of Automation</b>							
Automation 0-20%	0,1217	0,0945	0,1623	0,0563	0,2302	0,0732	0,0465
Automation 20-40%	0,1214	0,1278	0,1120	0,1591	0,0746	0,1637	0,1042
Automation 40-60%	0,2435	0,2320	0,2608	0,3360	0,1796	0,1944	0,3292
Automation 60-80%	0,2250	0,2139	0,2415	0,1612	0,2928	0,2242	0,1660
Automation 80-100%	0,2884	0,3318	0,2233	0,2874	0,2228	0,3445	0,3541
<b>Workplace Characteristics</b>							
Net Profit Surplus	0,8214	0,8292	0,8098	0,7944	0,8195	0,8549	0,8139
Union exists	0,4593	0,5273	0,3576	0,2781	0,3876	0,5460	0,7748
Wage system based on seniority	0,6063	0,6177	0,5891	0,6749	0,5959	0,6098	0,5167

〈Table 3-1〉 Continued

Variable	Gender			Number of Workers in Workplace			
	(1) Full Sample	(2) Male	(3) Female	(4) 0-99	(5) 100-299	(6) 300-999	(7) 1,000+
<b>Industrial Classification</b>							
Manufacturing	0.2863	0.3735	0.1557	0.1836	0.1790	0.4394	0.4537
Electricity, gas, steam and water supply	0.0042	0.0062	0.0012	0.0040	0.0047	0.0051	0.0019
Sewerage, waste management, materials recovery	0.0025	0.0037	0.0007	0.0078	0.0014	0.0006	0.0000
Construction	0.0056	0.0083	0.0015	0.0057	0.0041	0.0111	0.0001
Wholesale and retail trade	0.3176	0.2073	0.4827	0.2407	0.6324	0.1096	0.0310
Transportation	0.0779	0.0959	0.0509	0.1400	0.0471	0.0753	0.0569
Accommodation and food service activities	0.0343	0.0262	0.0465	0.0800	0.0149	0.0362	0.0049
Information and communications	0.0392	0.0480	0.0260	0.0806	0.0175	0.0478	0.0113
Financial and insurance activities	0.0391	0.0353	0.0448	0.0079	0.0076	0.0199	0.1940
Real estate activities	0.0010	0.0011	0.0008	0.0018	0.0000	0.0023	0.0000
Professional, scientific and technical activities	0.0308	0.0401	0.0169	0.0103	0.0206	0.0561	0.0461
Business facilities management and business support services	0.0717	0.0631	0.0844	0.0493	0.0390	0.1164	0.1116
Public administration and defence	0.0010	0.0009	0.0010	0.0000	0.0009	0.0026	0.0000
Education	0.0005	0.0003	0.0007	0.0005	0.0003	0.0010	0.0000
Human health and social work activities	0.0363	0.0175	0.0645	0.0205	0.0194	0.0654	0.0542
Arts, sports and recreation related services	0.0084	0.0073	0.0102	0.0034	0.0019	0.0070	0.0342
Membership organizations, repair and other personal services	0.0436	0.0651	0.0115	0.1638	0.0092	0.0040	0.0000
<b>Observation</b>	<b>818038</b>	<b>490455</b>	<b>327583</b>	<b>196447</b>	<b>294808</b>	<b>202484</b>	<b>124299</b>

Source : The Workplace Panel Survey 2015 and Employment Insurance Data are used.

The first column shows that 60% of the entire sample consists of male workers, and aged workers (aged 50 and older) account for 16% of the full sample. The average length of tenure is 5.9 years, and 20% of workers employed in WPS firms at the beginning of 2015 (18.6% of males and 21.7% of females) retired from the job by the end of 2017. The proportion of workers who left the firms by 2017 is slightly higher for aged workers (22.7%, 0.0453/0.1656) than for younger

workers [18.3%, (0.1986-0.0453) / (1-0.1656)]. 20.6% of individuals in sample are in the firms where any process or part of the main products/services was automated. The proportion of workers whose firms expanded investments in IT and IT-related equipment are respectively, 27.2% and 23.4%.

The linked data do not provide information on individual worker's job characteristics. However, firm-specific information on work conditions (wage, job tenure, size of the firm, and the presence of union) suggest that male workers' jobs are more decent compared to female jobs. Given that various dimensions of job characteristics are closely associated with one another (for instance, a decent job commonly has many kinds of desirable features at the same time), we conjecture that the proportion of temporary, part-time, and low-skilled jobs might be higher for female workers than for males. Another basis for the conjecture is that the high proportion of female workers who are engaged in 'wholesale and retail trade' and 'accommodation and food service' industries where temporary and low-skilled jobs are overrepresented.

In Korea, the quality of the job is strongly associated with firm size: large firms generally offer higher wages and better work conditions. We classified the full sample into four subgroups according to the number of employees: (1) fewer than 100, (2) 100 to 299, (3) 300 to 999, and (4) more than 1000. The statistics for the four categories confirm the aforementioned general belief: workers in larger firms earn higher wages and longer job tenure compared to the workers in smaller firms. A relatively small proportion of workers in large firms became newly subject to the extension of mandatory retirement age, because the reform began to be applied to large firms in 2016.

The relationship between technology adoption and firm size is U-shaped. The percentage of establishments with newly-introduced technology is the highest among large firms with 1,000 or more employees for all three measures, followed by establishments with under 100 workers (in terms of automation and investment in IT equipment) and those with 300 to 999 employees (in terms of expanded investment in IT). The firms with 100 to 299 employees mark the lowest technology adoption rates. The varying extent of technological changes across firms with different size may be explained in part by differences in industry composition. For example, nearly two thirds of employees of the firms with 100 to 299 workers are in wholesale and retail trade, whereas manufacturing accounts for about 45% of employees in large firms with 300 or more persons. This result points out that it would be more reasonable to control industry fixed effects in analyzing the employment effect of technological changes, especially in comparing differences by firm size.

## 2. Baseline Results

As discussed in the section on conceptual framework, this study assumes that technological changes affect employment through changes in the quality of job matching as well as productivity, and that aged workers are perhaps more vulnerable to the coming of new technology than the young. To examine the conjecture, we estimate a Cox proportional hazard model to determine the factors of retirement hazard. The primary focus of our analysis is to investigate whether adoption of new technology affects the employment (indicated by the hazard of leaving the firm) of young and old workers differently.

〈Table 3-2〉 Regression Results: Effect of Technological Change on the Hazard of Job Separation of Old Workers (Proportional Hazard Model)

Variable	(1)	(2)	(3)
New Automation × Old	1.168 *** (0.022)		
New Automation	0.747 *** (0.006)		
Investments in IT × Old		1.001 (0.016)	
Investments in IT		1.017 *** (0.007)	
Investments in IT equipment × Old			1.073 *** (0.018)
Investments in IT equipment			0.932 *** (0.007)
Old	1.310 *** (0.013)	1.341 *** (0.014)	1.326 *** (0.013)
Male	1.018 *** (0.006)	1.027 *** (0.006)	1.028 *** (0.006)
Age	0.997 *** (0.000)	0.998 *** (0.000)	0.997 *** (0.000)
Job tenure in 2015	0.913 *** (0.001)	0.913 *** (0.001)	0.913 *** (0.001)
Wage(log)	0.929 *** (0.001)	0.928 *** (0.001)	0.928 *** (0.001)
Subjected to extending retirement age	0.859 *** (0.007)	0.831 *** (0.007)	0.836 *** (0.007)
Automation 20-40%	1.022 ** (0.010)		
Automation 40-60%	1.058 *** (0.009)		
Automation 60-80%	0.990 (0.009)		
Automation 80-100%	0.978 ** (0.009)		
Firm Size Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes



〈Table 3-2〉 Continued

Variable	(1)	(2)	(3)
Observations	818,038	818,038	818,038

Note : The Workplace Panel Survey 2015 and Korean Employment Insurance are used. Coefficients denote the hazard ratio from the Cox proportional hazard model. Firm sizes (the number of employees) are classified as follows: (1) fewer than 100, (2) 100 to 299, (3) 300 to 999, (4) more than 1,000. Industries are classified as follows: (1) Manufacturing, (2) Electricity, gas, steam and water supply, (3) Sewerage, waste management, materials recovery, (4) Construction, (5) Wholesale and retail trade, (6) Transportation, (7) Accommodation and food service activities, (8) Information and communication, (9) Financial and insurance activities, (10) Real estate activities, (11) Professional, scientific and technical activities, (12) Business facilities management and business support services, (13) Business facilities management and business support services, (14) Public administration and defense, (15) Education, (16) Human health and social work activities, (17) Arts, sports and recreation related services, (18) Membership organizations, repair and other personal services. Standard errors in parentheses \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

Additionally, we explore how the employment effect of technological change according to age differ across firms with different size.

〈Table 3-2〉 presents the baseline results of the proportional hazard model estimation for technological changes based on using three different measures of technological change (automation, investment in IT, and investment in IT equipment). The main independent variables include adoption of new technology, aged workers, and the interaction between the two. In addition, variables on the employee's personal characteristics (gender, age, job tenure, and wage), being subject to the mandatory retirement reform, and the extent of automation completed are included. To take into account the unobservable heterogeneity across firms with different size and across industries, we also include categorical variables on firm size and industry fixed effect.

The results reported in <Table 3-2> suggest that technological change, measured by newly-introduced automation and investment in IT equipment, have a favorable effect on the overall employment of incumbent workers. The estimated coefficients are significantly smaller than one, indicating that technological adoption tends to lower the hazard of retirement of the workers who had been employed in the firm prior to the change. Unlike the two other measures of technological change, expanded IT investment turns out to increase the hazard of leaving the firm, although the magnitude of the effect is relatively small.

More significantly, the results suggest that the employment effect of technological change differ between aged and younger workers, with the former less favorably affected by newly-adopted production methods than the latter. The estimated coefficients for the interaction terms are significantly greater than one if automation and investment in IT equipment are used as indices of technological change (Columns 1 and 3). No significant difference between the two age groups is found where the effect of IT investment is concerned (Column 2). The sum of the two coefficients (those for technological change and its interaction with aged worker) are smaller than one, which indicates that the overall effect of technological change on aged workers' employment is actually positive (reducing the hazard of job separation absolutely), although it is less so compared to that for younger workers.

To summarize the results for other variables: as expected, older workers were at a higher risk of leaving the firm than younger workers. The retirement hazard is estimated about 1.3 times higher for older workers than for younger employees. Within each age group, on

〈Table 3-3〉 Regression Results: Logistic Model

	(1)	(2)	(3)
	Dependent Variable : Retired by 2017		
New Automation × Old	0,019 *** (0,003)		
New Automation	-0,042 *** (0,001)		
Investments in IT × Old		-0,004 (0,003)	
Investments in IT		0,004 *** (0,001)	
Investments in IT equipment × Old			0,010 *** (0,003)
Investments in IT equipment			-0,010 *** (0,001)
Old	0,031 *** (0,002)	0,035 *** (0,002)	0,033 *** (0,002)
Firm Size Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Other Controls	Yes	Yes	Yes
Observations	818,038	818,038	818,038

Note : The Workplace Panel Survey 2015 and Korean Employment Insurance are used. Coefficients denote the calculated marginal effects from the logistic model. 'Other Controls' include gender, age, job tenure, logarithm of wage, being subjected to the extending retirement age policy, degrees of automation (column 1). Firm sizes (the number of employees) are classified as follows: (1) fewer than 100, (2) 100 to 299, (3) 300 to 999, (4) more than 1,000. Industries are classified as follows: (1) Manufacturing, (2) Electricity, gas, steam and water supply, (3) Sewerage, waste management, materials recovery, (4) Construction, (5) Wholesale and retail trade, (6) Transportation, (7) Accommodation and food service activities, (8) Information and communication, (9) Financial and insurance activities, (10) Real estate activities, (11) Professional, scientific and technical activities, (12) Business facilities management and business support services, (13) Business facilities management and business support services, (14) Public administration and defense, (15) Education, (16) Human health and social work activities, (17) Arts, sports and recreation related services, (18) Membership organizations, repair and other personal services. Standard errors in parentheses \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

the other hand, an increase in age is associated with a decrease in the hazard of leaving the firm. The length of job tenure, wage, and being subject to mandatory retirement are negatively related to the hazard of leaving the firm. Compared to the employees in the firms with low rates of automation (less than 20%), those in the firms with automation rates 20 to 60% were at higher risk of job separation. In contrast, workers in firms with highly-automated production process (80 to 100%) were less likely to retire.

In addition to the proportional hazard model, we estimated logit models to examine how technological adoption in 2015 affected the probability of leaving the firm by the end of 2017. <Table 3-3> presents the results in which the marginal effects are reported. The results provide practically the same implications as those derived from the proportional hazard model estimations. Newly-adopted automation and investment in IT equipment lower the overall probability of job separation by 4.2% and 3.3%, respectively; but they increase aged workers' probability of retirement compared to that of younger workers by 1.9% and 1.0%, respectively.

### 3. Heterogeneity

We conducted similar hazard analyses separately for males and females to consider the substantial differences between males and females in personal and job characteristics. The results presented in <Table 3-4> actually show sharp gender differences. The relative disadvantages of aged workers compared to the young in term of the employment effect of technological change is observed only for males. The estimated coefficients for the interaction terms are all significantly larger than one for males. If new automation is adopted, for example,

the hazard of leaving the firm is about 1.6 time greater for aged male workers than for younger males. Furthermore, the sum of the coefficients for technological change and its interaction with aged worker dummy are greater than one for all specifications. This implies that adoption of technological change actually increases the hazard of job separation of aged workers absolutely as well as relative to that of young workers.

Conversely, aged female workers are more favorably affected by technological change than are young workers. The estimated coefficients for the interaction terms are significantly smaller than one (Columns 1 and 2) or statistically no different from one (Column 3). Meanwhile, adoption of new technology seems to have relatively weak (positive) employment effects, as indicated by the estimated coefficients that are close to one. As a consequence, aged female

<Table 3-4> Regression Results by Gender: Technological Change and Probability of Job Separation (Proportional Hazard Model)

(A) Male	(1)	(2)	(3)
New Automation × Old	1.563*** (0,038)		
New Automation	0.716*** (0,008)		
Investments in IT × Old		1.186*** (0,027)	
Investments in IT		0.957*** (0,008)	
Investments in IT equipment × Old			1.179*** (0,028)
Investments in IT equipment			0.851*** (0,008)
Old	1.245*** (0,019)	1.280*** (0,020)	1.282*** (0,020)
Firm Size Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Other Controls	Yes	Yes	Yes
Observations	490,455	490,455	490,455

〈Table 3-4〉 Continued

(B) Female	(1)	(2)	(3)
New Automation × Old	0.900*** (0.026)		
New Automation	0.820*** (0.010)		
Investments in IT × Old		0.947** (0.022)	
Investments in IT		1.043*** (0.010)	
Investments in IT equipment × Old			1.002 (0.025)
Investments in IT equipment			0.988 (0.010)
Old	1.243*** (0.017)	1.241*** (0.018)	1.226*** (0.017)
Firm Size Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Other Controls	Yes	Yes	Yes
Observations	327,583	327,583	327,583

Note : The Workplace Panel Survey 2015 and Korean Employment Insurance are used. Coefficients denote the hazard ratio from the Cox proportional hazard model. 'Other Controls' include gender, age, job tenure, logarithm of wage, being subjected to the extending retirement age policy, degrees of automation (column 1-3). Firm sizes (the number of employees) are classified as follows: (1) fewer than 100, (2) 100 to 299, (3) 300 to 999, (4) more than 1,000. Industries are classified as follows: (1) Manufacturing, (2) Electricity, gas, steam and water supply, (3) Sewerage, waste management, materials recovery, (4) Construction, (5) Wholesale and retail trade, (6) Transportation, (7) Accommodation and food service activities, (8) Information and communication, (9) Financial and insurance activities, (10) Real estate activities, (11) Professional, scientific and technical activities, (12) Business facilities management and business support services, (13) Business facilities management and business support services, (14) Public administration and defense, (15) Education, (16) Human health and social work activities, (17) Arts, sports and recreation related services, (18) Membership organizations, repair and other personal services. Standard errors in parentheses \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

workers' hazard of job separation would decrease if new production methods were adopted. It appears that the countervailing results from

male and female samples are mixed in the baseline results obtained from all workers.

Finally, we conducted similar analyses separately for four subsamples classified according to establishment size (less than 100, 100 to 299, 300 to 999, and 1,000 or more) to consider potential differences in the impact of technological changes between small and large firms. The results presented in <Table 3-5> confirm that the employment effect of technological change differ across the four categories of firm size, and that the pattern of variations depends on the choice of variable for technology adoption.

If newly-adopted automation is concerned, only older workers in the firms with at least 100 employees were adversely affected by technological change (Column 1). In small firms with less than 100 workers, increased automation reduced the retirement hazard of aged workers more than that of younger workers. Conversely, investment in IT hardware increased the retirement hazard of older employees relative to that of the young only in the firms with less than 1,000 workers (Column 3). In the large firms with 1,000 employees, such a technological change would play a role of pushing out younger workers while making older employees' jobs more secure. If investment in IT is considered, a technological change has less unfavorable effect on older workers' job stability compared to younger workers' in the firms with less than 100 workers and those with 300 to 999 employees (Column 2). For workers in the other two categories, the opposite was the case.

