

2018 WORKPLACE PANEL WORKING PAPER

W
O
R
K
I
N
G

P
A
P
E
R

2018년도 사업체패널 워킹페이퍼 시리즈

지민웅·박진·김유선·이시균·박진희·김수현·이창근

KLI
한국노동연구원

2018 WORKPLACE PANEL WORKING PAPER

W
O
R
K
I
N
G

P
A
P
E
R

2018년도 사업체패널 워킹페이퍼 시리즈

지민웅·박진·김유선·이시균·박진희·김수현·이창근

목 차

Ⅰ 노동조합이 산업재해에 미치는 영향 (지민웅·박진)	1
I. 서 론	2
II. 선행연구: 노동조합과 산업재해 간 관계	4
III. 연구자료 및 실증분석 모형	9
1. 연구자료	9
2. 실증분석 모형	21
IV. 실증분석 결과	28
V. 결 론	34
참고문헌	35

Ⅱ 비정규직 활용이 기업의 경영성과에 미치는 영향: 고정효과모형 패널분석 (김유선) ..	39
I. 서 론	40
II. 선행연구	41
1. 개별 검토	41
2. 종합 검토	44
III. 자료와 변수	47
1. 자 료	47
2. 종속변수	47
3. 설명변수	48
4. 통제변수	48

IV. 패널분석 결과	49
1. 인건비	50
2. 생산성	51
3. 이직률	52
4. 수익성	53
V. 결 론	57
참고문헌	58

3 일자리 이동에 관한 결정요인 분석:

job-to-job을 중심으로	(이시균·박진희·김수현) · 63
I. 서 론	63
II. 분석자료 및 분석 방법	64
III. 일자리 이동 기초 분석	66
IV. 일자리 이동 결정요인 분석	73
V. 결 론	78
참고문헌	79

4 사업체 고용조정의 이질성 (이창근) · 81 |

I. 서 론	81
II. 사용자료 및 특성	85
1. 사업체패널-고용보험 DB 연결자료	85
III. 생산성-고용조정 간의 실증적 관계	87
1. 전체적인 고용조정 패턴	87
2. 산업별 이질성	91
3. 사업체 업력별 이질성	97

IV. 근로자 특성에 따른 고용조정의 이질성	98
V. 요약 및 추후 연구과제	102
참고문헌	104

표 목 차

〈표 1- 1〉 노동조합 존재여부별 산업재해 수준 및 사업체의 주요 속성: 전체 샘플	11
〈표 1- 2〉 노동조합 존재여부별 산업재해 수준 및 사업체의 주요 속성: 존재여부 무변화 샘플	14
〈표 1- 3〉 노동조합 설립 전후 산업재해 수준 및 사업체의 주요 속성: 무노조에서 유노조로 변화한 샘플	16
〈표 1- 4〉 노동조합 해체 전후 산업재해 수준 및 사업체의 주요 속성: 유노조에서 무노조로 변화한 샘플	19
〈표 1- 5〉 노조 존재여부가 산업재해에 미친 영향: 전체 샘플	30
〈표 1- 6〉 노조 존재여부가 산업재해에 미친 영향: 무노조에서 유노조로 변화한 샘플 vs. 유노조에서 무노조로 변화한 샘플	31
〈표 2- 1〉 선행 연구결과 요약	45
〈표 2- 2〉 인사관리전략(전반)	49
〈표 2- 3〉 비정규직 비율 변화가 인건비 변화에 미치는 영향 (고정효과모형)	50
〈표 2- 4〉 비정규직 비율 변화가 생산성 변화에 미치는 영향 (고정효과모형)	51
〈표 2- 5〉 비정규직 비율 변화가 이직률 변화에 미치는 영향 (고정효과모형)	53
〈표 2- 6〉 비정규직 비율 변화가 수익성 변화에 미치는 영향 (고정효과모형, 선형관계)	54
〈표 2- 7〉 비정규직 비율 변화가 수익성 변화에 미치는 영향 (고정효과모형, 비선형관계)	55
〈표 2- 8〉 비정규직 비율 변화가 수익성 변화에 미치는 영향 (고정효과모형, 선형관계)	56