〈Table 3-5〉 Regression Results by Firm Size: Technological Change and Hazard of Job Separation (Proportional Hazard Model)

(A) Employees 1-99	(1)	(2)	(3)
New Automation × Old	0.725*** (0.025)		
New Automation	0.606*** (0.010)		
Investments in IT × Old		1.159*** (0.037)	
Investments in IT		0.693*** (0.012)	
Investments in IT equipment × Old			1.190*** (0.039)
Investments in IT equipment			0.691*** (0.012)
Old	1.395*** (0.030)	1.307*** (0.027)	1.303*** (0.027)
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Other Controls	Yes	Yes	Yes
Observations	196,447	196,447	196,447
(B) Employees 100-299	(1)	(2)	(3)
Dependent Variable : Retired by 2017			
New Automation × Old	1.617*** (0.062)		
New Automation	0.704*** (0.013)		
Investments in IT × Old		0.887*** (0.029)	
Investments in IT		0.951*** (0.012)	
Investments in IT equipment × Old			1.042 (0.037)
Investments in IT equipment			0.902*** (0.013)
Old	1.338*** (0.021)	1.393*** (0.022)	1.364*** (0.022)
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Other Controls	Yes	Yes	Yes
Observations	294,808	294,808	294,808



〈Table 3-5〉 Continued

(C) Employees 300-999	(1)	(2)	(3)
	Dependent Variable : Retired by 2017		
New Automation × Old	1,261*** (0,047)		
New Automation	0,905*** (0,014)		
Investments in IT × Old		1,050* (0,030)	
Investments in IT		1,155*** (0,014)	
Investments in IT equipment × Old			1,240*** (0,037)
Investments in IT equipment			0,857*** (0,011)
Old	1,259*** (0,026)	1,298*** (0,027)	1,274*** (0,026)
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Other Controls	Yes	Yes	Yes
Observations	202,484	202,484	202,484

(D) Employees 1,000+	(1)	(2)	(3)
	Dependent Variable : Retired by 2017		
New Automation × Old	1,377*** (0,062)		
New Automation	0,749*** (0,014)		
Investments in IT × Old		0,916** (0,039)	
Investments in IT		1,294*** (0,021)	
Investments in IT equipment × Old			0,739*** (0,033)
Investments in IT equipment			1,285*** (0,021)
Old	1,053 (0,037)	1,151*** (0,042)	1,233*** (0,045)
Industry Fixed Effect	Yes	Yes	Yes
Other Controls	Yes	Yes	Yes

〈Table 3-5〉 Continued

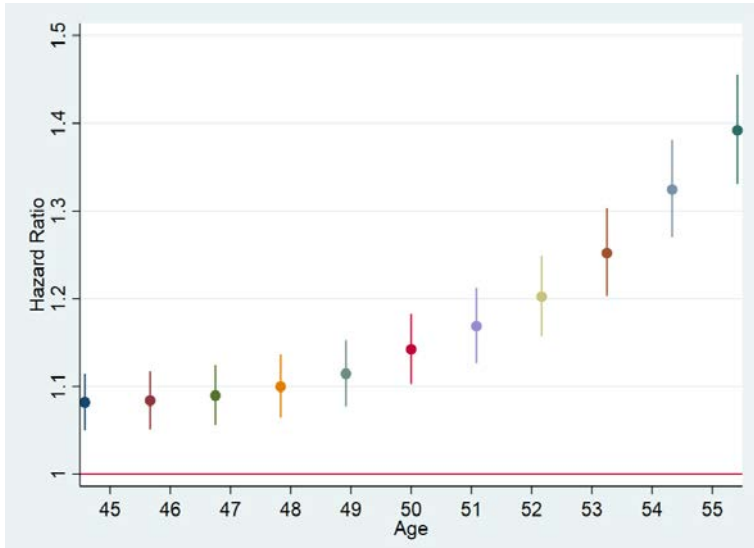
(D) Employees 1,000+	(1)	(2)	(3)
	Dependent Variable : Retired by 2017		
Observations	124,299	124,299	124,299

Note : The Workplace Panel Survey 2015 and Korean Employment Insurance are used. Coefficients denote the calculated marginal effects from the Cox proportional hazard model. 'Other Controls' include gender, age, job tenure, logarithm of wage, being subjected to the extending retirement age policy, degrees of automation (column 1-3). Firm sizes (the number of employees) are classified as follows: (1) fewer than 100, (2) 100 to 299, (3) 300 to 999, (4) more than 1,000. Industries are classified as follows: (1) Manufacturing, (2) Electricity, gas, steam and water supply, (3) Sewerage, waste management, materials recovery, (4) Construction, (5) Wholesale and retail trade, (6) Transportation, (7) Accommodation and food service activities, (8) Information and communication, (9) Financial and insurance activities, (10) Real estate activities, (11) Professional, scientific and technical activities, (12) Business facilities management and business support services, (13) Business facilities management and business support services, (14) Public administration and defense, (15) Education, (16) Human health and social work activities, (17) Arts, sports and recreation related services, (18) Membership organizations, repair and other personal services. Standard errors in parentheses \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

#### 4. Sensitivity to Choice of Age Cutoff

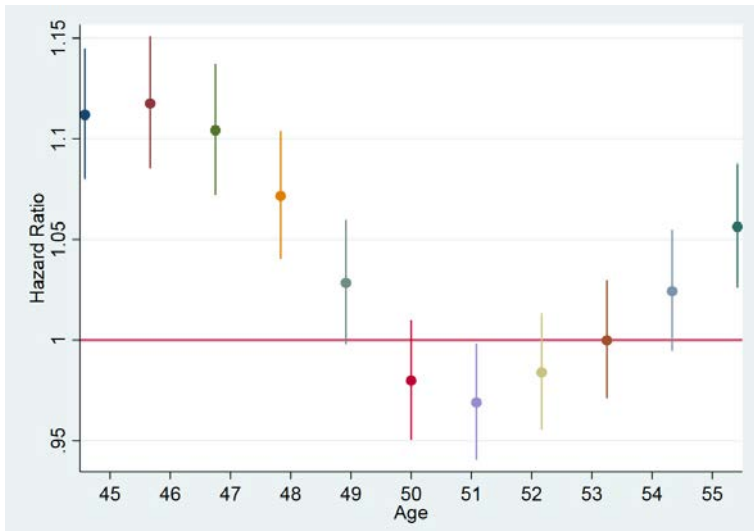
A possible concern arises as to whether the results are sensitive to the cutoff age for defining 'old worker,' which was set to 50 years old in the baseline specification. We conducted a sensitivity test that examines how the regression results changes with alternative cutoff age for old workers ranging from 45 to 55. [Figure 3-1] to [Figure 3-3] plot the estimated coefficients for the interaction between old workers and each of technological change indices. In general, the results suggest that the interaction between aging and the influences of technological change could differ by the type (or feature) of the technology that is put into practice.

[Figure 3-1] Estimated Coefficient for the Interaction between Older Workers and New Automation



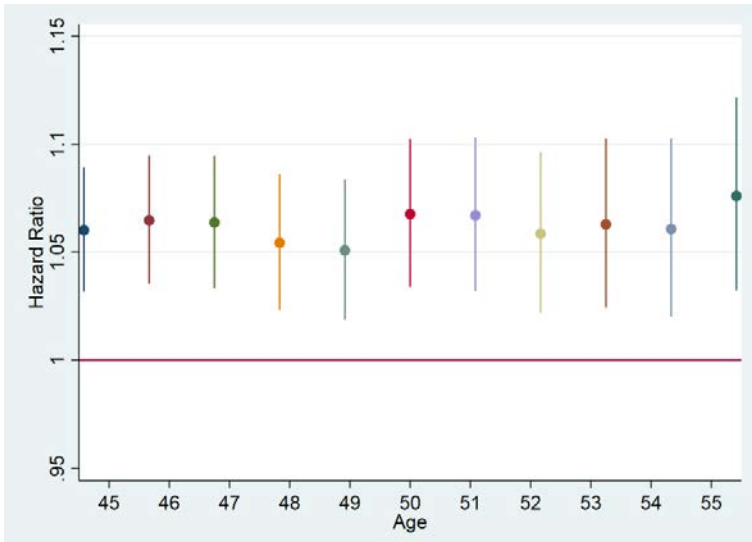
Source : The Workplace Panel Survey 2015 and Employment Insurance Data are used.

[Figure 3-2] Estimated Coefficient for the Interaction between Older Workers and Investments in IT Expanded



Source : The Workplace Panel Survey 2015 and Employment Insurance Data are used.

[Figure 3-3] Estimated Coefficient for the Interaction between Older Workers and Investments in IT-related Equipment Increased



Source : The Workplace Panel Survey 2015 and Employment Insurance Data are used.

If newly-adopted automation is concerned (Figure 3-1), the estimated coefficient for the interaction keeps increasing with age from the late 40s. It is notable that the gradient of the age profile becomes increasingly steeper with age. The result suggests that the adverse employment effect of adopting new automation process becomes stronger with aging of workers. A possible explanation is that older workers' tasks are more vulnerable to replacement by automation. An alternative account is that aged workers have greater difficulties in coping with changing work environment that automation brings because of declining cognitive or physical capability.

In the case of expanding investment in IT, the estimated coefficient for the interaction term fluctuates with age, showing a U-shaped profile with a bottom around the early 50s (Figure 3-2). It looks like

the baseline result (that investment in IT has relatively positive effect on the employment of older workers) is a coincident outcome of choosing age 50 for the cutoff age. If we included workers in the late 40s in the group of older workers, the results from using IT investment would be much similar to those based on using the other two indices of technological change. This result suggests that, if ‘old age’ is appropriately defined, all three indices of technological change actually negatively affect the employment of aged workers at least in comparison with younger workers’ employment. Unlike the other two indices, the effect of the increased investment in IT-related equipment on old workers’ retirement hazard is remarkably stable across different cutoff ages (Figure 3-3). The coefficient for the interaction term remains within the range from 1.05 to 1.08.

## VI. Conclusion

This study has investigated how adoption of new production technology affects the employment of older workers in Korea by using establishment-level panel data (WPS) that were newly linked with administrative records (Korean Employment Insurance data).

More specifically, we estimated how indices of new technology adoption affect the hazard that employees leave the job and how the effects differ between old and young workers. For constructing variables on technological change, we utilized responses to the following three questions: 1) if new automation was adopted, 2) how much investments in IT sectors increased; 2) and 3) how much

purchase of IT equipment increased.

The baseline results suggest that the employment effect of technological change differ between aged and younger workers, with the former less favorably affected by newly-adopted production methods than the latter. The results of proportional hazard and logit models show that technological changes, measured by newly-introduced automation and investment in IT equipment, tend to lower the hazard of retirement of the workers who had been employed in the firm prior to the change. However, as compared to younger persons, adoption of new technology increases the hazard (and probability) of job separation of aged workers. If the cutoff age for old worker is appropriately defined, the results obtained based on using expanded IT investment are similar.

The results are starkly different between males and females. The relative disadvantages of aged workers compared to the young in term of the employment effect of technological change is observed only for males. The vulnerability associated with aging is so large for males that technological change would actually increase the hazard of job separation of aged workers absolutely as well as relative to that of young workers. Conversely, aged female workers are more favorably affected by technological change than young workers.

We also found that the employment effect of technological change differs by firm size, and that the pattern of variations depends on the choice of variable for technology. If newly-adopted automation is concerned, for instance, only the aged workers in the firms with at least 100 employees were adversely affected by a technological change. Conversely, investment in IT hardware increased the retirement hazard of older employees relative to that of the young

only in the firms with less than 1,000 workers.

Additional analysis in which alternative cutoff ages for old worker are used suggest that the interaction between aging and the influences of technological change differs by the type (or feature) of the technology adopted. For example, the adverse employment effect of adopting new automation process becomes stronger with aging of workers. Conversely, the effect of the increased investment in IT-related equipment on old workers' retirement hazard is remarkably stable across different cutoff ages.

We do not intend to claim that our results provide accurate causal effect of technological changes on employment of different type of workers. The decisions on adopting new technology could be endogenously influenced by unobservable factors that are related with the relative retirement hazard of aged and younger workers. We would like to tackle this endogeneity issue more thoroughly in the future revision.

In the section on conceptual framework, we suggest possible reasons that aged workers would be more negatively affected by rapid technological changes. Their productivity relative to that of the young could be more adversely affected by technological changes because of their disadvantages in cognitive and physical ability associated with aging. The quality of matching between aged workers and their jobs could be more seriously deteriorated by changing work environment associated with technological changes. Although the results of the preliminary analyses are largely consistent with these conjectures, additional analyses are required to fully understand the mechanisms behind the relations between changing production methods and employment of workers with heterogeneous characteristics.

## References

- Acemoglu, D. and P. Restrepo(2017), “Robots and Jobs: Evidence from US Labor Markets,” NBER Working Paper No. 23285.
- \_\_\_\_\_(2018a), “Artificial Intelligence, Automation, and Work,” NBER Working Paper No. 24196.
- \_\_\_\_\_(2018b), “Demographics and Automation,” NBER Working Paper No. 24421.
- \_\_\_\_\_(2018c), “Modeling Automation,” *American Economic Review Papers and Proceeding* 108, pp.48-53.
- \_\_\_\_\_(2018d), “The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment,” *American Economic Review* 108(6), pp.1488-1542.
- \_\_\_\_\_(2019), “Automation and New Tasks: How Technology Displaces and Reinstates Labor,” *Journal of Economic Perspectives* 33(2), pp.3-30.
- Agrawal, A., J. S. Gans, and A. Goldfarb(2019), “Artificial Intelligence: The Ambiguous Labor Market Impact of Automating Prediction,” *Journal of Economic Perspectives* 33(2), pp.31-50.
- Arntz, M., T. Gregory, and U. Zierahn(2016), “The Risk of Automation for Jobs in OECD Countries,” OECD Social, Employment and Migration Working Papers No. 189, OECD.
- Aubert, Patric, Eve Caroli, and Muriel Roger(2006), “New Technologies, Organization, and Age: Firm-Level Evidence,” *Economic Journal* 116, pp.F73-F93.
- Autor, D.(2015), “Why Are There Still So Many Jobs? The History and Future of Workplace Automation,” *Journal of Economic Perspectives* 29(3), pp.3-30.



- Autor, D. and A. Salomons(2018), “Is Automation Labor-Displacing? Productivity Growth, Employment, and the Labor Share,” Brookings Papers on Economic Activity, Spring 2018, pp.1-63.
- Bartel, A. and N. Sicherman(1993), “Technological Change and Retirement Decisions of Older Workers,” *Journal of Labor Economics* 11(1), pp.162-183.
- Friedberg, L.(2003), “The Impact of Technological Change on Older Workers: Evidence from Data on Computer Use,” *Industrial and Labor Relations Review* 56(3), pp.511-529.
- Graetz, G. and G. Michaels(2018), “Robots at Work,” *Review of Economics and Statistics* 100(5), pp.753-768.
- Lee, C.(2008), “Retirement Expectations of Older Self-Employed Workers in Korea: Comparison with Wage and Salary Workers,” *Korean Economic Review* 24(August 2008), pp.33-71.
- \_\_\_\_\_(2015), “Industrial Characteristics and Employment of Older Manufacturing Workers in the Early-Twentieth-Century United States,” *Social Science History* 39(Winter 2015), pp.551-579.
- \_\_\_\_\_(2019), “Sectoral Shift, Technological Change, and Old Labor: Evidence from the US. And South Korea,” Paper presented at Asia-Pacific Innovation Conference in 2019.
- Lee, C. and J. Lee(2013), “Employment Status, Quality of Matching, and Retirement in Korea: Evidence from Korean Longitudinal Study of Aging,” *Journal of Population Ageing* 6(June 2013), pp. 59-83.
- Lee, Y. S., R. Decker, and J. Chung(2019), “Robots and Jobs: More Evidence from US Labor Markets,” Stanford University Working Paper.
- Prettner, K.(2017), “A Note on the Implications of Automation for Economic Growth and the Labor Share,” *Macroeconomic Dynamics*, pp.1-8.



## ④ 초과노동이동이 기업성장에 미치는 영향: 사업체패널-고용보험 DB 연계자료를 중심으로

박진희·이시균·김수현\*

본 논문의 목적은 일자리 변동과 관련 없는 노동력변동인 초과노동이동이 사업체의 생산, 비용, 그리고 생산효율성에 미치는 영향을 분석하는 것이다. 분석자료는 한국노동연구원의 사업체패널자료와 고용보험 행정 DB를 연계한 자료를 이용하였다. 분석방법은 패널고정효과 모형과 무조건부 분위수 회귀분석 모형을 이용하여 초과노동이동이 생산과 비용에 미치는 영향을 분석하였고, 생산효율성에 미치는 영향을 분석하기 위해서 확률변경 고정효과 모형을 추정하여 사업체의 비효율성 지표를 산출한 후 패널고정효과 모형과 무조건부 분위수 회귀분석 모형을 이용하여 초과노동이동이 사업체의 비효율성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과, 상대적으로 산출량이 적은 사업체에서 산출량에 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났지만 전반적으로 비용을 증가시키는 것으로 나타났고 효율성 개선에도 뚜렷한 효과가 없는 것으로 분석되었으며 오히려 효율성을 저하시키는 영향도 미칠 수 있는 것으로 나타났다. 개별 근로자에게 고용 불안정성을 야기하는 초과노동이동이 실제 기업의 성과 개선에도 그리 큰 영향을 미치지 못함을 보여준다는 점에서 현재 우리나라의 높은 초과노동이동 수준은 사회적 측면에서는 긍정적인 효과보다는 부정적인 효과가 더 클 것으로 예상된다.

**주요용어:** 초과노동이동, 기업성과, 확률변경 고정효과 모형, 무조건부 분위수 회귀분석

\* 박진희 = 한국고용정보원 연구위원(parkjh123@keis.or.kr)  
이시균 = 한국고용정보원 연구위원(sikyoon.lee@gmail.com)  
김수현 = 한국고용정보원 연구위원(warcat7@keis.or.kr)

## I. 서론

우리 노동시장의 고용변동은 일자리 창출량과 소멸량을 통해 분석할 수 있다. 새로운 일자리 창출에 따른 신규 채용은 고용을 증가시키고 일자리 소멸에 따른 이직은 고용을 감소시켜 노동시장 내 고용 규모를 변화시킨다. 하지만 모든 채용과 이직이 고용 변동으로 이어지는 것은 아니다. 기존 일자리에서 채용과 이직이 동시에 발생하는 경우, 채용과 이직이라는 노동력의 이동은 발생하지만 노동시장 내 고용 규모에는 영향을 미치지 않는다. 채용과 이직이라는 개별 근로자의 노동력 이동을 노동력 변동으로 규정했을 때 일자리 창출 및 소멸과 같은 일자리 변동을 초래하는 노동력 변동과 구분되는 이와 같은 노동력 변동을 초과노동이동이라 한다.

노동시장에서 발생하는 노동력 변동 중 일자리 변동을 넘어서는 초과노동이동의 비중은 상당히 큰 것으로 알려져 있다. Hamermesh, Hassink, and van Ours(1996)는 노동력 변동량은 일자리 변동량의 3배 이상이라는 측정 결과를 제시하였으며 Tattara and Valentini(2004) 역시 이탈리아 베네토 지역의 노동력 변동에 대한 분석을 통해 노동력 변동이 일자리 변동의 두 배 이상 발생한다고 주장했다.

국내 노동시장을 대상으로 한 분석에서도 초과노동이동이 큰 비중을 차지하는 것으로 나타났다. 이시균·김기민(2013)은 고용보험 행정 DB를 이용해 2012년 우리나라 초과노동이동량은 869만 4천 개로 일자리 창출 및 소멸에 따른 일자리 재배치량 292만 2천 개의 두 배를 훨씬 초과하고 있음을 보였다. 김수현 외(2016) 역시 고용보험 행정 DB를 이용한 일자리 및 노동력 변동에 대한 분석에서 2008년부터 2016년까지 발생한 일자리 및 노동력 변동을 측정했을 때 초과노동이동량이 일자리 변동량의 두 배를 훨씬 넘어선다는 분석결과를 내놓았다.

이러한 초과노동이동은 다양한 원인을 통해 발생할 수 있다. Centeno

and Alvaro(2012)는 일자리의 불안정성이 중요한 원인이라고 주장했다. 그들은 포르투갈 기업을 대상으로 한 연구에서 계약직 고용형태가 초과노동이동의 주요 원인이라고 보았다. 박진희·이시균·김수현(2019) 역시 계약직, 단순노무직 등의 비중이 큰 기업에서 초과노동이동이 많이 발생한다는 분석결과를 내놓았다.

Burgess, Lane, and Stevens(2001), Haltiwander and Vodopivec(2003) 등은 기업의 특성 및 전략이 초과노동이동의 원인이라고 보았다. 초과노동이동은 기업의 규모, 업력 등과 같은 기업 특성의 영향을 받으며 인사 전략, 임금과 연계된 인력 운용 전략 역시 이에 영향을 미친다는 것이다. 또한 Tattara and Valentini(2004)는 초과노동이동이 35세 이전까지 많이 발생한다는 점을 들어 일자리 미스매치가 초과노동이동을 발생시킨다고 주장했다. 제도적 측면에서 그 원인을 찾은 연구도 있었는데 Alda, Allaart, and Bellmann(2005)은 견습생 제도, 노동자평의회 등과 같은 제도 또한 초과노동이동에 영향을 미친다고 주장했다.

그렇다면 이와 같은 초과노동이동이 기업성장에 어떤 영향을 미칠까? 기업은 노동시장에서 노동의 수요를 결정하는 경제 주체로 초과노동이동 여부를 결정하거나 수용하는 동시에, 그로 인한 영향을 받을 수 있다. 만약 초과노동이동이 생산성 혹은 수익 증대를 가져온다면, 합리적 기업은 더 높은 생산성, 비용 감축 등을 통한 수익 증대를 위해 초과노동이동을 야기하는 인사 및 고용 전략을 선택할 것이다. 이와 같은 가정에 따르면 Centeno and Alvaro(2012) 등이 초과노동이동의 발생 이유로 말하는 불안정한 일자리도 더 많은 생산, 수익을 가져오고 비용을 낮추는 성과를 위한 기업의 선택이라고 할 수 있다.

하지만 현실 노동시장에서 초과노동이동은 추가적인 비용이나 생산에 있어 비효율성을 초래하는 요인이 될 수 있다. 기존 일자리에서 노동력 변동은 교육훈련 등과 같은 추가적인 비용을 발생시킬 뿐만 아니라 새로운 인력을 생산 과정에 투입함으로써 생산 효율성을 저하시킬 수 있기 때문이다. 이처럼 비용이나 생산에서의 비효율이 발생할 경우 초과노동이동은 기업

성과에 부정적인 영향을 미치거나 성과는 거두지 못하고 불안정한 일자리만 양산하는 결과로 이어질 수 있다.

본 연구는 우리 노동시장에서 상당한 규모로 발생하는 초과노동이동이 기업의 성과에 어떠한 영향을 미치고 있는가에 대해 다양한 계량모형을 활용하여 분석하고자 한다. 고용보험 피보험자 DB를 이용해 일자리 및 노동력 변동에 대해 분석함으로써 초과노동이동을 측정하여 국내 노동시장 내 초과노동이동 현황을 살펴보고 그것을 다시 한국노동연구원 사업체패널조사와 연계한 자료를 구축해 사업체의 성과에 초과노동이동이 미치는 영향을 분석하고자 한다.

## II. 분석 방법 및 자료

초과노동이동은 일자리 창출 및 소멸에 따른 일자리 변동을 넘어서는 노동력 변동이지만 고용변동에는 영향을 미치지 않는다. 즉 채용과 이직이 발생하지만 순고용의 증가나 감소는 발생시키지 않는 노동력 이동이다. 이는 기존 일자리에서 이직과 채용이 발생했기 때문에 나타나는 현상으로 일자리 창출을 통해 고용이 확장되는 사업체에도, 일자리 소멸로 인해 고용이 감소하는 사업체에도 발생할 수 있다.

초과노동이동은 노동력 변동에서 고용 변동에 영향을 미치는 일자리 변동의 차로 측정할 수 있다. 이때 노동력 변동은 일정 기간 발생한 채용량과 이직량의 합으로 정의된다(Davis and Haltiwanger, 1999; Haltiwanger and Vodopivec, 2003; Lane, Stevens, and Burgess, 1996). 즉, 노동시장에서 발생한 모든 노동력 이동의 합은 채용과 이직으로 구성되는 것이다. 이러한 노동력 변동을 측정하기 위해 본 연구는 노동이동 측정방법을 따르고 있다(Anderson and Meyer, 1994; Haltiwanger and Vodopivec, 2003; Lane, Stevens, and Burgess, 1996; Huber and Smeral, 2006). 노

동이동 측정방법은 특정 기간 발생하는 모든 채용과 이직을 통해 노동력 변동을 파악한다.

고용 변동으로 이어지는 일자리 변동은 일자리 창출과 소멸로 구성된다. 일자리 창출은 일정 기간 신규 설립으로 새롭게 일자리가 만들어지거나 확장되는 사업체에서 추가적으로 생겨난 일자리 수의 합으로, 일자리 소멸은 사업체가 소멸되어 사라진 일자리 수와 인력이 축소되는 사업체에서 감소한 일자리 수의 합으로 측정된다.

이때 일자리 창출과 일자리 소멸의 차, 채용과 이직의 차를 통해 순고용 변동량을 측정할 수 있다. 특정 기간 동안 고용 변동의 결과로 얼마만큼의 고용이 증가했는가 또는 감소했는가를 측정할 수 있다. 그리고 일자리 창출과 일자리 소멸의 합을 통해 일자리 재배치량, 일자리 변동량을, 채용과 이직의 합을 통해 노동력 변동량을 측정하고 그 노동력 변동량과 일자리 변동량 사이의 차이를 통해 초과노동이동을 측정할 수 있다.

이러한 초과노동이동 규모는 대체채용과 대체이직을 통해서도 동일한 값을 측정 가능하다. 대체채용은 전체 채용 규모에서 일자리 창출에 따른 채용을 제외한 부분으로 채용 중 고용 증가와 무관한 채용이다. 대체이직은 전체 이직 규모에서 일자리 소멸에 따른 이직을 제외한 부분으로 이직 중 고용 감소에 영향을 미치지 않는 이직 규모에 해당된다. 대체채용과 대체이직을 구해 그 합을 구하는 방법을 통해서도 동일한 초과노동이동 규모를 구할 수 있다. 이는 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$\begin{aligned}\text{초과노동이동} &= \text{노동력 변동} - \text{일자리 변동(재배치)} \\ &= (\text{채용} - \text{일자리 창출}) + (\text{이직} - \text{일자리 소멸}) \\ &= \text{대체채용} + \text{대체이직}\end{aligned}$$

본 연구에서는 위에 서술한 방식으로 측정된 초과노동이동이 기업성장에 미치는 영향을 분석한다. 분석에는 고용보험 피보험자 DB를 이용해 구축한 사업체별 노동력 및 일자리 변동, 초과노동이동 규모 관련 자료와 한국노동

연구원 사업체패널조사 중 개별 사업체의 생산, 비용, 수익 등 성과와 관련한 자료를 연계·구축하여 활용하였다. <표 4-1>은 사업체패널자료와 고용보험 피보험자 DB를 연계해 구축한 자료의 연도별 사업체 표본 수이다. 한국노동연구원은 2005년부터 2017년까지 2년 단위로 사업체패널조사를 실시하였다. 이에 조사가 실시된 해의 사업체별 일자리 및 노동력 변동을 고용보험 피보험자 DB를 통해 측정하고 그 결과를 사업체패널자료와 결합하여 자료를 구축하였다.

분석모형은 초과노동이동이 기업의 생산, 비용, 수익 등에 미치는 효과에 대한 분석을 위해 구축된 자료가 사업체 단위 패널 자료라는 장점을 활용하기 위해 패널 고정효과 모형(panel fixed effect model)을 이용한다. 패널 자료 분석에 널리 활용되고 있는 패널 고정효과 모형은 관측되지 않는 기업의 이질성을 통제할 수 있다는 장점을 가진다.

이와 함께 개별 사업체에 따라 생산, 비용, 수익이 차별적이고 편차가 크다는 점과 생산, 비용, 수익의 규모에 따라 초과노동이동의 영향이 다를 수 있다는 점을 고려하여 사업체 특성을 통제한 무조건부 분위 고정효과 모형(Unconditional quantile regression with fixed effects)(Borgen, 2016)을 활용하였다. 무조건부 분위 고정효과 모형은 Firpo, Fortin, and Lemieux (2009)의 무조건부 분위 회귀분석을 활용해 패널 고정효과 분석을 하는 방법이다.

Firpo, Fortin, and Lemieux(2009)는 Keonker and Basset(1978), Keonker(2005) 등의 분위 회귀분석은 조건부 분위 회귀분석이라고 지적하며 이와 같은 조건부 분위 회귀분석은 독립변수의 조건부 분위에 대한 추정치를 구하는 것이 목표로 이를 통해 얻은 추정치는 종속변수의 무조건부 분위의 특정 분위에 대한 독립변수의 한계효과와는 상이한 값을 가질 수 있다

<표 4-1> 사업체패널자료 결합 데이터 연도별 사업체 표본 수

(단위: 개소)

연도	2005년	2007년	2009년	2011년	2013년	2015년	2017년
사업체 표본 수	1,747	1,567	1,556	1,520	1,495	3,002	2,504



고 주장했다. 이에 이들은 그 대안으로 Hampel(1974)의 영향함수를 바탕으로 하는 재중심 영향함수(Recentered Influence Function, RIF)를 이용한 무조건부 분위 회귀분석을 제시하였다.

아래 식은 Firpo, Fortin, and Lemieux(2009)가 정의한 분위별 RIF로  $q_\gamma$ 는 종속변수( $Y$ )의  $\gamma$ 분위에 해당하는 값이며  $I\{\cdot\}$ 는 종속변수  $Y$ 가  $q_\gamma$ 보다 작거나 같으면 1, 아니면 0의 값을 가지는 조건부 함수이다. 그리고  $f_Y(q_\gamma)$ 는 종속변수  $Y$ 의  $\gamma$ 분위값에서의 한계밀도함수이다. 이때 RIF의 기댓값  $E(RIF(Y; q_\gamma, F_Y))$ 는  $q_\gamma$  값을 가진다.

$$RIF(Y; q_\gamma, F_Y) = q_\gamma + \left( \frac{\gamma - I\{Y \leq q_\gamma\}}{f_Y(q_\gamma)} \right)$$

Firpo, Fortin and Lemieux(2009)는 기존 종속변수를 이용해 표본 각각의 RIF를 구하고 그 값을 새로운 종속변수로 활용해 분석함으로써 분위별 독립변수의 한계효과를 구할 수 있다고 주장하며 이 분석방법을 조건부 분위 회귀분석과 구분하는 무조건부 분위 회귀분석이라고 제시하였다.

Borgen(2016)은 이러한 무조건부 분위 회귀분석을 이용하는 패널 고정효과 분석방법을 제시하였다. 무조건부 분위 회귀분석을 활용하는 패널 고정효과 모형은 개별 표본의 관측되지 않는 이질성을 통제하고 조건부 한계효과가 아닌, 종속변수의 무조건부 한계효과를 추정 가능하다는 장점을 가진다.

본 연구에서는 고용보험 피보험자 DB와 한국노동연구원 사업체패널자료를 통해 구축한 자료를 바탕으로 무조건부 분위 회귀분석을 이용한 패널 고정효과 분석방법을 활용해 초과노동이동이 사업체의 생산과 비용 등 성과 지표에 어떤 영향을 미치고 있는가에 대해 분석한다. 이때 구한 추정계수는 200회 반복추출 부트스트래핑(Bootstrapping)을 통해 구한 표준오차 등을 활용해 검정하는 방법을 사용한다.

이와 함께 본 연구에서는 초과노동이동이 사업체의 생산 효율성에 어떤

영향을 미치는가에 대해서도 분석한다. 생산은 투입된 자본, 노동 등 생산요소( $X_i$ )에 의해 결정된다. 사업체의 생산함수에서  $Q_i$ 는 자본, 노동 등 생산요소가 투입되었을 때 최대로 생산할 수 있는 각 사업체의 산출량에 해당된다.

$$Q_i = f(X_i) \quad (1)$$

이는 다시 다음과 같은 선형 관계로 전환해 생산요소와 생산량 사이의 관계를 찾을 수 있다.

$$Y_i = \alpha + X_i\beta \quad (2)$$

하지만 사업체  $i$ 가 가진 기술 수준으로 생산할 수 있으나 기업 내에 존재하는 비효율성으로 인해 생산하지 못하는 산출량이 존재한다. 그리고 실제 현실의 생산과정에서 사업체가 제어할 수 없는 확률오차 역시 존재한다. 이러한 비효율성  $u_i$ 와 확률오차  $v_i$ 를 고려할 경우 사업체의 생산은 다음과 같은 확률적 생산변경모형 식으로 나타낼 수 있다(이영훈, 2014; Battese and Coell, 1992; Kumbhakar, Wang, and Alan, 2015).

$$Y_i = \alpha + X_i\beta + v_i - u_i \quad (3)$$

확률적 생산변경모형을 기반으로 한 분석은 사업체의 효율성(또는 비효율성)을 고려하고 측정할 수 있다는 장점을 가진다.

이에 본 연구에서는 자본과 노동이라는 기본적인 생산요소를 바탕으로 한 확률적 생산변경모형을 이용해 사업체의 비효율성을 도출하고 사업체별 비효율성이 사업체 생산 성과에 부정적인 영향을 미친다고 보고 이에 대한 분석을 수행한다. 이때 확률적 생산변경모형 분석에는 패널 자료를 분석 대상으로 하는 Greene(2005)의 확률변경 고정효과 모형(Fixed effects in

stochastic frontier models)을 활용하는데 생산에서 비효율성을 가져오는 개별 사업체의  $u_i$ 에 대한 분포는 반정규분포(Half-normal distribution) 형태를 가정하였다.

이러한 확률적 변경모형(식 3)을 통해 도출한 사업체 비효율성을 패널 고정효과 모형과 무조건부 분위 회귀분석을 활용한 고정효과 모형을 통해 재추정하는 방법을 통해 초과노동이동이 사업체의 생산 효율성에 미치는 영향을 살펴보았다.

### Ⅲ. 초과노동이동이 사업체의 성과에 미치는 효과 분석

초과노동이동이 사업체의 성과에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 연구는 고용보험 피보험자 DB를 통해 산출한 사업체 단위 초과노동이동 등 노동력 및 일자리 변동 관련 자료를 구축한 후 이를 사업체패널조사 자료와 결합해 사업체의 생산, 비용 등과 관련된 기업성장에 초과노동이동이 미치는 영향을 분석하였다. 분석에는 기본적으로 패널 자료 분석에 많이 활용되는 패널 고정효과 모형을 활용했다. 또한 이와 함께 생산, 비용 등 분위별로 초과노동이동이 다른 영향을 미칠 수 있음을 고려해 무조건부 분위 회귀분석을 활용한 고정효과 모형을 이용해 생산, 비용 분위별 초과노동이동이 미치는 효과를 분석하였다.

기업성장에 대한 분석에서 종속변수는 사업체의 부가가치 생산량과 비용이다. 이를 종속변수로 한 분석을 통해 초과노동이동이 사업체의 부가가치 생산량을 증대시키는가와 비용에 미치는 효과에 대해 분석한다. 초과노동이동을 증대시키는 인사 및 고용 정책이 합리적이라면 초과노동이동을 통해 사업체는 생산량은 증대시키고 비용은 감소시키는 효과를 얻을 수 있을 것이다.

독립변수로는 고용보험 피보험자 DB상 개별 근로자의 채용과 이직 정보

를 이용해 구한 사업체 단위 초과노동이동량을 활용하며 통제변수로는 종사자 규모<sup>1)</sup>와 사업체 재무정보인 유형고정자산, 무형고정자산, 부채, 1인 평균 인건비를 이용한다. 이때 사업체 재무정보의 경우 표본에 따라 차이가 크며 0 이하의 값이 존재할 경우 분석에서 탈락하는 문제가 있음을 고려해 neglog 변환(negative logarithmic transformation) 방법을 통해 얻은 값을 활용하였다(Whittaker, Whitehead, and Somers, 2005; Ycart, Pont, and Fournie, 2013). 변수값 변환에 일반적으로 사용되는 로그 변환의 경우 0 또는 음의 값을 가질 경우 분석에서 제외되나 아래와 같은 neglog 변환은 0 이하의 값도 포함시켜 분석할 수 있도록 하는 장점을 가진다. neglog 변환을 한 값은 로그 변환을 통해 얻은 값과 마찬가지로 연속적인 단조함수라는 특성을 가지며 음수값은 0을 기준으로 양수값을 로그 변환한 경우와 같은 단조변화 양상을 보인다.

$$\text{neglog} = \begin{cases} -\log(-x+1), & x \leq 0 \\ \log(x+1) & , \quad x > 0 \end{cases}$$

재무정보와 함께 기업 특성과 관련된 변수와 직종 구성변수도 통제변수로 활용했다. 사업체 특성변수로는 기업연령, 전문경영인 유무, 하도급 거래 유무를 분석에 포함했으며 전체 사업체 종사자 대비 직종별 구성비 역시 포함하여 초과노동이동이 기업성과에 미치는 영향을 분석하였다. <표 4-2>는 분석에 사용된 주요 변수의 기초통계 정보이다.

<표 4-3>은 사업체패널-고용보험 DB 연계자료를 이용하여 2005년부터 2017년까지 노동력 변동과 일자리 변동량을 측정한 것이다.

<표 4-3>에서 보는 바와 같이 초과노동이동량은 노동력 변동량 증대와 함께 변화하며 일자리 변동을 훨씬 초과하는 노동력 변동을 보이고 있다. 초과노동이동이 일자리 변동 또는 재배치량보다 큰 현상은 Hamermesh, Hassink, and van Ours(1996), Tattara and Valentini(2004), Centeno

1) 재무정보와 일치시키기 위해 재무정보 회계기간 평균 종사자 규모를 활용하였다.