〈표 2- 9〉 비정규직 비율 변화가 경영성과 변화에 미치는 영향 (고정효과모형)	58
〈표 3- 1〉 계약직 여부별 일자리 이동 현황	68
〈표 3- 2〉 이직 사유별 일자리 이동 현황	69
〈표 3- 3〉 인적 속성별 이직 사유별 일자리 이동 현황	70
〈표 3- 4〉 근속기간별 일자리 이동 현황	72
〈표 3- 5〉 사업체 규모별 일자리 이동 현황	73
〈표 3- 6〉 일자리 이동 결정요인 분석: 로짓분석 (15일 이내 재취업)	74
〈표 3- 7〉 일자리 이동 결정요인 분석: 로짓분석 (3개월 이내 재취업)	76
〈표 3- 8〉 일자리 이동 결정요인 분석: 다층 로짓분석	77
〈표 4- 1〉 생산성-고용조정 관계	88
〈표 4- 2〉 생산성-고용조정 관계 추세	90
〈표 4- 3〉 생산성-고용조정 관계: 제조업	92
〈표 4- 4〉 생산성-고용조정 관계: 주요 서비스업	93
〈표 4- 5〉 생산성-고용조정 관계 추세: 제조업	94
〈표 4- 6〉 생산성-고용조정 관계: 가중치를 부여한 결과	95
〈표 4- 7〉 생산성-고용조정 관계 추세	96
〈표 4- 8〉 생산성-고용조정 관계: 업력별	97
〈표 4- 9〉 생산성-고용조정 관계: 근로자 특성별	99
〈표 4-10〉 생산성-고용변화율 관계: 인구집단별	100
〈표 4-11〉 생산성-고용변화율 관계: 인구집단별, 제조업	101

그림목차

[그림 3-1] 이직자 수 및 재취업 현황	66
[그림 3-2] 일자리 이동 현황 및 추이	67
[그림 3-3] 산업별 일자리 이동 현황 및 추이	71

1 노동조합이 산업재해에 미치는 영향

지민웅·박 진*

노동조합이 산업재해에 미치는 영향은 이론적으로나 실증적으로 여전히 논쟁적(controversial)이다. 노동조합의 집단적 발언효과(collective voice effect)는 해당 사업장의 산업재해를 감소시킬 것으로 예상되는 반면, 노조 조직 후 그간 은폐되어 있던 산업재해를 공식화하거나 그동안 산업재해로 인정받지 못하던 사고나 질병을 산업재해로 처리하게끔 보다 적극적으로 압력을 가하는 노동조합의 행위(report effect)는 오히려 산업재해가 증가하는 것 같은 통계적 착시를 불러올 수도 있다. 한편 작업환경이 열악한 사업체에서 노동조합이 더 많이 조직될 수 있는 선택편의 효과(selection bias effect)도 유사한 통계적 착시현상을 초래할 수 있다. 또한 임금상승에 주목적을 두는 노동조합의 선호와 임금상승에 따른 비용증가를 상쇄하려는 사업체의 이해관계가 일치(matching effect with hedonic wage)하여 산업안전에 상대적으로 투자를 소홀히 하는 양상이 나타날 수도 있다. 실제로 미국과 영국에서는 1980년대부터 노조조직률이 높은 사업장에서 상대적으로 높은 수준의 산업재해가 발생하는 경향이 관찰되어 왔다. 제한적으로 이루어져 온 국내의 연구에서도 노동조합의 산업재해 효과는 혼재되어 있다. 선행연구들의 자료 제약, 그에 따른 방법론의 한계 및 합의할만한 일관된 증거의 부재에 주목한 본 연구는 한국노동연구원의 1~6차년도(2005~2015) 사업체패널 원자료와 고용노동부로부터 제공받은 ‘공식적으로 산업재해로 인정받은 사업체별 각종 산업재해 정보’를 연결하여 노동조합의 산업재해 효과를 추정하였다. 어떠한 조건도 통

* 지민웅 = 산업연구원 연구위원 (econjji@gmail.com)

박 진 = 산업연구원 연구원 (jjiny123@gmail.com)

제하지 않은 채 노동조합이 조직되어 있는 사업체와 그렇지 않은 사업체의 각종 산업재해의 절대수준을 비교하는 경우 우리나라에서도 유노조 사업체의 산업재해 수준이 상대적으로 높은 양상이 관찰되었다. 하지만 이는 노동조합이 조직되어 있는 사업체의 근로자 수가 무노조 사업체에 비해 많은 양상에서 주로 비롯된 것이었다. 각종 사업체 속성을 통제한 후 규모를 보정한 산업재해 지표들에 대해 통합 최소지승법과 패널고정효과모형을 적용하여 분석한 결과, 전체 근로자 수 대비 질병이환자 수를 제외한 모든 산업재해 지표에서 통계적으로 유의미한 노동조합의 효과가 관찰되지 않았다. 본 연구의 패널고정효과모형의 추정치가 작업환경의 위험성 수준과 산업안전을 상대적으로 소홀히 하려는 유인을 가진 노동조합과 사업체 간의 매칭 속성(matching with hedonic wage)을 크게 통제하고 있을 가능성을 고려하면, 유의하지 않은 노동조합의 산업재해 효과는 부(-)의 방향으로 작용하는 집단적 발언효과와 정(+)의 방향으로 작용하는 보고 효과가 상호 상쇄되면서 나타난 결과로 풀이된다. 한편 노동조합 설립 후 시간이 지날수록 질병을 앓다가 산업재해로 공식적으로 인정받게 된 근로자의 비중은 증가하는 반면 노동조합 해체 후에는 시간이 지날수록 해당 근로자의 비중이 감소하는 결과 역시 관찰되었는데, 이는 노동조합 설립 후 시간이 지날수록 산업재해에 대한 보고관행이 상대적으로 체계화되어 기존에 산업재해로 인정받지 못했던 질병이 산업재해로 인정받게 되는 양상이 현실에서 작동하고 있음을 시사한다.