〈표 4-2〉 주요 변수 기초통계

구 분		2005년		2007년		2009년		2011년		2013년		2015년		2017년	
		표본 수	평균	표본 수	평균	표본 수	평균	표본 수	평균	표본 수	평균	표본 수	평균	표본 수	평균
부가가치 생산 (십억 원)		873	39.7	853	44.7	912	48.2	848	47.0	1,119	47.0	1,665	25.4	1,167	38.7
영업비용 (십억 원)		1,303	208.0	1,326	194.5	1,231	268.4	1,284	314.5	1,161	325.4	2,120	151.1	1,743	156.2
초과노동이동		1,747	161.9	1,567	158	1,556	150.5	1,520	204.8	1,495	206.5	3,002	172.0	2,504	170.5
종사자 수 (명)		1,345	1018.7	1,328	748	1,245	782.2	1,286	790.1	1,162	825.5	2,121	528.3	1,743	561.3
재무 정보	유형고정자산 (십억 원)	1,213	161.2	1,276	81.0	1,195	124.1	1,281	114.4	1,162	152.7	2,120	56.5	1,739	60.2
	무형자산 (십억 원)	940	37.9	1,015	8.0	951	12.8	1,225	795.5	1,162	12.8	2,120	5.1	1,739	5.2
	부채 (십억 원)	1,326	503.7	1,271	611.3	1,205	378.6	1,284	806.0	1,162	605.6	2,121	238.1	1,743	313.8
	1인 평균임금 (백만 원)	1,268	30.5	1,281	35	1,205	32.1	1,188	40.8	1,122	42.3	2,046	36.5	1,715	41.1
기업 특성	기업연령	1,747	19.8	1,567	21.6	1,556	24.0	1,520	25.7	1,495	26.8	3,002	21.5	2,504	24.3
	전문경영유무	1,747	0.2	1,567	0.1	1,556	0.1	1,520	0.1	1,495	0.1	3,002	0.2	2,504	0.2
	하도급유무	1,747	0.3	1,567	0.3	1,556	0.2	1,520	0.3	1,495	0.3	3,002	0.3	2,504	0.3
직종 구성	전문직 비중	1,747	0.3	1,567	0.2	1,556	0.2	1,520	0.2	1,495	0.2	3,002	0.1	2,504	0.1
	사무직 비중	1,747	0.2	1,567	0.2	1,556	0.2	1,520	0.2	1,495	0.2	3,002	0.2	2,504	0.2
	서비스직 비중	1,747	0.1	1,567	0.1	1,556	0.1	1,520	0.1	1,495	0.1	3,002	0.1	2,504	0.1
	판매직 비중	1,747	0.1	1,567	0.0	1,556	0.0	1,520	0.0	1,495	0.0	3,002	0.0	2,504	0.0
	생산직 비중	1,747	0.2	1,567	0.3	1,556	0.3	1,520	0.3	1,495	0.3	3,002	0.3	2,504	0.3
	단순직 비중	1,747	0.1	1,567	0.1	1,556	0.1	1,520	0.1	1,495	0.1	3,002	0.1	2,504	0.1

자료 : 사업체패널-고용보험 DB 연계자료.

and Alvaro(2012) 등 국외 선행연구에서도 볼 수 있다. 기존 연구들에서도 초과노동이동량이 일자리 변동량보다 두 배 혹은 세 배 정도까지 큰 것으로 나타났다. 하지만 상대적 규모에서 국내 초과노동이동은 매우 빈번하게 발생하는 것으로 판단할 수 있다.

<표 4-4>는 사업체의 부가가치 생산에 초과노동이동이 미친 영향을 분석한 결과이다.

표에서 모형 1은 패널 고정효과를 이용한 분석결과이며 모형 2, 모형 3, 모형 4, 모형 5, 모형 6은 각각 10분위, 25분위, 50분위, 75분위, 90분위

〈표 4-3〉 사업체패널자료 결합 데이터 연도별 일자리 및 노동력 변동 추이  
(단위: 천 명)

	일자리 변동			노동력 변동			일자리 노동력 순증가	대체 채용 (이직)	초과 노동 이동
	창출	소멸	일자리 재배치	채용	이직	노동력 변동량			
2005	39	20	59	180	161	342	19	141	283
2007	31	19	50	155	143	298	12	124	248
2009	25	18	43	142	135	277	7	117	234
2011	31	33	64	187	189	376	-2	156	311
2013	25	18	42	179	172	351	7	154	309
2015	43	23	66	302	281	582	21	258	516
2017	27	33	60	240	247	487	-6	213	427

자료: 사업체패널-고용보험 DB 연계자료.

무조건부 분위별 회귀분석의 결과이다.

모형 1의 패널 고정효과 모형을 이용한 분석결과는 초과노동이동이 사업체의 부가가치 산출량에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치지 않음을 보여준다. 분석결과에서 사업체의 산출량에 투입된 노동의 규모와 투입된 노동력의 생산성의 대리변수라 할 수 있는 1인 평균 인건비는 산출량에 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났지만 본 연구에서 주목하고 있는 초과노동이동의 추정계수는 산출량에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 만족시키지 못했다.

무조건부 분위 회귀분석을 활용한 패널 고정효과 분석을 활용한 모형 2, 모형 3, 모형 4, 모형 5, 모형 6의 분석결과에서는 상대적으로 생산성이 낮은 사업체에서는 초과노동이동이 생산에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미침을 보여준다(모형 2 분석결과 참조). 이와 같은 분석결과는 평균적인 측면에서 초과노동이동의 증가가 생산 측면에서 사업체 성과 개선으로 이어지지 못하는 못하지만, 생산량이 적은 사업체에서는 기존 일자리에서 노동력 대체를 통해 성과 개선이 이루어졌을 수 있음을 보여준다. 생산성이 좋지 않은 사업체에서 생산성이 낮은 노동력을 보다 생산성 높은 노동력으로 대체함으로써 발생하는 초과노동이동의 경우 이와 같이 초과노동이동이 사업체

〈표 4-4〉 초과노동이동이 사업체의 생산에 미치는 영향 분석결과

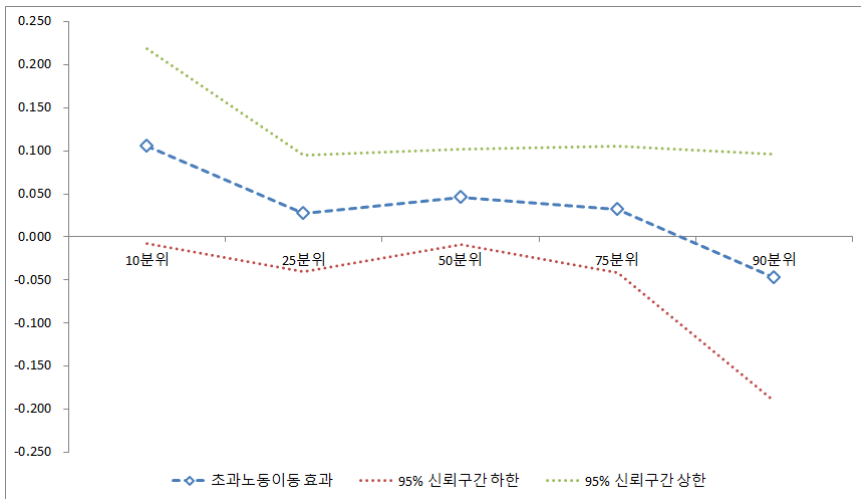
구분		모형 1 고정효과	모형 2 10분위 고정효과	모형 3 25분위 고정효과	모형 4 50분위 고정효과	모형 5 75분위 고정효과	모형 6 90분위 고정효과
초과노동이동		0.079	0.105*	0.027	0.046	0.032	-0.047
종사자 수		1.480***	1.109***	0.844***	0.790***	0.880***	0.675***
재무 정보	유형고정자산	0.033	0.010	0.005	0.004	0.038	-0.021
	무형자산	-0.045*	-0.032	-0.019*	-0.023**	0.004	0.032
	부채	-0.124	-0.014	0.018	0.046	-0.064	0.051
	1인 평균임금	1.222***	0.897***	0.866**	0.962***	1.283***	1.549***
기업 특성	기업연령	-0.030	-0.071***	-0.015	0.013	0.005	0.029
	기업연령제곱	-0.001	0.000	0.000	0.000**	0.000	0.000
	전문경영유무	0.017	0.072	0.044	0.082	-0.067	-0.174
	하도급유무	0.070	-0.013	-0.063	-0.028	0.019	-0.014
직종 구성	전문직 비중	0.139	0.747*	0.572**	0.100	-0.215	-0.757
	사무직 비중	0.022	0.702*	0.452**	0.193	-0.301	-0.427
	서비스직 비중	-0.241	0.491	0.256	-0.093	-0.161	-0.767***
	판매직 비중	-0.687	0.534	0.213	0.280	-0.031	-1.349***
	생산직 비중	-0.098	0.781**	0.341	-0.106	-0.224	-0.827***
	단순직 비중	0.008	0.808*	0.415	-0.132	-0.234	-1.056***
표본 수		7,002	7,002	7,002	7,002	7,002	7,002

주: \*\*\*는 99%, \*\*는 95%, \*는 90% 수준에서 통계적으로 유의함.

생산에 정(+ )의 영향을 미칠 것이다.

[그림 4-1]은 <표 4-4>의 모형 2, 모형 3, 모형 4, 모형 5, 모형 6의 분석 결과에서 초과노동이동이 각 분위별로 사업체의 생산에 미치는 영향에 대한 추정계수와 추정계수의 95% 신뢰구간을 그래프로 나타낸 것이다. 이에 따르면 통계적 유의성은 없지만, 초과노동이동 효과는 부가가치 산출량이 많은 고생산 사업체일수록 생산에 미치는 효과가 약화됨을 확인할 수 있다. 무조건부 분위 회귀분석을 활용한 고정효과 분석에서 분위가 높아질수록 초과노동이동 효과와 관련된 추정계수는 대체로 하락하는 양상을 보였다. 이는 많은 부가가치를 생산하고 있는 사업체일수록 대체채용과 대체이직에 따른 초과노동이동이 생산성 개선에 도움이 되지 못했음을 나타낸다.

[그림 4-1] 초과노동이동이 사업체의 분위별 생산에 미치는 영향



다음으로, 초과노동이동이 사업체 비용에 미치는 영향을 분석하였다. <표 4-5>는 사업체 비용에 초과노동이동이 어떤 영향을 미치는가에 대한 분석 결과이다. 모형 1, 모형 2, 모형 3, 모형 4, 모형 5, 모형 6은 앞서 사업체 부가가치 생산을 종속변수로 한 분석과 마찬가지로 패널 고정효과 모형과 각 분위별 무조건부 분위 회귀분석을 활용한 고정효과 모형을 분석에 이용했다. 패널 고정효과 모형을 이용한 모형 1 분석결과에 따르면 종사자 수, 유형고정자산, 무형고정자산, 부채, 1인 평균임금 등은 비용을 증대시키는 것으로 나타났다. 이는 더 많은 설비, 더 많은 인력을 유지하는 데 더 많은 비용이 투입되며 부채와 1인 평균임금은 이자비용과 사업체 전체 인건비 증가로 이어지기 때문인 것으로 예상된다.

초과노동이동은 이와 같은 변수들과 함께 사업체의 비용에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 사업체의 비용에 영향을 미치는 다양한 변수들이 통제되었음을 고려할 때 이와 같은 결과는 기존 일 자리에서 발생하는 채용과 이직의 경우 비용을 절감시키는 것이 아니라 오히려 비용을 증대시킴을 나타낸다. 초과노동이동을 초래하는 채용기간이 짧고 계약직 일자리 등을 통해 비용 절감을 추가하는 기업도 있을 것이다. 하



〈표 4-5〉 초과노동이동이 사업체 비용에 미치는 영향 분석결과

구 분		모형 1 고정효과	모형 2 10분위 고정효과	모형 3 25분위 고정효과	모형 4 50분위 고정효과	모형 5 75분위 고정효과	모형 6 90분위 고정효과
초과노동이동		0.027***	0.058*	0.047*	0.032	0.024	-0.053
종사자 수		0.735***	0.601***	0.614***	0.653***	0.892***	0.738***
재무 정보	유형고정자산	0.081***	0.075**	0.054**	0.056**	0.094***	0.098***
	무형자산	0.016***	-0.010	-0.005	-0.002	0.040***	0.070***
	부채	0.187***	0.104**	0.135***	0.163***	0.195	0.254***
	1인 평균임금	0.771***	0.499***	0.494***	0.626***	1.014***	1.168***
기업 특성	기업연령	0.002	-0.031**	0.009	0.025***	0.012	0.021
	기업연령제곱	0.000*	0.000	0.000**	0.000***	0.000	0.000
	전문경영유무	-0.053***	-0.011	-0.006	-0.009	-0.075	-0.032
	하도급유무	0.014	0.008	-0.058	-0.023	-0.012	0.077
직종 구성	전문직 비중	-0.110*	0.363*	-0.038	0.099	-0.280	-0.033
	사무직 비중	0.019	0.169	0.151	0.176	-0.101	0.038
	서비스직 비중	-0.083	0.233	0.060	-0.039	-0.282	0.033
	판매직 비중	-0.090	0.058	0.192	0.402*	0.157	-0.289
	생산직 비중	-0.114*	0.219	0.000	-0.088	-0.343	-0.125
	단순직 비중	-0.076	0.405*	-0.012	0.014	-0.288	-0.281
표본 수		8,830	8,830	8,830	8,830	8,830	8,830

주: \*\*\*는 99%, \*\*는 95%, \*는 90% 수준에서 통계적으로 유의함.

지만 이와 같은 분석결과에 따르면 초과노동이동을 통한 비용 증가가 더 컸음을 보여주는 것으로 여기에는 새로운 인력 채용과 관련된 채용 비용, 교육훈련 비용 등이 중요한 영향을 미쳤을 것으로 생각된다.

무조건부 분위수 회귀분석을 활용한 고정효과 모형 분석결과에서는 10분위와 25분위에서 초과노동이동이 사업체 비용에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 상대적으로 비용 지출 규모가 작은 기업일수록 초과노동이동으로 인해 비용이 증가할 가능성이 크다는 것으로 비용 지출 규모가 작은 기업 또는 효율적으로 비용을 관리하는 사업체에서 발생하는 초과노동이동이 비용 증대로 이어질 가능성이 크다는 것을 나타낸다. 또한 더 많은 설비나 인력을 활용해 더 많은 산출물을 생산하는

사업체일수록 더 많은 비용을 지출할 가능성이 있음을 고려하면 이상의 부가가치 산출량을 종속변수로 한 분석에서 초과노동이동이 산출량에 정(+)의 영향을 미친 것으로 나타난 생산 규모가 작은(10분위) 사업체의 경우 초과노동이동이 비용도 증가시켰다면 이윤 증대라는 성과는 얻지 못했을 수 있다.

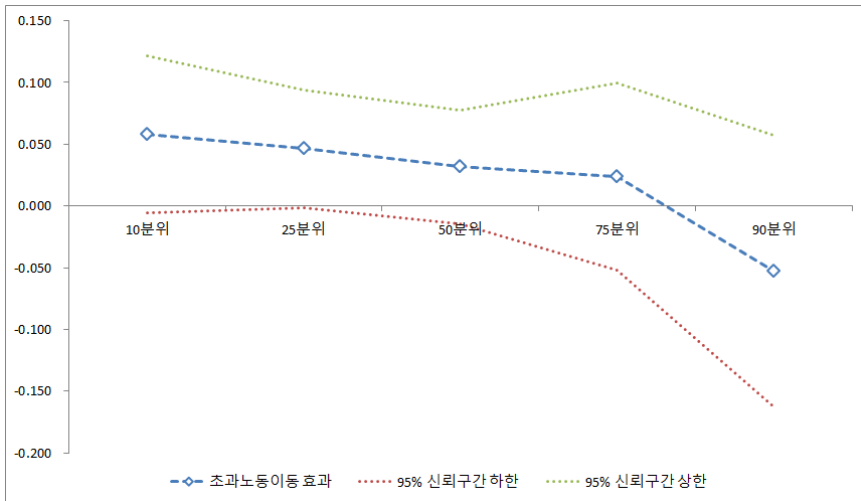
[그림 4-2]는 <표 4-5>의 무조건부 분위별 회귀분석을 활용한 고정효과 모형 분석결과에서 초과노동이동이 사업체 비용에 미치는 영향에 대한 추정계수와 그 추정계수의 95% 신뢰구간을 보여준다. 이에 따르면 초과노동이동은 적은 비용을 지출하는 사업체일수록 비용 증대에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 비용 분위가 높아질수록 초과노동이동이 미치는 영향은 줄어들었는데 이는 이미 많은 비용을 지출하는 사업체의 경우 초과노동이동이 비용 증대에 미치는 영향이 작거나 오히려 비용을 줄일 가능성도 있음을 나타낸다.

인건비 외에도 많은 비용을 발생시키는 인력의 경우 대체채용을 통해 사업체가 비용을 줄일 수 있다는 측면에서 모든 사업체에서 초과노동이동이 비용을 증가시키는 결과를 가져오는 것은 아니다. 그럼에도 분석결과에 따르면 한국노동연구원 사업체패널조사 분석대상 사업체를 기준으로 했을 때 초과노동이동은 사업체의 비용 증가에 통계적으로 유의한 영향을 미친다는 점에서 기업성장에 오히려 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

마지막으로 개별 사업체 생산에서 발생하는 비효율성을 추정하여 패널 고정효과 모형과 무조건부 분위별 회귀분석을 활용한 고정효과 모형을 이용하여 초과노동이동이 사업체의 생산 효율성에 미치는 영향을 분석하였다. 사업체 최대 생산량은 노동과 자본의 투입에 의해 결정된다는 가정하에 위의 식 (1)과 같은 생산함수를 설정해 분석하였다.

확률적 변경모형 분석에서 종속변수로는 사업체의 부가가치 산출량을, 독립변수로는 종사자 수와 유형고정자산, 무형자산을 포함시켰는데 사업체 부가가치 산출량의 경우 원가계산서 등에 정보가 없는 경우 그 정보를 0으로 보고 계산해 보다 많은 산출량 정보를 활용하고자 하였다. 분석에는

[그림 4-2] 사업체 분위별 비용에 초과노동이동이 미치는 영향



Greene(2005)의 확률적 변경 고정효과 모형을 활용해 사업체 단위에서 노동과 자본이 투입되었을 때 기대할 수 있는 사업체의 최대 생산량에 달성하지 못하게 만드는 비효율성을 추산하였다. <표 4-6>은 사업체의 부가가치 산출량을 종속변수로 한 확률적 변경 모형 분석결과이다. 분석에는 2개 연도 이상의 정보를 가진 6,731개 사업체 표본이 활용되었다.

분석결과에 따르면 종사자 규모와 유형고정자산은 사업체의 생산에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 더 많은 노동력이 투입될수록, 더 많은 설비 등에 대한 투자가 이루어질수록 사업체의 생산량이 늘어남을 의미한다는 점에서 기존 경제학 이론과 부합하는 결과이다. 다만 무형자산의 경우 통계적으로 유의한 효과를 미치지 않았다. Greene(2005)은 확률적 변경 고정효과 모형을 이용한 분석결과를 바탕으

<표 4-6> 확률적 변경 고정효과 모형 분석결과

	추정계수	표준오차	p-value
종사자 규모	0.9022	0.0814	0.0000
유형고정자산	0.0314	0.0014	0.0000
무형자산	-0.0176	0.0187	0.3440
표본 수	6,731		

로 Jondrow et al.(1982)의 방법을 이용해 사업체의 생산에 있어서 비효율성  $u_i$ 를 구하는 방법을 제시했다. 동일한 방법을 통해  $u_i$ 를 추산했을 때 6,731개 사업체  $u_i$  평균은 0.938, 표준편차는 3.233으로 나타났다.

확률적 변경 고정효과 모형을 통해 추정한 이와 같은 사업체의 생산에 있어서 비효율성 정도에 초과노동이동이 미치는 영향에 대한 분석에는 이상의  $u_i$ 를 종속변수로 한 패널 고정효과 모형과 무조건부 분위 회귀분석 모형을 이용하였다. 이때 초과노동이동 정도에 대한 변수로는 사업체 종사자 규모 대비 초과노동이동 비중을 사용했으며 통제변수로 이상의 생산모형에서 통제되지 않은 기업연령, 전문경영인 활용 유무, 하도급 유무, 노동력 대비 자본투입량 비중을 활용했다.

분석결과는 <표 4-7>과 같다. 모형 1은 패널 고정효과 모형을 이용한 분석결과이며 모형 2, 모형 3, 모형 4, 모형 5, 모형 6은 무조건부 분위 회귀분석을 활용한 고정효과 모형 분석결과이다.

생산의 비효율성을 종속변수로 한 분석에서는 대부분의 독립변수가 통계적으로 유의한 설명력을 가지지 못하는 것으로 나타났다. 여기에는 국내 사업체의 비효율성이 관측되지 않는 사업체 고유의 특성에 주로 기인하는 현실이 영향을 미쳤을 수 있다. 사업체 생산 과정에서 발생하는 비효율성이 변화하는 변수보다 사업체 고유의 특성으로부터 초래될 경우 이와 같은 결과가 도출될 수 있다.

초과노동이동 비중 역시 모형 1의 패널 고정효과 모형에서 생산의 비효율성에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 이는 사업체 고유의 특성이 통제될 경우 초과노동이동량의 변화가 사업체 생산 비효율성에 영향을 미치지 않음을 나타내는 한편, 초과노동이동에 따른 생산 효율성 개선 효과와 생산 효율성 저하 효과가 동시에 작용했을 가능성도 존재한다. 초과노동이동의 발생에 따라 기존 일자리의 노동력 대체가 발생할 경우 기업이 원하는 생산 효율성 효과가 존재하지만 새로운 인력이 생산 과정에 투입됨에 따른 생산 비효율성 역시 발생하기 때문이다. 이에 따르면

2) 식 (3) 참조.

〈표 4-7〉 사업체 생산 비효율성에 초과노동이동이 미치는 영향 분석결과

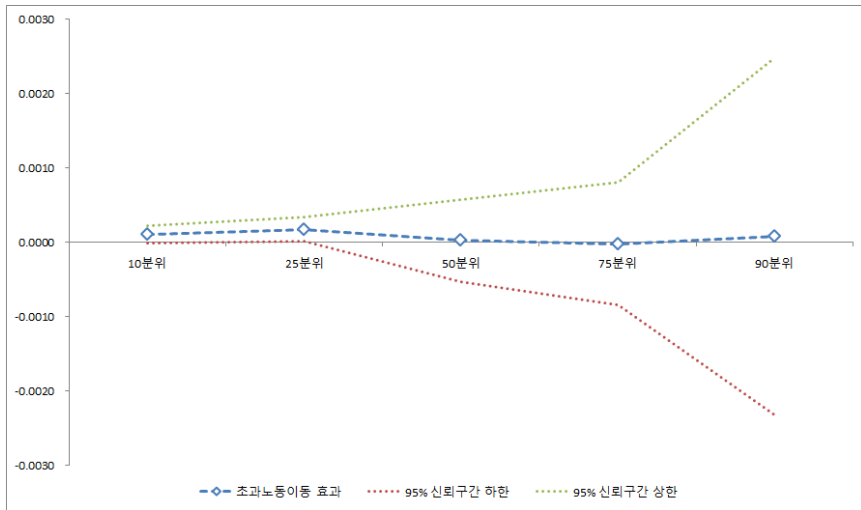
구 분		모형 1 고정효과	모형 2 10분위 고정효과	모형 3 25분위 고정효과	모형 4 50분위 고정효과	모형 5 75분위 고정효과	모형 6 90분위 고정효과
초과노동이동		-0.0001	0.0001*	0.0002**	0.0000	0.0000	0.0001
노동 대비 자본투입량		-0.0002	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0001*	-0.0004
기업 특성	기업연령	-0.0212	-0.0035**	-0.0108***	-0.0440***	-0.0539***	-0.0704**
	기업연령제곱	0.0006	-0.0001***	0.0000	0.0000	0.0001	0.0004
	전문경영유무	-0.2180	-0.0053	0.0001	-0.0433	-0.0496	-0.0979
	하도급유무	-0.1213	-0.0018	-0.0044	-0.0131	-0.0415	-0.1222
직종 구성	전문직 비중	-0.5989	-0.0035	-0.0515	-0.0170	0.0902	-0.0747
	사무직 비중	-0.3740	-0.0106	-0.0217	-0.0355	-0.0403	-0.3999
	서비스직 비중	0.0474	0.0298	-0.0037	0.1329	0.4637***	0.9564
	판매직 비중	0.2653	0.0017	-0.0371	0.0706	0.0815	0.6996
	생산직 비중	-0.3359	0.0112	0.0056	0.1380	0.2159	0.1874
	단순직 비중	-0.4719	0.0186	0.0033	0.1032	0.1682	0.3263
표본 수		6,726	6,726	6,726	6,726	6,726	6,726

주: \*\*\*는 99%, \*\*는 95%, \*는 90% 수준에서 통계적으로 유의함.

이상의 분석결과는 생산 효율성 개선 효과와 효율성 저하 효과가 모두 발생해 초과노동이동이 생산 효율성에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았음을 가리킨다.

무조건부 분위별 회귀분석을 활용한 고정효과 모형을 이용한 분석결과에서는 50분위, 75분위, 90분위에서는 초과노동이동이 사업체의 생산에 있어서 비효율성에 통계적으로 유의한 효과를 미치지 못하는 반면, 10분위와 25분위에서는 초과노동이동이 사업체의 비효율성을 증대시킬 가능성이 존재하는 것으로 나타났다. 이는 생산에 있어서의 비효율성이 상대적으로 높은 사업체의 대체채용도 비효율성 개선에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치지 못하며 비효율성이 낮은 사업체의 경우 대체채용은 비효율성을 오히려 증대시킬 수 있음을 가리킨다. [그림 4-3]은 모형 2, 모형 3, 모형 4, 모형 5, 모형 6의 분석결과에서 각 분위별 사업체의 생산 비효율성에 초과노동이동이 미치는 영향을 보여준다. 이에 따르면 비효율성이 낮은 사업

[그림 4-3] 사업체 분위별 생산 비효율성에 초과노동이동이 미치는 영향



체, 즉 효율성이 높은 사업체의 경우 상대적으로 초과노동이동의 발생으로 효율성이 저하될 가능성이 크다는 것을 보여준다.

## IV. 결 론

본 연구는 초과노동이동이 사업체의 성과에 미치는 영향을 분석하기 위해 고용보험 피보험자 DB를 통해 산출한 사업체 단위 초과노동이동 등 노동력 및 일자리 변동 관련 자료를 구축한 후 이를 사업체패널조사 자료와 결합해 사업체의 생산, 비용 등과 관련된 기업성가에 초과노동이동이 미치는 영향을 분석하였다.

분석결과는 다음과 같다. 먼저, 초과노동이동이 부가가치 생산 측면에는 뚜렷한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 패널 고정효과 모형을 이용한 분석에서 초과노동이동은 사업체의 부가가치 생산량에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 하지만 무조건부 분위 회귀분석을 활용한 고정효과 모형 분석에서는 부가가치 생산량이 상대적으로 적은 사업체에서 생산을

증대시키는 효과가 있는 것으로 나타났다.

둘째, 초과노동이동이 비용 측면에 미치는 영향 분석에서 패널 고정효과 모형을 이용했을 경우 초과노동이동 증가는 사업체 비용 증가에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이는 기존 일자리에서의 노동력 대체가 비용 절감보다는 새로운 비용을 발생시키고 그것이 절감되는 비용보다 컸음을 보여준다. 무조건부 분위 회귀분석을 활용한 고정효과 모형 분석결과에서는 이와 같은 비용 증대 효과가 비용 지출 규모가 적은 산업 또는 효율적인 비용 지출이 이루어지고 있는 사업체에서 두드러지는 것으로 나타났다.

셋째, 확률적 변경 모형을 활용한 사업체 생산 효율성에 초과노동이동이 미치는 영향에 대한 분석에서는 전반적으로 초과노동이동의 증가가 사업체의 비효율성에 뚜렷한 영향을 미치지 않았다. 이는 사업체의 비효율성이 관측되지 않는 사업체의 고유한 특성에 기인하는 부분이 크며 기존 일자리에서의 노동력 대체에 따른 생산 효율성 개선 효과와 효율성 저하 효과가 동시에 발생하기 때문일 것으로 생각된다. 다만 상대적으로 비효율성이 낮은, 상대적으로 효율적으로 운영되고 있는 사업체의 경우 통계적으로 유의하게 초과노동이동이 비효율성을 증대시키는 것으로 분석되었다.

이와 같은 본 연구의 분석결과는 초과노동이동이 사업체의 성과에 전반적으로 긍정적인 영향을 미친다고 주장할 수 없음을 보여준다. 상대적으로 산출량이 적은 사업체에서 산출량에 정(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났지만 전반적으로 비용을 증가시키는 것으로 나타났고 효율성 개선에도 뚜렷한 효과가 없는 것으로 분석되었으며 오히려 효율성을 저하시키는 영향도 미칠 수 있는 것으로 나타났다. 개별 근로자에게 고용 불안정성을 야기하는 초과노동이동이 실제 기업의 성과 개선에도 그리 큰 영향을 미치지 못함을 보여준다는 점에서 현재 우리나라의 높은 초과노동이동 수준은 사회적 측면에서는 긍정적인 효과보다는 부정적인 효과가 더 클 것으로 예상된다.

물론 초과노동이동의 발생이 사업체의 선택에 따른 결과만은 아니다.

Bratsberg, Raaum, and Roed(2019)의 주장처럼 제도나 개별 근로자의 선택에 의해서도 초과노동이동은 발생한다. 또한 생산 효율성을 개선하고 생산성을 향상시키는 대체채용 역시 존재한다. 하지만 현재 우리 노동시장에서 매우 높은 수준의 초과노동이동은 대부분 불안정한 일자리에서 비롯되며 사회적 비용을 초래할 위험이 있다는 점을 고려할 때 높은 초과노동이동 수준을 낮추는 방향에 대한 고려가 필요하다.

## 참고문헌

- 김수현 · 이시균 · 박진희 · 이상호 · 이혜연(2017), 『산업 · 지역 일자리 동학 연구』, 한국고용정보원.
- 박진희 · 이시균 · 김수현(2019), 「기업별 노동력 변동 분석: 초과노동이동 결정요인 분석」, 『산업노동연구』 25(1) pp.37~70.
- 이시균 · 김기민(2013), 「노동력 변동(worker-flow) 결정요인 분석」, 제7회 사업체 패널 학술대회 발표 논문.
- 이영훈(2014), 『확률적 변경모형: 이론과 응용』, 서강대학교출판부.
- Alda, H., P. Allaart, and L. Bellmann(2005), “Churning and Institutions: Dutch and German Establishments Compared with Micro-level Data,” IAB Discuss, Paper 12.
- Anderson, P. M. and B. D. Meyer(1994), “The Extent and Consequences of Job Turnover,” Brookings Papers on Economic Activity, *Microeconomics* 1994, pp.177-248.
- Battese, G. E. and T. J. Coelli(1992), “Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data with Application to Paddy Farmers in India,” *Journal of Productivity Analysis* 3(2), pp.153-169.



- Borgen, N. T.(2016) “Fixed Effects in Unconditional Quantile Regression,” *The Stata Journal* 16(2), pp.403-415.
- Bratsberg, B., O. Raaum, and K. Røed(2019), “Excess Churn in Integrated Labor Markets,” IZA paper.
- Burgess, S., J. Lane, and D. Stevens(2001), “Churning Dynamics: an Analysis of Hires and Separations at the Employer Level,” *Labour Economics* 8(1), pp.1-14.
- Centeno, M. and A. A. Novo(2012), “Excess Worker Turnover and Fixed-term Contracts: Causal Evidence in a Two-tier System,” *Labour Economics* 19(3), pp.320-328.
- Davis, S. J. and J. Haltiwanger(1999), “Gross Job Flows,” in Ashenfelter, O. C. and D. Card(eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Elsevier.
- Firpo, S., N. N. Fortin, and T. Lemieux(2009), “Unconditional Quantile Regressions,” *Econometrica* 77(3), pp.953-973.
- Greene, W.(2005), “Fixed and random effects in stochastic frontier models,” *Journal of Productivity Analysis* 23(1), pp.7-32.
- Hampel, F. R.(1974), “The Influence Curve and Its Role in Robust Estimation,” *Journal of American Statistical Association* 60, pp. 383-393.
- Haltiwanger, J. and M. Vodopivec(2003), “Worker Flows, Job Flows and Firm Wage Policies: An Analysis of Slovenia,” *Economics of Transition* 11(2), pp.253-290.
- Hamermesh, D. S., W. H. Hassink, and J. C. van Ours(1996), “Job Turnover and Labor Turnover: a Taxonomy of Employment Dynami,” *Annales d'Economie et de Statistique* 41/42, pp.21-40.
- Huber, P. and K. Smeral(2006), “Measuring Worker Flows,” *Applied Economics* 38(14), pp.1689-1695.
- Jondrow, J., I. Materov, K. Lovell, and P. Schmidt(1982), “On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier

- Production Function Model,” *Journal of Econometrics* 19(2/3), pp.233-238.
- Koenker, R.(2005), *Quantile Regression*, Cambridge University Press.
- Koenker, R. and G. Basset(1978), “Regression Quantiles,” *Econometrica* 46(1), pp.33-50.
- Kumbhakar, S. C., H.-J. Wang, and A. P. Horncastle(2015), “A Practitioner’s Guide to Stochastic Frontier Analysis Using Stata,” Cambridge University Press.
- Lane, J., D. Stevens, and S. Burgess(1996), “Worker and Job Flows,” *Economics Letters* 51(1), pp.109-113.
- Tattara, G. and M. Valentini(2004), “Job Flows, Worker Flows in Veneto Manufacturing. 1982-1996,” Dept. of Economics, University of Venice “Ca’Foscari,” Nota di lavoro 7.
- Whittaker, J., C. Whitehead, and M. Somers(2005), “The Neglog Transformation and Quantile Regression for the Analysis of a Large Credit Scoring Database,” *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)* 54(5), pp.863-878.
- Ycart, B., F. Pont, and J. Fournié(2013), “Checking False Discovery Rates on Pplots,” *InterStat* 005.

## [5] 한국 기업의 교육훈련 투자에 관한 종단적 연구

이 영 민\*

본 연구의 목적은 한국 기업의 교육훈련 투자가 어떻게 변화하고, 투자에 영향을 미치는 기업 특성은 무엇이며, 이러한 특성이 변화율에 미치는 영향을 파악하는 것이다. 연구대상은 사업체패널조사 기업 중 1,039개를 대상으로 분석을 실시하였고, 조사자료는 2013년, 2015년, 2017년 3개년 자료였다. 주요 종속변인은 기업의 총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 1인당 연평균 교육시간을 설정하였다. 분석방법으로는 시간의 흐름에 따라 기업의 교육훈련 투자 변화를 파악하기 위해 다층성장모형 분석을 실시하였다. 연구결과, 무조건성장모형 분석에서 3개년간 기업의 총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비 비율, 1인당 연평균 교육시간의 감소가 이루어졌다. 또한, 기업의 교육훈련 투자는 기업마다 차이가 있고, 초기값에도 차이가 있는 것으로 나타났다. 다만, 각 종속변수의 초기값과 변화율 간 상관관계에는 양적, 부적 상관을 보여서, 초기 교육훈련 투자 양상에 따라 변화율의 추이가 상이한 것으로 나타났다. 무조건 이차함수 성장모형 분석결과, 시간 흐름에 따라 변화율이 지속적으로 증감하는 것으로 나타났다. 조건성장모형 분석결과, 투입된 기업의 특성에 따라 순간 변화율에 영향이 달라지는 것으로 나타났다. 연구 제언에서는 연구결과에 따른 정책적 제안을 추가적으로 제시하였다.

**주요용어:** 교육훈련, 교육훈련 투자, 다층성장모형, 사업체패널

\* 숙명여자대학교 인적자원개발대학원 교수(ymlee@sookmyung.ac.kr)

## I. 들어가는 글

변화하는 글로벌 환경 속에서 기업은 산업 경쟁력을 확보하고, 생산성을 높이기 위해 경영혁신, 연구개발, 인수합병, 구조조정 등 다양한 활동을 전개하고 있다. 특히, 빠르게 변화하는 기술의 속도와 불확실한 경제 상황을 타개하기 위해, 근로자의 인적역량을 높이고, 숙련향상이 지속해서 이루어지는 교육훈련에 많은 관심을 두게 되었다. 전략적인 인사관리 관점에서 기업의 교육훈련은 개별 근로자의 역량을 극대화할 기회가 될 뿐만 아니라, 장기적인 경력개발을 통해 기업의 성과를 지속해서 높일 수 있는 기반이 될 수 있다. 근로자 개인 관점에서 기업의 교육훈련은 개인의 역량 강화와 숙련향상에 이바지할 뿐만 아니라, 노동시장에서의 가치를 높여서 장기근속과 임금상승에도 긍정적인 영향을 미칠 수 있다(김미란·김민경, 2008; Almeida, Behrman, & Robalino, 2012). 또한, 변화하는 기술혁신에 대응하여, 직무능력을 강화하면서 전직을 대비할 수 있는 유용한 수단이 될 수 있다(Inder, 2015).

한덕기(2009)의 연구에서는 중소기업의 교육훈련 투자가 직무수행성과 생산성 측면에서 유의미한 증가가 있는 것으로 나타났다. 노용진과 채창균(2009)의 연구에서도 기업의 근로자 1인당 교육훈련 투자가 1인당 매출액에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이인화와 이상직(2018)의 연구에 따르면, 기업의 교육훈련은 1인당 매출액에 영향을 미치나 1인당 순이익의 경우, 일부 효과에서만 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 나인강(2016)은 동태적 패널분석을 통해 기업의 교육훈련이 1인당 매출에 유의미한 영향을 미치는 것으로 분석하였다. 또한, 기업의 교육훈련은 단일연도를 기반으로 회귀분석할 때와 동태적 방법으로 분석했을 때 차이가 많다는 점을 제시하였다. 아울러, 기업교육과 관련된 연구동향에서도 기업의 교육훈련 투자 필요성이나 당위성에 관한 다양한 논의가 제시되고 있다(윤옥한,

2016; 채충일·김정환·한수정, 2017).