주요어: 노동조합, 산업재해, 집단적 발언효과, 보고 효과, 사업체패널

I. 서론

노동조합은 근로자들의 이해와 요구를 대변하여 임금을 포함한 근로조건 개선에 노력하는 것을 목적으로 하는 대중조직이자 법률에 의해 그 지위가 인정되는 교섭단체이다. 이때 근로조건의 개선에는 당연히 작업장의

위험요소를 줄이고 안전한 작업장을 만드는 것, 즉 작업안전의 확보가 포함될 것이며, 이런 의미에서 산업안전과 노동조합은 밀접한 관계가 있을 것으로 이해된다.

하지만 상식에 기초한 이러한 예상과는 다르게 노동조합이 산업재해에 미치는 영향은 이론적으로나 실증적으로 여전히 논쟁적(controversial)이다. 노동조합의 집단적 발언효과(collective voice effect)는 해당 사업장의 산업재해를 감소시킬 것으로 예상되는 반면, 노조 조직 후 그간 은폐되어 있던 산업재해를 공식화하거나 그동안 산업재해로 인정받지 못하던 사고나 질병을 산업재해로 처리하게끔 보다 적극적으로 압력을 가하는 노동조합의 행위(report effect)는 오히려 산업재해가 증가하는 것 같은 통계적 착시를 불러올 수도 있다. 한편 작업환경이 열악한 사업체에서 노동조합이 더 많이 조직될 수 있는 선택편의 효과(selection bias effect)도 유사한 통계적 착시 현상을 초래할 수 있다. 또한 임금상승에 주목적을 두는 노동조합의 선호와 임금상승에 따른 비용증가를 상쇄하려는 사업체의 이해관계가 일치(matching effect with hedonic wage)하여 산업안전에 상대적으로 투자를 소홀히 하는 양상이 나타날 수도 있다. 실제로 미국과 영국에서는 1980년대부터 노조조직률이 높은 사업장에서 상대적으로 높은 수준의 산업재해가 발생하는 경향이 관찰되어 왔다. 국내의 연구에서도 노동조합의 산업재해 효과는 혼재되어 있다.

선행연구들의 자료 제약, 그에 따른 방법론 적용의 한계 및 합의할만한 일관된 증거의 부재에 주목한 본 연구는 한국노동연구원의 1~6차년도(2005~2015) 사업체패널 원자료와 고용노동부로부터 제공받은 ‘공식적으로 산업재해로 인정받은 사업체별 각종 산업재해 정보’를 연결하여 노동조합의 산업재해 효과를 추정한다. 그리고 어떠한 노동조합의 효과가 주되게 작동하고 있는지를 추론한다. 이를 위해 제Ⅱ장에서는 선행연구를 중심으로 노동조합과 산업재해와의 관계를 이론적·실증적으로 검토하고, 제Ⅲ장에서는 본 연구의 주된 연구자료인 공식적인 사업체 산업재해 정보가 결합된 사업체패널 1~6차년도 자료를 소개하고, 보다 진전된 노동조합의 산재효과

추정을 위해 요구되는 실증분석 모형을 제시한다. 제IV장에서는 이러한 연구자료와 실증분석 모형에 의해 도출된 분석결과를 제시한 후, 마지막 제V장에서는 우리나라 노동조합의 산업재해 효과에 대해 논한다.

II. 선행연구: 노동조합과 산업재해 간 관계

노동조합이 조직되어 있는 사업체에서 산업재해가 상대적으로 적게 발생하게 될 것인지, 오히려 많이 발생할 것인지 여부와 관련하여 다양한 종류의 이론적 시각이 존재한다.

우선적으로 Freeman and Medoff(1984)의 노동조합의 집단적 발언효과(collective voice effect)에 따르면 노조가 조직되어 있는 사업체에서 산업재해가 상대적으로 적을 수 있다. 집단적 발언을 통해 노동조건을 개선하는 것은 노조의 주요한 책무 중 하나인데, 위험한 작업환경을 안전하게 바꾸는 것은 주요한 근로조건 개선요구이며 그 결과 단체교섭의 중요한 안건으로 상정될 가능성이 높기 때문이다. 이러한 예측에 따르면 노동조합이 있는 사업체의 안전수준이 노조가 없는 사업체보다 상대적으로 높아 산업재해가 적게 발생할 수 있다.