최근 기업의 교육훈련은 근로자의 자발적인 참여와 결정에 의한 자기주도적인 학습과 밀접하게 연관되어 있다. 정부에서도 일본, 프랑스, 싱가포르 등의 개인주도학습 지원방식과 유사한 국민내일배움카드 정책을 통해 근로자의 자기주도적인 학습의지에 기초한 평생 경력개발을 지원하고 있다(최영섭 외, 2018; 최영섭 외, 2017). 자기주도적인 학습을 장려한 이유에는 자기조절력과 통제력을 바탕으로 성인학습자가 스스로 학습의 계획과 통제권을 행사하도록 한 성인학습자의 특성도 있지만, 근로자의 학습권이라는 권리부여 차원에서 정책적으로 장려된 부분도 있다. 또한, 자기부담률을 통해 성인학습자의 자기규율적인 통제성을 높이거나 교육훈련비 지원 자체의 규모를 적절히 축소하여 개인주도학습의 부작용을 해소할 수 있다는 판단도 작용하고 있다.

성인학습자의 학습 의지와 능력에 기초한 개인학습 활성화 정책과 동향에도 불구하고, 여전히 기업 근로자의 교육훈련은 기업의 인사관리제도 및 투자 의지와 밀접한 관련을 맺고 있다. 즉, 기업의 교육훈련 투자와 교육훈련 참여 관심 등에 의해 기업의 교육훈련은 업종별, 기업 규모별, 수요별로 다르게 나타나고 있다. 고용보험기금의 고용안정과 직업능력개발 계정의 부담 주체가 기업이고, 투자의 최종 수혜자가 기업이라는 점에서 기업의 교육훈련은 여전히 사업주 중심으로 운영되고 있다. 또한, 정부의 근로자 교육훈련 정책의 일차적인 지원 대상도 사업주에게 초점을 맞추고 있다는 점에서 우리나라 기업의 교육훈련은 고용주 중심 모델에 근접해 있다.

그런데, 교육훈련의 기대수익 및 유인효과에도 불구하고, 시간과 비용을 기반으로 하는 기업의 교육훈련 투자는 여전히 저조한 상태이다(김안국, 2008). 기업이 교육훈련 투자에 소극적인 이유는 다양하다(Bartel, 2000). 첫째, 교육훈련 투자와 기대수익 간 괴리가 존재한다. 특히, 투자비와 비교할 때 기대수익을 과소평가하거나 간과하는 경향이 있다. 둘째, 장기간 근로자에 대한 교육훈련을 지원하기보다, 숙련된 인력을 채용하는 것이 노동비용 절감 측면에서도 효과적이라고 판단한다(강순희, 2010). 특히, 신규로

인력을 채용하여 교육훈련을 실시하는 것보다, 경력직 근로자를 채용하는 것이 시간과 비용 측면에서 보다 효율적일 수 있다. 셋째, 교육훈련의 전형적인 외부효과에 기인한다. 집중적인 교육훈련 투자 후, 해당 근로자가 다른 기업으로 이직하였을 경우, 이는 교육훈련 투자 실패로 귀결된다.

넷째, 교육훈련의 투자 순편익이 노동생산성 증가분보다 낮을 것으로 예상된다. 또한, 기업의 노동생산성 제고 측면에서 교육훈련은 매력적인 투자 수단으로 인식되고 있지 않다. 다섯째, 기업이 근로자의 자발적인 교육훈련 참여 의지와 동기를 높일 수 있는 인사제도가 적절하게 연계되어 있지 않기 때문이다. 교육훈련을 통해 숙련을 높이더라도, 기업의 성과평가와 보상시스템이 미비하거나 추가로 비용을 투입해야 하기 때문에 기업에 부담이 될 수 있다. 여섯째, 관측은 교육훈련기관에 관한 정보도 부족하고, 기업 특성에 맞는 상담을 받을 기회도 제한되어 있어서 교육훈련 투자에 소극적일 수 있다. 또한, 기업 내부의 교육훈련 전담부서나 전문인력도 부재하거나 역량이 낮아서 교육훈련 자체가 시행되기 어려운 여건도 있다. 일곱째, 교육훈련 투자에 대한 정부의 환급 지원절차나 행정처리 자체가 복잡하여 정부의 지원을 통한 교육훈련 참여 가능성에도 제한이 많다.

이처럼, 교육훈련에 대한 기업의 회의적인 시각을 전환하고, 기업의 자발적인 참여와 투자 의지를 회복하기 위해 다양한 연구들이 이루어져 왔다(김안국, 2008; 이영민·임정연, 2012). 기업의 교육훈련 투자가 1인당 매출액이나 순이익과 같은 재무성과 창출에 영향을 미치는지를 규명하거나, 생산성 제고를 통해 기업 수익성을 높이는 데 이바지하고 다시 이를 통해 교육훈련에 투자하는 선순환적인 분석에 초점을 두고 연구를 진행하거나, 기업 교육훈련 투자에 영향을 미치는 요인들을 탐색한 연구들이 이루어졌다(강창희·유경준, 2009). 또한, 기존 교육훈련 투자를 효율화할 방안을 모색하거나 교육훈련 투자 정도와 수준에 따라 기업의 성과가 변화하는지 실증적인 분석들을 통해 규명하기도 하였다.

아울러, 기업 규모, 업종, 숙련 분야, 교육훈련부서 유무(강순희 외, 2002; 한창선, 2014) 등에 따라 기업 교육훈련의 성과가 달라질 수도 있다

는 점도 제시되었다. 조준모·박성재(2008)의 연구에 따르면, 사업장 규모나 총자산 규모에 따라 기업의 교육훈련비 투자 비율은 달라지고, 비정규직 비율이나 무노조 기업 여부에 따라 교육훈련비 투자의 규모나 방식이 달라지는 것으로 나타났다. 기업의 교육훈련 투자에 관한 다양한 연구들을 종합해 보면, 기업의 교육훈련은 기업의 성과 창출에 이바지하고 있고, 장기적인 투자가 수반될 경우, 기업 경쟁력과 혁신에 크게 이바지할 수 있는 것으로 나타났다. 한창선(2014)의 연구에서는 일자리의 특성이나 근무환경에 따라 근로자의 교육훈련 참여가 매우 달라지는 것으로 나타났다. 또한, 반가운(2013)의 연구에서는 중소기업의 경우 교육역량 부족에 의해 교육훈련 참여나 투자가 부족한 것으로 나타났다.

기업의 교육훈련에 관한 다양한 선행연구들에도 불구하고, 기존 연구들에 대한 한계점도 제시되었다. 대표적인 문제점으로는 기업의 교육훈련 투자에 대한 성과를 횡단적으로 분석하여, 어떠한 양상으로 어떠한 변화가 나타났는지를 파악하기 어렵다는 점을 지적할 수 있다. 기존에 이루어진 일부 연구에서는 반복측정 분석, 잠재성장모형, 시계열 분석 등을 통해 이러한 변화를 포착하고자 하였다(예, 김종관·배상립, 2006). 그러나, 이러한 연구들에서도 투자 성과에 영향을 미치는 변인들의 위계를 분리하지 않고 선형적으로 분석하여, 단층분석에서 나타날 수 있는 생태학적 오류를 해소하지 못하였고, 내생성 문제도 그대로 남아 있는 한계가 나타났다. 또한, 기업의 교육훈련 투자를 교육훈련비로만 환원하여 분석함으로써, 노동비용에서 차지하는 비중이나 근로시간에 비례한 투자 시간 등에 대해서는 주목하지 않았다(나호수 외, 2018).

이러한 문제의식에 기초하여, 기존 연구들의 한계를 극복하고자 본 연구에서는 다층성장모형을 활용하여 분석하였다. 다층성장모형(multilevel growth model)은 측정값들의 변화율을 추정하고, 이러한 변화율에 나타나는 개인차를 설명할 수 있다(강상진, 2016; 손성철·정범구·주지훈, 2013). 또한, 개인과 집단의 차이를 동시에 측정하여 하나의 모형으로 통합하여 제공한다는 점에서 변화 추이를 파악하는 데 적절한 정보를 제공할 수 있다.

본 연구에서는 기업의 교육훈련 투자의 변화를 추정하고, 그러한 변화가 나타나는 이유를 종단적으로 설명하기 위해 다층성장모형을 적용하여 분석하였다. 연구목적은 기업의 교육훈련 투자(총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 근로자 1인당 연평균 교육시간)는 어떻게 변화하는지와, 이러한 변화에 영향을 미치는 요인들을 규명하는 것이다.

## II. 연구방법

### 1. 연구대상

본 연구의 대상은 업종, 규모에 무관하게 한국에서 사업을 운영하는 사업체를 연구대상으로 설정하였다. 이를 위해 본 연구에서는 한국노동연구원의 사업체패널조사(Workplace Panel Survey)에 참여한 사업체 중 2013년, 2015년, 2017년 조사에 모두 참여한 사업체를 연구대상으로 설정하였다. 최근의 경향성을 살피기 위해 최근의 3개년도 조사인 2013~2017년도 조사 참여 여부를 기준으로 분석대상을 선정하여 총 1,039개의 기업을 대상으로 설정하였다. 연구대상 기업의 평균 업력은 31.06년, 평균 근로자 수는 315명이다. 이 외 훈련과 관련된 변인은 37.2%의 기업이 교육훈련 전담부서를

〈표 5-1〉 연구대상 기술통계

구분	평균	표준편차
업력	31.06	15.337
근로자 수	315.48	653.774
정규직 근로자 비율	91.97	.178
남성 근로자 비율	72.21	.237
중장년근로자 비율	17.96	.202
1인당 매출액(로그)	8.69	.732
1인당 순수익(로그)	7.31	.990
고용보험 훈련비 환급비율	17.99	26.922



〈표 5-1〉의 계속

구분		빈도	%	구분		빈도	%
2016 정년연장 적용 여부	아니오	759	73.1	교육훈련 전담부서 유무	아니오	653	62.8
	예	280	26.9		예	386	37.2
제조업 여부	아니오	578	55.6	교육훈련 사전계획 여부	아니오	502	48.3
	예	461	44.4		예	537	51.7
노조 유무	아니오	625	60.2	퇴직자 전직 지원 실시 여부	아니오	1004	96.6
	예	414	39.8		예	35	3.4
정년제 유무	아니오	184	17.7	경력계획 수립 여부	아니오	970	93.4
	예	855	82.3		예	69	6.6
임금피크제 도입 여부	아니오	729	70.2	직무분석 시행 여부	아니오	202	19.4
	예	310	29.8		예	837	80.6
전체		1,039	100.0	전체		1,039	100.0

운영하며, 51.7%의 기업이 교육훈련을 사전에 계획하는 것으로 나타났다.

## 2. 분석자료

본 연구는 한국노동연구원의 사업체패널조사를 활용하였다. 사업체패널 조사는 우리나라 노동수요, 고용구조, 기업의 인적자원 관리체계, 노사관계 실태 등을 파악하여 기업의 노동수요, 인적자원관리 실태를 점검하고 인적자원개발 정책의 효과성을 높이기 위해 사업체를 단위로 실시하는 종단조사이다. 사업체패널조사는 격년으로 실시하는 조사로서 2005년 WPS2005가 처음으로 시행된 이후 가장 최근 자료는 2017년 조사된 WPS 7차 자료이다. 본 연구는 연구의 시의성을 확보하기 위해 최근 3개년도 조사 자료인 WPS2013~2017 자료를 활용하였다.

본 연구는 기업의 교육훈련 투자 경향을 탐색하기 위해 종속 변인으로 기업의 총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 1인당 연평균 교육시간을 설정하였다. 또한, 선행연구들을 바탕으로 종속 변인에 영향을 미칠 수 있는 기업의 특성으로 업력, 정년연장(2016년) 적용 여부, 전체 근로자 수, 정규직 근로자 비율, 남성 근로자 비율, 중장년근로자 비율, 업종(제조업 여부), 1인당 매출액(로그), 1인당 순수익(로그), 유노조 여부, 정년제도 유무,

임금피크제 도입 여부, 교육훈련 전담부서 유무, 교육훈련 사전계획 여부, 고용보험 훈련비 환급비율, 퇴직자 전직 지원 실시 여부, 경력계획 수립 여부, 직무분석 시행 여부를 설정하였다.

### 3. 분석방법

본 연구는 시간의 흐름에 따라 기업의 교육훈련 투자 변화를 파악하고 이에 영향을 미치는 요인을 파악하기 위하여 다층성장모형을 활용하였다. 다층성장모형은 종단자료의 종속 변인 변화에 개체 간 차이를 반영할 수 있는 장점이 있어, 시간의 개체 내 배속성을 고려할 수 있다(Gelman & Hill, 2007; Heck, Thomas, & Tabata, 2014). 또한, 다층모형은 자료수집의 불규칙성을 보완할 수 있는 장점이 있다(Helson, Jones, & Kwan, 2002; Osgood & Smith, 1995). 다층성장모형을 활용한 분석은 무조건성장모형을 검증하고 이의 무선효과가 유의할 시 조건성장모형을 구성하고 독립변인을 추가하여 분석한다. 본 연구에서는 기업의 훈련투자에 대한 종속변인으로 총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 1인당 연평균 교육시간을 설정하였다.

무조건성장모형은 종속 변인이 시간의 흐름에 따라 선형, 비선형으로 변화하는 양상을 파악하기 위해 일차함수 무조건성장모형과 이차함수 무조건성장모형을 탐색하였다. 일차함수 무조건성장모형은 아래와 같다. 일차함수 무조건성장모형의 1수준 종속 변인인  $Y_{ti}$ 는 t시점에서 개별 사업체 i의 총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 1인당 연평균 교육시간을 나타낸다. e는 t시점에서 개별 사업체 i가 지나는 오차를 의미한다. YEAR는 종속 변인이 측정된 시간 변인을 의미하는 것으로 본 연구에서는 다층성장모형에서 일반적으로 초기시점을 0으로 설정하는 것에 착안하여(김세형, 2016), 2013년 측정을 0, 2015년을 1, 2017년을 3으로 설정하였다. 이에  $\pi_{0i}$ 는 2013년 측정한 초기값을 의미한다.

2수준의  $\beta_{00}$ 는 사업체별 총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 1인

당 연평균 교육시간 초기값의 전체 평균,  $\beta_{10}$ 은 사업체별 총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 1인당 연평균 교육시간 변화율의 전체 평균으로 고정효과(fixed effect)이다.  $\gamma_{0i}$ 는 기업체  $i$ 의 총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 1인당 연평균 교육시간 초기값이 평균으로부터 벗어난 정도,  $\gamma_{1i}$ 는 기업체  $i$ 의 총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 1인당 연평균 교육시간 변화율이 평균에서 벗어난 정도로, 무선효과(random effect)를 의미한다. 무선효과가 통계적으로 유의하면 기업 간 차이를 나타내는 독립 변인을 추가하여 기업 간 차를 설명할 수 있다(김세형, 2016).

분산-공분산 행렬  $T$ 는 성장선의 기업차 규모, 전체 성장선의 분포양상을 나타낸다.  $\tau_{00}$ 는 종속 변인의 초기값 분산,  $\tau_{11}$ 은 변화율의 분산을 나타내며,  $\tau_{01}$ 과  $\tau_{10}$ 은 초기값, 변화율의 공분산을 의미하여  $\tau_{10}$ 이 +인 경우 총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 1인당 연평균 교육시간이 많은 사업체가 시간이 흐름에 따라 총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 1인당 연평균 교육시간이 더 큰 폭으로 변화함을 의미한다.

### 1수준(시간)

$$Y_{ti} = \pi_{0i} + \pi_{1i}YEAR_i + e_{ti}$$

### 2수준(기업)

$$\begin{aligned} \pi_{0i} &= \beta_{00} + \gamma_{0i} \\ \pi_{1i} &= \beta_{10} + \gamma_{1i} \end{aligned} \quad T = \begin{vmatrix} \tau_{00} & \tau_{01} \\ \tau_{10} & \tau_{11} \end{vmatrix}$$

한편, 종속 변인의 변화량이 모든 시점에서 같다는 것을 가정하는 일차함수 무조건모형과 달리, 시간이 변함에 따라 각 시점 사이의 변화는 다를 수 있어 곡선모형을 고려하는 것이 필요하다(Raudenbush et al., 2001). 이에 따른 이차함수 무조건모형은 다음과 같다. 이차함수 무조건모형은 일차함수 무조건모형과 유사하나, 시간의 제곱항을 추가하였다는 차이가 있다. 이차함수 무조건모형에서  $\pi_{0i}$ 는 시점이 0일 때 총 교육훈련비, 노동비용 대비

교육훈련비, 1인당 연평균 교육시간,  $\pi_{1i}$ 은 시간이 0일 때 순간 변화율,  $\pi_{2i}$ 은 변화율의 가속, 감속변화율이다.  $\beta_{20}$ 은 시점에 따른 변화율의 전체 평균이다. 분산-공분산 행렬  $T$ 에서  $\tau_{22}$ 는 총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 1인당 연평균 교육시간 성장선이 이차함수를 나타낼 때, 이차항의 계수 개인차를 나타내며,  $\tau_{20}=\tau_{02}$ 는 총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 1인당 연평균 교육시간이 시간이 지남에 따라 유의한 가속적 변화가 있는가를 나타낸다.

### 1수준(시간)

$$Y_{ti} = \pi_{0i} + \pi_{1i} YEAR_i + \pi_{2i} (YEAR_i)^2 + e_{ti}$$

### 2수준(기업)

$$\begin{aligned} \pi_{0i} &= \beta_{00} + \gamma_{0i} \\ \pi_{1i} &= \beta_{10} + \gamma_{1i} \\ \pi_{2i} &= \beta_{20} + \gamma_{2i} \end{aligned} \quad T = \begin{vmatrix} \tau_{00} & \tau_{01} & \tau_{02} \\ \tau_{10} & \tau_{11} & \tau_{12} \\ \tau_{20} & \tau_{21} & \tau_{22} \end{vmatrix}$$

일차 및 이차함수 무조건성장모형에서 무선효과가 유의한 경우, 사업체 간 차이를 나타내는 독립변인을 추가하여 조건성장모형(conditional growth model)을 분석한다(강상진, 2016). 사업체 간 차이를 나타내는 독립 변인들은 기업의 특성을 나타내는 변인들로, 기업 특성을 나타내는 요인이 총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 1인당 연평균 교육시간에 어떠한 영향을 미치는지를 검증하기 위한 것이다. 이차함수모형에서는 선형 기울기 계수와 이차함수 기울기 계수를 토대로 기업의 투자 변화를 예측하게 된다. 이차함수 기울기 추정은 시간을 제공하여 센터링하였다. 차이를 위한 조건성장모형은 다음과 같다.

### 1수준(시간)

$$Y_{ti} = \pi_{0i} + \pi_{1i} YEAR_i + \pi_{2i} (YEAR_i)^2 + e_{ti}$$

2수준(개인)

$$\begin{aligned}\pi_{0i} &= \beta_{00} + \sum_{q=1}^k \beta_{0qi} + \gamma_{0i} \\ \pi_{1i} &= \beta_{10} + \sum_{q=1}^k \beta_{1qi} + \gamma_{1i} \\ \pi_{2i} &= \beta_{20} + \sum_{q=1}^k \beta_{2qi} + \gamma_{2i}\end{aligned}$$

### III. 연구결과

#### 1. 기술통계 분석결과

<표 5-2>는 본 연구에서 활용한 종속 변인들의 기술통계치이다. 종속 변인 중 총 교육훈련비의 평균은 증가하였다가 감소하는 모습을 보이며, 노동비용 대비 교육훈련비 비율, 1인당 연평균 교육시간은 시간이 흐름에 따라 감소하는 것으로 나타났다.