하지만 오히려 노동조합의 집단적 발언효과가 사업체의 산업재해를 증가시킬 가능성도 존재한다. 사고나 질병이 발생했을 때 이러한 사건이 산업재해로 처리되게끔 노동조합이 적극적으로 행동한다면, 노조가 없는 사업체에 비해 노조가 조직되어 있는 사업체에서 산업재해가 더 많이 관찰될 수 있다. 공식적으로 인정되는 산업재해가 해당 사업체의 각종 평판에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 감안하면 이는 노조 자체가 산업안전에 직접적으로 부정적인 영향을 미치는 것이 아니라, 공상처리(公傷處理) 등으로 은폐할 유인이 존재하는 무(無)노조 사업체에 비해 상대적으로 산업안전에 대한 노동조합의 강한 목소리가 반영된 결과인 것이다(Worrall and Butler, 1983;

Ben-Ner and Park, 2003; 최만진·강경식, 2008; 이상윤, 2008; Morantz, 2013; 이혜경, 2015).

또한 노조가 조직되어 있는 사업체의 고유한 속성이 높은 수준의 산업재해 발생률을 초래한다는 주장도 존재한다. 산업재해 발생확률이 높을 만큼 열악한 작업조건을 가진 사업체에서 상대적으로 노동조합이 조직될 확률이 더 높을 수 있다(Leigh, 1982; Worrall and Butler, 1983). 이러한 시각에 따르면 무노조 사업체에 비해 노조가 조직되어 있는 사업체에서 산업재해가 더욱 빈번히 보고되는 양상은 산재가 높은 곳에서 노조가 조직되기 쉽다는 통계적 관계- 일종의 선택편의(selection bias) -에 의한 것일 뿐, 노동조합이 직접적으로 높은 산업재해 발생률에 영향을 미치는 것은 아니다.

한편 상기한 이론적 해석들과는 달리 노동조합의 주된 관심이 조합원의 임금상승인 까닭에 노조 조직 사업체에서 산업재해가 증가한다고 보는 시각이 존재한다. 위험한 작업환경 등 근로환경이 좋지 못한 경우 이에 대한 보상으로 임금수준이 높아지는 보상격차가설(compensating wage-differential hypothesis)을 고려하면, 조합원의 절대적인 효용 결정인자인 임금수준을 충족시키기 위해 노동조합은 임금 프리미엄의 지속 혹은 상승을 추구하는 과정에서 산업안전에 전략적으로 무관심하게 대응할 수 있다. 이러한 노동조합의 임금상승 요구가 매출액, 영업이익 등이 크게 변하지 않는 상황에서 상대적인 비용 상승을 초래한다면 사업체 역시 산업안전에 대한 투자를 감소하려는 유인이 발생한다. 결과적으로 이러한 양쪽의 이해들이 결합(match by hedonic wage)하여 노조가 있는 사업체의 산업재해가 상대적으로 크게 나타날 수 있는 것이다(Biddle and Zarkin, 1988).

노조가 조직된 사업체에서 산업재해가 많이 발생할 수 있다는 이론적 논의가 상대적으로 많이 존재하는 이유는 노동조합이 조합원의 근로조건 향상을 위해 상대적으로 강력한 산업안전에 대한 요구 및 투자를 요구할 것이라는 노동조합에 대한 일반론적인 이해와는 다르게 이미 1980년대부터 미국과 영국의 노동조합이 조직되어 있는 일자리 혹은 사업체에서 사고나 질병 등 산업재해가 상대적으로 높게 나타난 경향(Leigh, 1982; Worrall and

Butler, 1983, Fenn and Ashby, 2004)과 무관하지 않다.

Leigh(1982)는 1977년도에 미시간 대학교에서 시행한 고용의 질 조사를 활용해 생산직 노조원들이 생산직 비노조원들보다 사고나 질병의 발생확률이 더 큰 위험성 높은 직무에 종사할 가능성이 높다는 사실을 발견했다. Worrall and Butler(1983)의 연구에 따르면 생산직 노조원은 생산직 비노조원에 비해 산업재해나 소음, 흡연, 고온, 먼지 등의 나쁜 근로환경으로 인한 건강 문제 및 부상 문제를 보고(report)할 확률이 더 높은 것으로 나타났다.

Biddle and Zarkin(1988)은 다양한 종류로 주어진 임금과 직무위험의 조합 가운데 근로자들은 효용을 극대화하는 임금과 직무위험을 선택한다는 이론적 모형에 기반한 헤도닉 임금(hedonic wage)함수를 추정하였다. 그 결과 노동조합에 가입하고 있는 근로자들은 일종의 임금 프리미엄으로 그들의 직무위험을 수용할 확률이 높다는 것을 밝혔다. 그리고 이러한 노조원들과 비노조원들 간의 효용함수의 차이로 인해 노조원들에게서 상대적으로 높은 수준의 산업재해율이 관찰된다고 해석하였다.

Fenn and Ashby(2004)는 1998년에 조사된 영국의 사업체 고용관계 조사를 이용하여 사업체의 노조조직률과 부상 또는 질병 간의 관계를 추정하였다. 특히 이들은 기존의 연구와는 달리 부상이나 질병이 나타나는 횟수가 0을 포함한 양의 정수라는 사실에 주목하여 음이항회귀모형(negative binominal regression)을 활용했는데, 분석결과 사업체에서 노조원이 차지하는 비중이 커질수록 부상을 입거나 질병에 걸릴 확률이 높아진다는 사실을 발견하였다.

상기한 연구들과 달리 노조원이나 노조가 조직되어 있는 사업체가 비노조원이나 무노조 사업체에 비해 산업재해 발생확률이 낮다는 실증분석 결과 또한 존재한다(Reily, Paci, and Holl, 1995; Morantz, 2013; Donado, 2015).

Reily, Paci, and Holl(1995)은 영국의 사업체 단위 노사관계 조사인 Workplace Industrial Relations Survey 1990년 자료(WIRS3)를 활용해 제조업 사업체의 부상 발생 결정요인을 추정하였는데, 분석결과 노조에 의

해 지명된 보건안전위원이 참여하여 노사공동 보건안전위원회가 운영되는 사업체는 보건안전위원회가 경영진의 독자적인 결정으로 운영되는 사업체에 비해 부상 위험을 통계적으로 유의하게 줄이는 것으로 나타났다.

Morantz(2013)는 1993년부터 2010년 사이에 미국 광업에서 광부들의 노조조직화와 부상 및 사망사고 간의 관계를 분석하였다. 분석결과 사업장의 노조조직화는 외상성(外傷性) 부상의 14~32% 감소 및 사망사고의 29~83% 감소와 연관되어 있는(associated) 것으로 나타났다. 한편 노조가 조직되어 있는 사업장에서 전체적인 부상건수 및 경미한 부상이 오히려 높은 양상도 함께 관찰되었는데, 저지는 이를 조직화된 사업장에 존재하는 상대적으로 체계적인 부상 보고관행에서 비롯된 것이라고 해석했다.

Donado(2015)는 비교적 최근의 연구에서 노동조합과 치명적이지 않은 부상(non-fatal injury) 간의 관계를 패널 데이터를 이용하여 분석하였다. 개인 단위 패널조사인 NLSY 1979(National Longitudinal Survey of Youth 1979)의 9개년도(1988, 1989, 1990, 1992, 1993, 1994, 1996, 1998, 2000년) 자료에 패널고정효과모형을 적용하여 개인의 관측되지 않는 속성을 제거한 경우, 횡단면 자료에서 추정된 노조와 치명적이지 않은 부상과의 관계는 약 40% 줄어들었다. 그러나 양자 사이에 통계적으로 유의한 부(-)의 결과는 도출되지 않아, 노조가 치명적이지 않은 부상을 감소시킨다는 인과관계의 증거 역시 발견하지 못했다.

이렇게 노동조합과 산업재해 간 관계에 주목한 해외 연구는 미국과 영국을 중심으로 적지 않은 데 반해, 국내에서 통계 데이터에 기초하여 노동조합과 산업재해와의 관계를 분석한 연구는 비교적 최근인 2010년대에 이르러 시작되었다고 해도 과언이 아니다.

이러한 측면에서 사업체패널조사 2005년도 자료를 활용하여 노동조합 및 노사관계 풍토가 산업재해에 미치는 영향을 분석한 박용승·나인강(2010)은 선구적인 연구의 성격을 띠고 있다. 이들은 종속변수로서 사업체패널 조사항목인 산업재해의 발생여부와 연속변수인 1인당 산업재해 발생비율을 사용하였는데, 분석결과 두 변수 모두에서 유노조 사업체와 정(+)의

관계를 보였다. 즉 무노조 사업체에 비해 노동조합이 조직되어 있는 사업체에서 산업재해 발생확률은 물론 규모를 조정한 산업재해 발생비율 역시 높게 나타난 것이다. 하지만 동 연구에서 도출된 분석결과가 노동조합의 집단적 발언효과가 산업재해 보고 효과(report effect)로 이어져 초래된 것인지, 상대적으로 작업환경이 열악한 사업장에서 노조가 존재하는 사실에서 비롯된 것인지, 고임금을 추구하는 노조와 비용 상승을 상쇄하려는 유인을 가진 사업체 간 이해관계의 일치에 의해 나타난 것인지에 대해서 설명하지 않는다. 심지어 OLS 방법론을 적용하여 분석함으로써 관찰되지 않는 사업체의 속성을 제거하지 못해 추정치에 편의가 존재할 가능성도 배제하기 어려운 한계를 지니고 있다.

이와는 달리 조흥학·이재희·이경용(2014)은 산업안전보건 동향조사 2012년도 자료를 활용해 제조업과 건설업에서 노조유무와 산업재해율 간의 관계를 분석했다. 사업체패널조사를 활용한 박용승·나인강(2010)과는 상반된 결과가 도출되었는데, 제조업과 건설업 모두에서 노동조합이 있는 사업장이 노동조합이 없는 사업장에 비해 산업재해율이 낮게 나타났다. 그러나 동 연구 역시 횡단면 자료 및 방법론을 활용하였기 때문에 관찰되지 않는 사업체 속성에 의한 추정치의 편의 문제에서 자유롭지 못한 것은 사실이다.