<표 5-2> 종속 변인 기술통계

구분	평균	표준편차
총 교육훈련비(로그) 1	10,664	2,462
총 교육훈련비(로그) 2	11,321	2,038
총 교육훈련비(로그) 3	11,138	2,235
노동비용 대비 교육훈련비 비율 1	1,374	5,988
노동비용 대비 교육훈련비 비율 2	1,318	2,827
노동비용 대비 교육훈련비 비율 3	0,914	1,997
1인당 연평균 교육시간 1	24,955	40,176
1인당 연평균 교육시간 2	21,021	20,410
1인당 연평균 교육시간 3	19,933	26,143

## 2. 총 교육훈련비 분석결과

### 가. 무조건 일차함수 성장모형

기업의 총 교육훈련비 투자 변화를 확인하기 위해 무조건 일차함수 모형을 분석하였으며, 그 결과는 <표 5-3>과 같다. 로그값으로 계산한 총 교육훈련비의 초기값( $\beta_{00}$ )은 11.406으로 통계적으로 유의하였다. 총 교육훈련비의 평균 변화율( $\beta_{10}$ )은 -0.073으로 통계적으로 유의하여 기업의 총 교육훈련비 투자가 감소하는 것으로 나타났다. 기업들의 총 교육훈련비 초기값의 분산( $\tau_{00}$ )은 3.668로 통계적으로 유의하며, 기업별 변화율 분산( $\tau_{11}$ ) 또한,  $p < .001$  수준에서 유의하여 기업의 총 교육훈련비는 기업마다 통계적으로 유의한 차이가 있었다. 초기값과 변화율 간 상관관계수( $\tau_{10}$ )는 크기는 작으나 양적 상관을 보였는데, 이는 초기 총 교육훈련비가 많은 기업이 시간이 지남에 따라 교육훈련비가 증가할 수 있다는 것을 의미한다.

<표 5-3> 총 교육훈련비 변화의 일차함수모형

구분		계수/분산	표준오차
고정효과	$\beta_{00}$	11.406***	0.110
	$\beta_{10}$	-0.073*	0.066
무선효과	$\tau_{00}$	3.668***	1.915
	$\tau_{11}$	0.669***	0.818
상관계수	$\tau_{10}$	0.009	

주: \*  $p < .1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

### 나. 무조건 이차함수 성장모형

기업의 총 교육훈련비 투자가 시간에 따라 비선형으로 변화하는지를 검증하기 위해 무조건 이차함수모형을 적용하였다. 기업의 총 교육훈련비 평균 초기값( $\beta_{00}$ )은 11.397, 평균 변화율( $\beta_{10}$ )은 0.340이며 모두 통계적으로 유의하였다. 총 교육훈련비가 시간이 지남에 따라 가속적으로 증감하는지를 나타내는 평균 변화율( $\beta_{20}$ )은 -0.205로  $p < .05$  수준에서 유의하였다. 기업

<표 5-4> 총 교육훈련비 변화의 이차함수모형

구분		계수/분산	표준오차
고정효과	$\beta_{00}$	11.397***	0.110
	$\beta_{10}$	0.340*	0.216
	$\beta_{20}$	-0.205*	0.087
무선효과	$\tau_{00}$	3.906***	1.976
	$\tau_{11}$	7.160***	2.676
	$\tau_{22}$	0.736***	0.858
상관계수	$\tau_{10}$	0.047	
	$\tau_{20}$	-0.067	
	$\tau_{21}$	-0.999	

주: \*  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

의 총 교육훈련비 초기값 분산( $\tau_{00}$ )은 3.906, 기업별 일차 변화율의 분산( $\tau_{11}$ )은 7.160, 기업별 이차 변화율의 분산( $\tau_{22}$ )은 0.736으로 모두 통계적으로 유의하였다. 시간이 흐름에 따라 총 교육훈련비 투자가 기업에 따라 차이가 있었다. 고정효과로 추정한 이차함수 식은  $y = -0.205x^2 + 0.340x + 11.397$ 이다.

## 다. 조건성장모형

기업의 총 교육훈련비 투자 변화에 기업의 특성이 미치는 영향을 파악하기 위해 무조건 이차함수 모형에 변인을 투입한 조건성장모형을 적용하였다. 1수준 모형과 2수준  $\pi_{0i}$  모형은 기본 조건성장모형과 동일하지만, 2수준 모형의  $\pi_{1i}$ 과  $\pi_{2i}$  공식에는 초기값( $\pi_{0i}$ )을 독립변인으로 포함하여 통제하였다.  $\pi_{1i}$ 는 초기 상태에서 순간 변화율을 의미하고,  $\pi_{2i}$ 는 기울기가 가속 혹은 감속되는지를 의미한다. 조건 성장모형은 유의한 무조건성장모형에 기업 특성 변인을 투입한 것으로, 결과는 <표 5-5>와 같다. 투입된 기업의 특성들은 총 교육훈련비의 순간 기울기(순간 변화율)에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 기업 특성 변인 중 제조업 여부( $\beta_{27}=0.349$ ,  $p<0.05$ )가 총 교육훈련비 가감속 변화율에 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 제조업 기업이 비제조업 기업보다 총 교육훈련비가 증가하다가 시간이 지날수록 감소폭이 커지는 것을 알 수 있다.

〈표 5-5〉 총 교육훈련비 변화율에 대한 기업 특성의 효과

구분	계수	S.E.
For YEAR slope 절편, $\beta_{10}$	0.3505	0.2097 <sup>*</sup>
업력, $\beta_{11}$	0.0002	0.0200
2016 정년연장 적용여부, $\beta_{12}$	0.1963	0.4823
근로자 수, $\beta_{13}$	-0.0001	0.0003
정규직 비율, $\beta_{14}$	-0.1435	1.4080
남성 비율, $\beta_{15}$	0.3974	1.0626
중장년 비율, $\beta_{16}$	-0.7740	1.3885
제조업 여부, $\beta_{17}$	-0.6262	0.4309
1인당 매출액, $\beta_{18}$	-0.5945	0.5093
1인당 순이익, $\beta_{19}$	0.3903	0.3968
노조 여부, $\beta_{110}$	-0.4465	0.4831
정년제 유무, $\beta_{111}$	0.0937	0.7340
임금피크제 도입 여부, $\beta_{112}$	0.3833	0.4721
교육훈련 전담부서 여부, $\beta_{113}$	-0.1254	0.4042
교육훈련 사전계획 여부, $\beta_{114}$	0.4518	0.4674
고용보험 훈련비 환급비율, $\beta_{115}$	-0.1109	0.9173
퇴직자 전직 지원 실시 여부, $\beta_{116}$	0.4976	1.0361
경력계획 수립 여부, $\beta_{117}$	-0.2971	0.8575
직무분석 시행 여부, $\beta_{118}$	0.2428	0.5990
For YEAR <sup>2</sup> slope 절편, $\beta_{20}$	-0.2095	0.0860 <sup>*</sup>
업력, $\beta_{21}$	0.0009	0.0078
2016 정년연장 적용여부, $\beta_{22}$	-0.0699	0.2020
근로자 수, $\beta_{23}$	0.0000	0.0001
정규직 비율, $\beta_{24}$	0.0076	0.6817
남성 비율, $\beta_{25}$	-0.0884	0.4240
중장년 비율, $\beta_{26}$	0.1612	0.5971
제조업 여부, $\beta_{27}$	0.3490	0.1734 <sup>*</sup>
1인당 매출액, $\beta_{28}$	0.1949	0.2059
1인당 순이익, $\beta_{29}$	-0.1637	0.1591
노조 여부, $\beta_{210}$	0.2725	0.1948
정년제 유무, $\beta_{211}$	-0.1911	0.2821
임금피크제 도입 여부, $\beta_{212}$	-0.1309	0.1893
교육훈련 전담부서 여부, $\beta_{213}$	0.0365	0.1667
교육훈련 사전계획 여부, $\beta_{214}$	-0.1401	0.1974
고용보험 훈련비 환급비율, $\beta_{215}$	-0.1287	0.3619
퇴직자 전직 지원 실시 여부, $\beta_{216}$	-0.0666	0.3974
경력계획 수립 여부, $\beta_{217}$	0.2288	0.3150
직무분석 시행 여부, $\beta_{218}$	-0.1403	0.2390

주: <sup>\*</sup>  $P < .1$ ,  $*$   $p < 0.05$ ,  $**$   $p < 0.01$ ,  $***$   $p < 0.001$ .



### 3. 노동비용 대비 교육훈련비 분석결과

#### 가. 무조건 일차함수 성장모형

기업의 노동비용 대비 교육훈련비 투자 변화를 확인하기 위해 무조건 일차함수 모형을 분석하였으며, 그 결과는 <표 5-6>과 같다. 로그값으로 계산한 노동비용 대비 교육훈련비의 초기값( $\beta_{00}$ )은 1.555로 통계적으로 유의하였다. 노동비용 대비 교육훈련비의 평균 변화율( $\beta_{10}$ )은 -0.191로 통계적으로 유의하여 기업의 노동비용 대비 교육훈련비가 감소하고 있었다. 기업들의 노동비용 대비 교육훈련비 초기값의 분산( $\tau_{00}$ )은 53.627로 통계적으로 유의하며, 기업별 변화율 분산( $\tau_{11}$ ) 또한  $p < .001$  수준에서 유의하여 기업의 노동비용 대비 교육훈련비는 기업마다 통계적으로 유의한 차이가 있었다. 초기값과 변화율 간 상관관계수( $\tau_{10}$ )는 부적 상관을 보이는데, 이는 초기 노동비용 대비 교육훈련비가 많은 기업이 시간이 지남에 따라 노동비용 대비 교육훈련비가 감소한다는 것을 의미한다.

<표 5-6> 노동비용 대비 교육훈련비 변화의 일차함수모형

구분		계수/분산	표준오차
고정효과	$\beta_{00}$	1.555***	0.401
	$\beta_{10}$	-0.191*	0.086
무선효과	$\tau_{00}$	53.627***	7.323
	$\tau_{11}$	0.004*	0.060
상관관계수	$\tau_{10}$	-0.063	

주: \*  $p < .1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

#### 나. 무조건 이차함수 성장모형

기업의 노동비용 대비 교육훈련비 투자가 시간에 따라 비선형으로 변화하는지를 검증하기 위해 무조건 이차함수모형을 적용하였다. 기업의 노동비용 대비 교육훈련비 평균 초기값( $\beta_{00}$ )은 1.561, 평균 변화율( $\beta_{10}$ )은 0.443이며 모두 통계적으로 유의하였다. 노동비용 대비 교육훈련비가 시간이 지

〈표 5-7〉 노동비용 대비 교육훈련비 변화의 이차함수모형

구분		계수/분산	표준오차
고정효과	$\beta_{00}$	1.561***	0.4101
	$\beta_{10}$	0.443*	0.5378
	$\beta_{20}$	-0.327*	0.2592
무선효과	$\tau_{00}$	57.250***	7.566
	$\tau_{11}$	65.851***	8.115
	$\tau_{22}$	15.546***	3.943
상관계수	$\tau_{10}$	0.826	
	$\tau_{20}$	-0.882	
	$\tau_{21}$	-0.994	

주: \*  $P < .1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

남에 따라 가속적으로 증감하는지를 나타내는 평균 변화율( $\beta_{20}$ )은 -0.327로 통계적으로 유의하였다. 기업의 노동비용 대비 교육훈련비 초기값 분산( $\tau_{00}$ )은 57.250, 기업별 일차 변화율의 분산( $\tau_{11}$ )은 65.851, 기업별 이차 변화율의 분산( $\tau_{22}$ )은 15.546으로 모두 통계적으로 유의하였다. 이는 시간이 흐름에 따라 노동비용 대비 교육훈련비가 기업에 따라 차이가 있었다. 이때, 고정효과로 추정된 이차함수 식은  $y = -0.327x^2 + 0.443x + 1.561$ 이다.

## 다. 조건성장모형

기업의 노동비용 대비 교육훈련비 투자 변화에 기업의 특성이 미치는 영향을 파악하기 위해 무조건 이차함수 모형에 변인을 투입한 조건성장모형을 적용하여 분석하였다. 결과는 <표 5-8>과 같다. 투입된 기업의 특성 중 노동비용 대비 교육훈련비의 순간 기울기(순간 변화율)에 영향을 미치는 변인은 정년제 유무( $\beta_{111}=1.700$ ,  $p < .1$ ), 퇴직자 전직 지원 실시 여부( $\beta_{116}=5.879$ ,  $p < .05$ )로, 정년제 시행과 퇴직자 전직 지원 시행이 노동비용 대비 교육훈련비를 유의하게 증가시키는 것을 알 수 있다. 노동비용 대비 교육훈련비 가감속 변화율에 유의한 영향을 미치는 것은 업력( $\beta_{21}=0.037$ ,  $p < .1$ ), 제조업 여부( $\beta_{27}=1.042$ ,  $p < .1$ ), 정년제 유무( $\beta_{211}=-0.894$ ,  $p < .05$ ), 퇴직자 전직 지원 실시 여부( $\beta_{216}=-2.352$ ,  $p < .1$ )이다. 업력, 제조업 여부는 노

〈표 5-8〉 노동비용 대비 교육훈련비 변화율에 대한 기업 특성의 효과

구분	계수	S.E.
For YEAR slope 절편, $\beta_{10}$	0.434	0.477
업력, $\beta_{11}$	-0.076	0.046
2016 정년연장 적용여부, $\beta_{12}$	1.497	1.531
근로자 수, $\beta_{13}$	0.000	0.001
정규직 비율, $\beta_{14}$	3.383	2.590
남성 비율, $\beta_{15}$	0.486	3.093
중장년 비율, $\beta_{16}$	3.631	2.662
제조업 여부, $\beta_{17}$	-1.776	1.137
1인당 매출액, $\beta_{18}$	0.047	0.869
1인당 순이익, $\beta_{19}$	-1.186	0.838
노조 여부, $\beta_{110}$	-0.449	1.180
정년제 유무, $\beta_{111}$	1.700	0.911 <sup>†</sup>
임금피크제 도입 여부, $\beta_{112}$	1.736	1.304
교육훈련 전담부서 여부, $\beta_{113}$	-0.332	1.027
교육훈련 사전계획 여부, $\beta_{114}$	0.006	0.664
고용보험 훈련비 환급비율, $\beta_{115}$	1.096	1.801
퇴직자 전직 지원 실시 여부, $\beta_{116}$	5.879	2.955*
경력계획 수립 여부, $\beta_{117}$	0.085	1.424
직무분석 시행 여부, $\beta_{118}$	0.017	0.923
For YEAR <sup>2</sup> slope 절편, $\beta_{20}$	-0.331	0.233
업력, $\beta_{21}$	0.037	0.021 <sup>†</sup>
2016 정년연장 적용여부, $\beta_{22}$	-0.662	0.783
근로자 수, $\beta_{23}$	0.000	0.000
정규직 비율, $\beta_{24}$	-1.607	1.311
남성 비율, $\beta_{25}$	-0.459	1.476
중장년 비율, $\beta_{26}$	-1.757	1.307
제조업 여부, $\beta_{27}$	1.042	0.576 <sup>†</sup>
1인당 매출액, $\beta_{28}$	-0.113	0.395
1인당 순이익, $\beta_{29}$	0.608	0.390
노조 여부, $\beta_{210}$	0.401	0.594
정년제 유무, $\beta_{211}$	-0.894	0.433*
임금피크제 도입 여부, $\beta_{212}$	-0.931	0.644
교육훈련 전담부서 여부, $\beta_{213}$	0.162	0.522
교육훈련 사전계획 여부, $\beta_{214}$	-0.105	0.320
고용보험 훈련비 환급비율, $\beta_{215}$	-0.755	0.915
퇴직자 전직 지원 실시 여부, $\beta_{216}$	-2.352	1.331 <sup>†</sup>
경력계획 수립 여부, $\beta_{217}$	-0.046	0.666
직무분석 시행 여부, $\beta_{218}$	-0.034	0.500

주: <sup>†</sup> P<.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001.

동비용 대비 교육훈련비 변화의 가감폭을 증가하며, 정년제 유무, 퇴직자 전직 지원 실시 여부는 노동비용 대비 교육훈련비 변화의 가감폭을 통계적으로 유의하게 완충하는 것으로 나타났다.

#### 4. 1인당 연평균 교육시간 분석결과

##### 가. 무조건 일차함수 성장모형

기업의 1인당 연평균 교육시간 투자를 확인하기 위해 무조건 일차함수 모형을 분석하였으며, 그 결과는 <표 5-9>와 같다. 로그값으로 계산한 1인당 연평균 교육시간의 초기값( $\beta_{00}$ )은 23.520으로 통계적으로 유의하였다. 1인당 연평균 교육시간의 평균 변화율( $\beta_{10}$ )은 -2.957로 통계적으로 유의하여 1인당 연평균 교육시간이 감소하고 있었다. 기업들의 1인당 연평균 교육시간 초기값의 분산( $\tau_{00}$ )은 287.853으로 통계적으로 유의하며, 기업별 변화율 분산( $\tau_{11}$ ) 또한  $p < .001$  수준에서 유의하여 1인당 연평균 교육시간은 기업마다 통계적으로 유의한 차이가 있었다. 초기값과 변화율 간 상관계수( $\tau_{10}$ )는 양적 상관을 보이는데, 이는 초기 1인당 연평균 교육시간이 많은 기업이 시간이 지남에 따라 1인당 연평균 교육시간이 증가하는 것으로 나타났다.

<표 5-9> 1인당 연평균 교육시간 변화의 일차함수모형

구분		계수/분산	표준오차
고정효과	$\beta_{00}$	23.520***	1.151
	$\beta_{10}$	-2.957**	1.135
무선효과	$\tau_{00}$	287.853***	16.966
	$\tau_{11}$	173.155***	13.159
상관계수	$\tau_{10}$	0.101	

주: \*  $P < .1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

##### 나. 무조건 이차함수 성장모형

기업의 1인당 연평균 교육시간이 시간에 따라 비선형으로 변화하는지를

검증하기 위해 무조건 이차함수모형을 적용하였다. 1인당 연평균 교육시간 평균 초기값( $\beta_{00}$ )은 23.559, 평균 변화율( $\beta_{10}$ )은 -6.539이며 모두 통계적으로 유의하였다. 1인당 연평균 교육시간이 시간이 지남에 따라 가속적으로 증감하는지를 나타내는 평균 변화율( $\beta_{20}$ )은 1.805로 통계적으로 유의하였다. 기업의 1인당 연평균 교육시간 초기값 분산( $\tau_{00}$ )은 339.368, 기업별 일차 변화율의 분산( $\tau_{11}$ )은 931.076, 기업별 이차 변화율의 분산( $\tau_{22}$ )은 128.348로 모두 통계적으로 유의하였다. 이는 시간이 흐름에 따라 1인당 연평균 교육시간이 기업에 따라 차이가 있었다. 이때, 고정효과로 추정된 이차함수 식은  $y = 1.805x^2 - 6.539x + 23.559$ 이다.

〈표 5-10〉 1인당 연평균 교육시간 변화의 이차함수모형

구분		계수/분산	표준오차
고정효과	$\beta_{00}$	23.559***	1.169
	$\beta_{10}$	-6.539 <sup>†</sup>	3.389
	$\beta_{20}$	1.805 <sup>†</sup>	1.521
무선효과	$\tau_{00}$	339.368***	18,422
	$\tau_{11}$	931.076**	30,514
	$\tau_{22}$	128.348*	11,329
상관계수	$\tau_{10}$	-0.662	
	$\tau_{20}$	0.926	
	$\tau_{21}$	-0.886	

주: <sup>†</sup>  $P < .1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ .

## 다. 조건성장모형

기업의 1인당 연평균 교육시간 변화에 기업의 특성이 미치는 영향을 파악하기 위해 무조건 이차함수 모형에 변인을 투입한 조건성장모형을 적용하여 분석하였다. 결과는 <표 5-11>과 같다. 투입된 기업의 특성 중 1인당 연평균 교육시간의 순간 기울기(순간 변화율)에 영향을 미치는 변인은 남성 근로자 비율( $\beta_{15} = -30.858$ ,  $p < .1$ ), 1인당 매출액( $\beta_{18} = 13.581$ ,  $p < .05$ ), 1인당 순이익( $\beta_{19} = -11.061$ ,  $p < .05$ ), 임금피크제 도입 여부( $\beta_{112} = -13.097$ ,  $p < .1$ )이

〈표 5-11〉 1인당 연평균 교육시간 변화율에 대한 기업 특성의 효과

구분	계수	S.E.
For YEAR slope 절편, $\beta_{10}$	-6.507	3.246*
업력, $\beta_{11}$	0.239	0.283
2016 정년연장 적용여부, $\beta_{12}$	-7.232	8.547
근로자 수, $\beta_{13}$	-0.000	0.002
정규직 비율, $\beta_{14}$	6.709	19.740
남성 비율, $\beta_{15}$	-30.858	17.792 <sup>†</sup>
중장년 비율, $\beta_{16}$	-4.673	20.781
제조업 여부, $\beta_{17}$	0.873	7.144
1인당 매출액, $\beta_{18}$	13.581	6.114*
1인당 순이익, $\beta_{19}$	-11.061	4.323*
노조 여부, $\beta_{110}$	-8.412	8.488
정년제 유무, $\beta_{111}$	8.353	12.904
임금피크제 도입 여부, $\beta_{112}$	-13.097	6.745 <sup>†</sup>
교육훈련 전담부서 여부, $\beta_{113}$	2.356	7.541
교육훈련 사전계획 여부, $\beta_{114}$	1.031	10.117
고용보험 훈련비 환급비율, $\beta_{115}$	7.125	12.018
퇴직자 전직 지원 실시 여부, $\beta_{116}$	-12.985	17.462
경력계획 수립 여부, $\beta_{117}$	-20.252	12.675
직무분석 시행 여부, $\beta_{118}$	4.388	7.913
For YEAR <sup>2</sup> slope 절편, $\beta_{20}$	1.725	1.463
업력, $\beta_{21}$	-0.147	0.112
2016 정년연장 적용여부, $\beta_{22}$	3.845	3.496
근로자 수, $\beta_{23}$	-0.001	0.001
정규직 비율, $\beta_{24}$	-4.859	8.323
남성 비율, $\beta_{25}$	15.310	8.081 <sup>†</sup>
중장년 비율, $\beta_{26}$	-2.489	8.708
제조업 여부, $\beta_{27}$	-1.640	3.354
1인당 매출액, $\beta_{28}$	-6.978	2.612**
1인당 순이익, $\beta_{29}$	4.656	1.951*
노조 여부, $\beta_{210}$	2.790	3.760
정년제 유무, $\beta_{211}$	-3.540	5.020
임금피크제 도입 여부, $\beta_{212}$	3.842	2.929
교육훈련 전담부서 여부, $\beta_{213}$	-0.515	3.299
교육훈련 사전계획 여부, $\beta_{214}$	1.605	4.419
고용보험 훈련비 환급비율, $\beta_{215}$	-4.848	5.547
퇴직자 전직 지원 실시 여부, $\beta_{216}$	11.079	8.013
경력계획 수립 여부, $\beta_{217}$	7.466	5.034
직무분석 시행 여부, $\beta_{218}$	-1.070	3.454

주: <sup>†</sup> P<.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001.

다. 이 중 1인당 매출액은 1인당 연평균 교육시간을 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. 1인당 연평균 교육시간 가감속 변화율에 유의한 영향을 미치는 것은 남성 근로자 비율( $\beta_{25}=15.310$ ,  $p<.1$ ), 1인당 매출액( $\beta_{28}=-6.978$ ,  $p<.01$ ), 1인당 순이익( $\beta_{29}=4.656$ ,  $p<.05$ )이다. 남성 근로자 비율, 1인당 순이익은 1인당 연평균 교육시간 변화의 가감폭을 증가하며, 1인당 매출액은 1인당 연평균 교육시간 변화의 가감폭을 통계적으로 유의하게 완충하는 것으로 나타났다.

## IV. 결론 및 제언

이 연구에서는 시간에 따라 기업의 교육훈련 투자 변화가 나타나는지, 그러한 변화에 대해 기업의 특성 변인들이 어떠한 영향을 미치는지를 파악하는 데 그 목적이 있다. 연구목적을 위해 다층성장모형 분석을 적용하여 지난 3년간 기업의 교육훈련 투자(총 교육훈련비, 노동비용 대비 교육훈련비, 1인당 연평균 교육시간)가 어떻게 변화하였고, 업력, 정년연장(2016년) 적용 여부, 전체 근로자 수, 정규직 근로자 비율, 남성 근로자 비율, 중장년근로자 비율, 업종(제조업 여부), 1인당 매출액(로그), 1인당 순이익(로그), 유노조 여부, 정년제도 유무, 임금피크제 도입 여부 등의 변인들이 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 분석결과에 대한 논의는 다음과 같다.

먼저, 기업의 교육훈련 투자는 전반적으로 감소 추세로 나타나고 있다. 기업이 투자하는 교육훈련비는 연간 30만 원 전후인데, 대기업은 35만 원 수준이고 중소기업은 24만 원 수준으로 10만 원 정도의 격차를 보이고 있다. 그런데, 이 교육훈련 투자비는 경기변동이나 기업 경영상황(순이익이나 매출 등)에 따라 잦은 변동이 있고, 전반적인 투자 규모는 지속적으로 감소하는 경향을 보이고 있다. 특히, 대기업은 생산성 향상보다는 단기적인 경영환경 변화에 따라 교육훈련 투자 규모나 방식을 변경하고 있어서 지속적

인 투자가 이루어지지 않을 개연성도 있다(황성수·정지운·설귀환, 2016). 인적자본기업 패널조사에서도 기업 근로자 1인당 교육훈련비 총액은 26.6만 원으로 나타났고, 업종과 기업 규모에 따라 교육훈련비 편차가 매우 큰 것으로 나타났다.

기업의 교육훈련 투자 규모가 축소되는 이유는 다양하게 나타날 수 있다. 기업에서 교육훈련 투자 성과에 대한 회의적인 시각에서 비롯된 부분도 있을 것이고, 기업 근로자들의 자발적인 참여 의지가 부족해서 투자가 적게 나타났을 수도 있다. 그러나, 기업의 교육훈련 투자에 가장 큰 영향을 미치는 외생적인 경기변동 상황이나 업황과 같은 경영조건의 악화가 교육훈련 투자의 매력을 낮추는 요인이 되었을 가능성이 크다. 또한, 정부 재정 지원 방식의 변화로, 정부가 기업 자체의 교육훈련에 대한 투자 지원보다는 근로자들에게 직접적인 바우처나 계좌 형태의 비용 보전을 통해 기업 교육훈련 통계가 과소하게 계상되었을 가능성도 있다. 즉, 개인 교육훈련 참여는 점진적으로 증가하고 있으나, 사업주가 주도하는 교육훈련의 규모나 대상자는 정체인 점을 고려해야 한다.

다음으로, 총 교육훈련비 분석에서도 나타났듯이, 기업들의 총 교육훈련비 초기값과 변화율을 감안할 때, 지속적으로 교육훈련에 투자하던 기업이 여전히 교육훈련 투자를 적극적으로 하고 있으며, 이는 시간이 변화하여도 유의미한 상황이라는 점이다. 총 교육훈련비의 규모는 업종, 규모, 업력, 주요 직종 등에 따라 상이하게 나타날 수 있지만, 적어도 교육훈련 투자에 관심을 두고 적극적인 투자를 하고 있다는 점을 확인할 수 있다. 다만, 평균 변화율이 음의 값으로 나타나서 투자의 초기값에는 차이가 있으나 기업에 따른 변화율은 차이가 없이 감소하는 것으로 나타난 점은 기업의 교육훈련 투자가 장기 지속성 측면에서 부정적인 상황으로 해석할 수 있다. 특히, 순간 변화율이나 가감속 변화율 등을 통해 추정해 보면, 제조업의 경우 비제조업보다 교육훈련비가 증가하다가 시간에 따라 급격히 감소하는 경향이 나타났다. 따라서, 기업이 교육훈련에 지속적인 투자를 할 수 있도록 정부 차원의 정책적인 지원을 할 필요가 있다.



다음으로, 노동비용 대비 교육훈련비 변화의 경우에도 총 교육비와 같이 노동비용이 지속적으로 감소하는 것으로 나타났으나, 다만 기업 특성에 따라 투자 경향이 다르게 나타났다. 제조업의 경우 노동비용 대비 교육훈련비 변화의 감소폭이 증가하는 것으로 나타났으나, 정년제 유무, 퇴직자 전직 지원 실시 여부 등의 기업 특성 변인은 미세하나마 증가에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 퇴직관리나 전직 지원 서비스 등과 같은 제도가 활성화된 기업들의 경우 교육훈련비를 축소하기보다는 지속적으로 유지하는 경향이 나타나는 것을 알 수 있다. 향후 퇴직 등 비자발적인 사유에 의해 전직을 해야 하는 사람들을 대상으로 재취업 서비스를 의무화하는 법안이 통과 되었으므로, 기업의 전직훈련은 더욱 확대될 가능성이 있고, 전직과 관련된 기업의 교육훈련 투자는 앞으로 확대될 가능성이 크다.

아울러, 근로자 1인당 연평균 교육시간도 지속적으로 감소하는 것으로 나타났고, 기업별로 차이가 있는 것으로 나타났다. 아울러, 1인당 연평균 교육시간이 많은 기업일수록 시간이 지나도 교육시간이 증가하는 것으로 나타났다. 또한, 남성 근로자가 많거나 1인당 순이익이 높은 기업일 경우, 1인당 연평균 교육시간 변화가 증가하는 것으로 나타났다. 한창선(2014), Renaud, Morin, and Clutier(2006), Renaud, Lakhgary, and Morin (2004) 등의 연구에서도 성별에 따른 교육훈련 참여 가능성이 차이가 있는 것으로 나타났다. 남성 근로자의 교육훈련 참여율이 여성보다 높은 것으로 나타났는데 이 연구결과와 유사하다. 또한, 순이익과 매출액의 관계에서 순이익이 높을수록 교육훈련 투자가 많으나, 매출액이 높을수록 교육훈련 투자 증가율이 높지 않은 것으로 나타났는데, 이는 일반적인 연구결과들과는 다른 흐름이라고 볼 수 있다.

본 연구결과에서 제시된 바는 기존의 연구결과와 매우 유사한 부분도 있으나, 대체로 기업의 교육훈련 투자에 있어서, 기업 특성이 미치는 영향이 매우 제한적임을 알 수 있었다. 일반적인 횡단조사에서는 기업 특성이 기업의 교육훈련 투자에 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 본 연구와 같이 종단적 연구결과에서는 이러한 기업 특성이 미치는 영향이 매우 제한적인 것

으로 나타났다. 이와 같은 결과가 나타난 것은, 연구에서 3개년 기간만 분석하고, 각 패널조사가 격년마다 이루어져서 시간 효과를 적절히 통제하지 못한 부분에도 원인이 있을 수 있다. 또한, 인사담당자를 대상으로 기업의 교육훈련 투자 실태나 양상을 조사하여, 기업의 전반적인 교육훈련 참여나 투자에 관한 결과가 단편적으로 나타났을 수도 있다. 향후 연구에서는 좀 더 다양한 변인을 투입하고, 데이터를 보다 광범위하게 수집한 후 분석할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 강상진(2016), 『다층모형』, 서울: 학지사.
- 강순희·김미란·김안국·류장수(2002), 『교육훈련 투자의 현황과 과제』, 서울: 한국노동연구원.
- 강창희·유경준(2009), 「고용보험요율체계가 기업의 훈련투자 결정에 미치는 영향」, 『한국경제의 분석』 15(3), pp.209~253.
- 김세형(2016), 「다층성장모형을 적용한 청소년기 체육시간 활동변화에 대한 자아개념과 또래애착에 종단적 영향 분석」, 『한국체육과학회지』 25(3), pp.1459~1474.
- 김안국(2008), 「한국 기업의 교육훈련 결정요인」, 『노동경제논집』 31(1), pp.105~133.
- 김종관·배상림(2006), 「인적자원관리시스템과 조직성과의 관계에서 인적 자본의 매개효과에 관한 연구」, 『인사관리연구』 30(4), pp.1~28.
- 나인강(2016), 「교육훈련투자와 기업성과간의 인과관계 분석」, 『인적자원 관리연구』 23(1), pp.323~344.
- 나호수·권수환·김영득·김길영(2018), 「한국기업에서 교육훈련이 기업의 성과에 미치는 영향」, 『인적자원관리연구』 25(2), pp.153~171.
- 노용진·채창균(2009), 「기업 내 교육훈련의 경영성과 효과」, 『노동정책연

- 구』 9(2), pp.67~93.
- 반가운(2013), 「사업주 직업훈련지원제도가 교육훈련투자 성과를 촉진하는가?: 기업규모 간 비교를 중심으로」, 『노동경제논집』 36(2), pp. 95~124.
- 손성철·정범구·주지훈(2013), 「조직 연구에서 위계적 선형모형 적용에 관한 고찰-위계적 선형모형 (HLM) 활용을 중심으로」, 『인적자원관리연구』 20(3), pp.75~97.
- 윤옥한(2016), 「기업교육 연구 동향 분석: 기업교육 학회지(2000-2014) 논문을 중심으로」, 『기업교육연구』 18(1), pp.159~177.
- 이영민·임정연(2012), 「기업 근로자의 교육훈련 시간 투자 결정요인 분석」, 『기업교육연구』 14(2), pp.129~154.
- 이인화·이상직(2018), 「교육훈련이 기업성장에 미치는 영향 분석」, 『벤처창업연구』 13(5), pp.55~61.
- 조준모·박성재(2008), 「기업지배구조가 인적자원관리에 미치는 효과 분석」, 『한국경제연구』 20, pp.69~105.
- 채충일·김정환·한수정(2017), 「인적자원개발 연구동향(2006-2015): AHRD 학술지 논문의 주제어 연결망 분석」, 『HRD연구』 19(1), pp.99~127.
- 최영섭·채창균·황규희·정재호·장혜원(2018), 『인력양성 패러다임의 전환에 대한 대응』, 한국직업능력개발원.
- 최영섭·정재호·장주희·나동만·윤수린·이영민·이세미(2017), 『재직자훈련 개편방안 세부 시행방안 연구』, 고용노동부.
- 한덕기(2009), 「우리나라 중소기업 교육훈련의 실태 및 성과에 관한 연구」, 미간행 석사학위논문, 부경대학교.
- 한창선(2014), 「성인 취업자의 직업교육훈련 참여의사 결정요인에 관한 연구」, 미간행 석사학위 논문, 카톨릭대학교 일반대학원.
- 황성수·정지운·설귀환(2016), 「우리나라 기업의 교육훈련투자 현황과 시사점」, 『HRD review』 2016-7, pp.8~18.

Almeida, R., J. Behrman, and D. Robalino(Eds.)(2012), *The right skills for the job*, New York: World bank.

- Bartel, A. P.(2000), “Measuring the Employer’s Return on Investments in Training: Evidence from the Literature,” *Industrial Relations* 39(3), pp.502-523.
- Gelman, A. and J. Hill(2007), *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*, New York: Cambridge University Press.
- Heck, R., S. Thomas, and L. Tabata(2014), *Multilevel and Longitudinal Modeling with IMB SPSS*, 2nd ed., New York: Routledge.
- Helson, R., C. Jones, and V. S. Kwan(2002), “Personality change over 40 years of adulthood: Hierarchical linear modeling analyses of two longitudinal samples,” *Journal of personality and social psychology* 83(3), p.752.
- Inder, S.(2015), *The Digital Revolution: How Connected Digital Innovations Are Transforming Your Industry*, Company & Career, Pearson FT Press.
- Osgood, D. W. and G. L. Smith(1995), “Applying hierarchical linear modeling to extended longitudinal evaluations: The Boys Town follow-up study,” *Evaluation Review* 19(1), pp.3-38.
- Raudenbush, S. W., A. Bryk, Y. F. Cheong, and R. Congdon(2001), *Hierarchical linear and nonlinear modeling 5.04*, Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Renaud, S., M. Lakhgary, and L. Morin(2004), “The determinants of participation in non-mandatory training,” *Industrial Relations* 59(4), pp.724-741.
- Renaud, S., L. Morin, and J. J. Cloutier(2006), “Participation in Voluntary Training Activities in the Canadian Banking Industry: Do Gender and Managerial Status Matter?” *International Journal of Manpower* 27(7), pp.666-678.

## 2019년도 사업체패널 워킹페이퍼 시리즈

- |         |                                                                                                       |
|---------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| • 발행연월일 | 2019년 12월 26일 인쇄<br>2019년 12월 30일 발행                                                                  |
| • 발 행 인 | 배 규 식                                                                                                 |
| • 발 행 처 | <b>한국노동연구원</b><br>300147 세종특별자치시 시청대로 370<br>세종국책연구단지 경제정책동<br>☎ 대표 (044) 287-6114 Fax (044) 287-6669 |
| • 조판·인쇄 | (주)이환디앤비 (02) 2254-4301                                                                               |
| • 등록일자  | 1988년 9월 13일                                                                                          |
| • 등록번호  | 제13-155호                                                                                              |

© 한국노동연구원 2019      정가 6,000원

ISBN 979-11-260-0355-6