가장 최근의 연구인 김우영·권현지(2016)는 사업체패널 2011~2013년 자료를 활용하여 제조업에서 노동조합과 사업체의 재해빈도 간의 관계를 분석하고 있다. 이들에 따르면, 횡단면 음이향회귀모형 결과에서 노동조합 조직 관련 변수를 노조유무로 둔 경우와 노조조직률로 둔 경우 모두 재해빈도(부상 혹은 질병자 수, 산업재해 인정 부상 혹은 질병자 수)와 정(+)의 관계를 보였다. 반면 사업체의 관찰되지 않는 특성을 통제하고자 시행한 패널 음이향모형분석에서는, 고정효과모형과 임의효과모형 모두에서 노조가 재해빈도에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못했다. 동 연구는 기존 횡단면 분석이 갖는 한계를 극복하기 위해 패널분석을 시도했다는 점에서 의의가 있지만, 분석에 사용된 시계열이 너무 짧고 1인당 인건비, 매출액, 영업이익 등 산업재해에 직간접적으로 영향을 미칠 수 있는 관찰 가능

(observable)하면서도 시간에 따라 변할 수 있는(time-varying) 주요 요인을 통제하지 않은 한계를 지니고 있다.

결국 노동조합과 산업재해와의 관계는 이론적으로나 실증적으로 여전히 의견이 분분한(controversial) 상황이며, 특히 우리나라에서는 이와 관련한 연구가 제한적으로 이루어져 왔음에도 불구하고 실증결과는 혼재되어 있다. 바로 이러한 점에 주목한 본 연구는 다음 장에 기술할 연구자료와 실증분석 모형을 사용하여 선행연구들의 한계를 가능한 보완하고자 한다.

Ⅲ. 연구자료 및 실증분석 모형

1. 연구자료

본 연구의 주된 분석자료는 2005년부터 2년 주기로 조사되고 있는 한국 노동연구원의 1~6차년도(2005~2015) 사업체패널이다. 동 자료는 개별 사업체의 고용 상황 및 특성, 인적자원관리, 노사관계 등의 정보뿐만 아니라 본 실증분석에서 반드시 필요한 1인당 인건비, 매출액, 영업이익 등 다양한 종류의 재무정보와 독립사업체, 법인, 하도급 여부 등 사업체의 특성 정보 또한 포함하고 있다.

다만 박용승·나인강(2010), 김우영·권현지(2016)와 달리 해당 사업체의 산업재해 정보를 사업체패널에서 직접 조사한 항목을 활용하지 않고, ‘공식적으로 산업재해로 인정받은 사업체별 재해 정보’를 고용노동부로부터 제공받아 사업체패널에 결합하여 사용한다. 사업체당 재해발생건수, 근로손실일수, 재해자 수, 사고부상자 수, 사고사망자 수, 질병이환자¹⁾ 수, 질병사망자 수 등 다양하고 정확한 산업재해 정보를 분석에 적용할 수 있기

1) 질병이환자란 언제 질병이 발생했는지에 관계없이 특정 기간 동안 질병에 걸려있는 근로자를 의미한다. 이와 대비되는 개념으로 특정 기간 동안 ‘새로’ 질병에 걸린 환자 수를 일컫는 질병발병자가 있다.

때문이다.

물론 공식적인 산업재해 정보의 활용으로 인해, 그간 은폐되어 있던 산업재해가 노동조합이 조직되면서 공식화되는 보고 효과가 노조의 전체 산업효과에서 차지하는 비중이 어느 정도인지를 식별하지 못하게 된다. 하지만 산업재해가 은폐되어 있는 양상이 만연한 사회에서 피조사자의 응답에 의존하는 조사 역시 보고 효과를 정확히 식별하기는 쉽지 않음을 감안하면, 개별 사업체의 산업재해 정보에 대한 정확도가 비교할 수 없을 정도로 높은 공식적인 산업재해 자료의 이용은 필요조건이다.

공식적인 산업재해 정보와 연결한 사업체패널 1~6차년도 샘플을 분석에 모두 적용하는 것이 기본적인 원칙이지만, 분석결과의 일관성 및 신뢰성을 제고하기 위해 노동조합 조직여부와 관련하여 다음 세 가지 특성을 가진 사업체(패널)는 본 연구의 분석에서 제외한다. 우선적으로 조사기간 동안 한 번이라도 휴면노조라고 응답한 사업체(89개 패널, 352개의 관측치)를 분석에서 제외한다. 휴면노조란 형태적으로는 노조가 조직되어 있지만 노동조합 활동은 이루어지지 않고 있는 상태를 의미한다. 따라서 노조가 왜 휴면시기에 들어섰고 휴면기간 동안 조합원과 비조합원들이 노동조합의 재도약 혹은 노동조합의 해산을 위해 어떠한 행동을 했는가와 관련한 정보가 추가적으로 제공되지 않는 한, 본 분석에서 휴면노조를 유노조로 간주하는 것이 노조의 산업재해 효과를 정확하게 추정하는 데 도움이 되는지 아니면 무노조로 간주하고 분석하는 것이 바람직한 것인지 불분명하다. 둘째, 조사기간 동안 노동조합이 존재하다가 해체된 후 다시 조직되었거나, 무노조 상태에서 노동조합이 조직된 후 다시 해체되는 등 두 번 이상 노조가 설립되거나 해체된 사업체(36개 패널, 185개 관측치) 역시 제외한다. 본 연구의 주된 분석방법인 패널분석 모형의 경우 분석기간 동안 노동조합이 설립되거나 노동조합이 해체되는 사업체에 의해 노동조합의 산업재해 효과가 식별되는 데, 노동조합 조직률이 매우 낮은 우리 현실²⁾에서 그 수는 그리 많지 않다.

2) 고용노동부의 전국노동조합 조직 현황에 따르면, 조직대상 근로자 수 대비 조합원 수로 측정한 우리나라 노동조합 조직률은 2008년 10.5%에서 2016년에는 0.2%p 하락

이 때 노동조합이 두 번 이상 설립되거나 해체되는 등 현실에서 자주 관찰되지 않는 사업체를 분석에 포함할 경우, 노동조합의 산업재해 효과가 이들에 의해 크게 영향을 받을 수 있다. 마지막으로 특정 사업체가 최초로 조사된 이후 2년 주기가 아니라 4년, 6년, 8년, 10년 후에 조사된 사업체(125개 패널, 498개 관측치)를 본 분석에서 제외한다. 2년 주기로 조사되지 않은(관찰되지 않는) 이유가 노동조합 설립 혹은 해체는 물론 산업재해 수준과도 연관되어 있을 가능성을 배제하기 위함이다.

결국 본 연구는 1~6차년도에 조사된 총 4,985개 패널(사업체), 12,353개 관측치 가운데 242개 패널, 1,035개 관측치를 제외한 4,743개 패널, 11,349개 관측치를 사용한다³⁾. 전체 샘플 가운데 특정 시기에 노조가 조직되어 있지 않았던 사업체의 관측치 수는 7,424개인 한편, 반대로 특정 시기에 노조가 조직되어 있었던 사업체의 관측치 수는 3,925개이다⁴⁾. 이렇게 구축되어 분석에 사용되는 전체 샘플의 사업체당 산업재해 수준 및 사업체 주요 속성의 평균과 표준편차가 <표 1-1>에 제시되어 있다.

<표 1-1> 노동조합 존재여부별 산업재해 수준 및 사업체의 주요 속성: 전체 샘플

	전체 샘플(패널 수: 4,743개)		
	무노조 (1) (관측치 수: 7,424개)	유노조 (2) (관측치 수: 3,925개)	유노조와 무노조 간 격차 (2)-(1)
산업재해 수준			
재해발생건수	0.3363 (1,0337)	1.1745 (6,6876)	0.8382*** [0.0793]
근로손실일수	121,9073 (804,2060)	454,5809 (2,126,0350)	332,6736*** [27.8132]

한 10.3%에 머무르고 있다.

- 3) 하지만 다음 장에서 확인할 수 있듯이, 실제 회귀분석에서는 8,080개 관측치만 사용되는데 이는 1인당 인건비, 매출액, 영업이익, 유형자산액과 관련한 재무정보가 특정 사업체에서 결측되기 때문이다.
- 4) 사업체패널에서 조사된 노조조직률이 현실의 노조조직률에 비해 높게 나타나는 양상은 사업체패널의 조사 대상 사업체가 종사자 30인 이상으로 한정되어 있는에서 주로 연유하는 것으로 판단된다.

〈표 1-1〉의 계속

	전체 샘플(패널 수: 4,743개)		
	무노조 (1) (관측치 수: 7,424개)	유노조 (2) (관측치 수: 3,925개)	유노조와 무노조 간 격차 (2)-(1)
재해자 수	0.3385 (1,0393)	1.1959 (6,8876)	0.8574*** [0.0816]
사고부상자 수	0.2973 (0,9513)	0.8364 (4,1048)	0.5392*** [0.0500]
사고사망자 수	0.0038 (0,0676)	0.0130 (0,1155)	0.0092*** [0.0017]
질병이환자 수	0.0326 (0,2037)	0.3269 (3,1000)	0.2943*** [0.0361]
질병사망자 수	0.0038 (0,0635)	0.0155 (0,1336)	0.0118*** [0.0019]
근로자 1인당 재해발생건수	0.0033 0.0211	0.0028 0.0136	-0.0006 [0.0004]
근로자 1인당 근로손실일수	0.9506 (8,9962)	1.5428 (12,9698)	0.5921 [0.2080]
전체 근로자수 대비 재해자 수(%)	0.3349 (2,1143)	0.2805 (1,3621)	-0.0544 [0.0373]
전체 근로자 수 대비 사고부상자 수(%)	0.2971 (1,8333)	0.2271 (1,2946)	-0.0701** [0.0329]
전체 근로자 수 대비 사고사망자 수(%)	0.0025 (0,0602)	0.0086 (0,1355)	0.0061*** [0.0018]
전체 근로자 수 대비 질병이환자 수(%)	0.0332 (0,6295)	0.0395 (0,2260)	0.0063 [0.0104]
전체 근로자 수 대비 질병사망자 수(%)	0.0016 (0,0503)	0.0037 (0,0855)	0.0021* [0.013]
사업체의 주요 속성			
관리직 근로자의 비중(%)	11.0542 (12,9371)	7.9214 (10,6997)	-3.1328*** [0.0000]
전문직 근로자의 비중(%)	17.1257 (27,4593)	18.1180 (28,3022)	0.9923* [0.0701]
사무직 근로자의 비중(%)	21.1243 (23,6053)	19.5256 (23,1643)	-1.5986*** [0.4629]

〈표 1-1〉의 계속

	전체 샘플(패널 수: 4,743개)		
	무노조 (1) (관측치 수: 7,424개)	유노조 (2) (관측치 수: 3,925개)	유노조와 무노조 간 격차 (2)-(1)
서비스직 근로자의 비중(%)	7.2308 (20,7396)	13.4996 (29,4686)	6.2688*** [0.4760]
판매직 근로자의 비중(%)	5.0740 (14,2062)	2.8017 (11,0319)	-2.2724*** [0.2604]
생산직 근로자의 비중(%)	26.2326 (32,3171)	30.9025 (35,8044)	4.6699*** [0.6624]
단순직 근로자의 비중(%)	11.9826 (25,2530)	7.1816 (18,4689)	-4.8010*** [0.4565]
1인당 인건비(백만 원)	42,9636 (20,3577)	56,0718 (21,6637)	13,1082*** [0.4798]
매출액(백만 원)	375,236.8 (2,961,399.0)	1,493,171.0 (4,294,638.0)	1,117,934.2*** [78632.43]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 경영계획 부문	2.4267 (1,0416)	2.8978 (1,1908)	0.4711*** [0.0216]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 장비 및 시스템 도입 부문	2.4652 (1,0097)	2.8318 (1,1504)	0.3666*** [0.0209]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 공정 및 작업조직 개편 부문	2.5656 (1,0104)	2.9511 (1,1503)	0.3855*** [0.0209]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 근로자 훈련 부문	2.2605 (1,0637)	2.8094 (1,3579)	0.5489 [0.0232]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 고용조정 부문	2.4693 (1,1307)	3.3592 (1,3856)	0.8899 [0.0242]

주: 1) ()는 표준편차, []는 표준오차를 의미함.

2) *, **, ***는 Mean-difference-test의 표준오차 값을 바탕으로 계산된 통계적 유의성을 의미하며, 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

앞서 언급하였듯이 본 연구는 노동조합이 두 번 이상 설립되거나 해체된 사업체를 제외한다. 따라서 본 연구의 분석에 사용되는 전체 샘플은 ① 분석기간 내내 노조가 조직되어 있지 않았던 무노조 사업체 유형(3,353개 패널, 7,179개 관측치), ② 분석기간 내내 노조가 조직되어 있었던 유노조 사

업체 유형(1,286개 패널, 3,685개 관측치), ③ 분석기간 동안 단 한번 노조가 설립되어 유지된 사업체 유형(패널 76개, 360개 관측치), ④ 분석기간 동안 단 한번 노조가 해체된 후 그 상태가 유지된 사업체 유형(28개 패널, 125개 관측치)으로 구성된다. ① 유형의 사업체당 산업재해 수준 및 사업체 주요 속성의 평균과 표준편차는 <표 1-2>의 첫 번째 열에, ② 유형의 사업체당 산업재해 수준 및 사업체 주요 속성의 평균과 표준편차는 <표 1-2>의 두 번째 열에 제시되어 있다. 한편 ③ 유형의 사업체당 산업재해 수준 및 사업체 주요 속성의 평균과 표준편차를 노조설립 전후로 비교한 기술통계량은 <표 1-3>에 나타나 있고, ④ 유형의 사업체당 산업재해 수준 및 사업체 주요 속성의 평균과 표준편차를 노조해체 전후로 비교한 기술통계량은 <표 1-4>에 제시되어 있다.

<표 1-2> 노동조합 존재여부별 산업재해 수준 및 사업체의 주요 속성: 존재여부 무변화 샘플

	노조 존재여부가 변화하지 않은 샘플		
	무노조 (1) (관측치 수: 7,179개) [패널 수: 3,353개]	유노조 (2) (관측치 수: 3,685개) [패널 수: 1,286개]	유노조와 무노조 간 격차 (2)-(1)
산업재해 수준			
재해발생건수	0.3370 (1.0375)	1.2252 (6.8937)	0.8883*** [0.0831]
근로손실일수	122.4644 (807.2370)	473.2209 (2,179.7070)	350.7565*** [28.9585]
재해자 수	0.3392 (1.0433)	1.2478 (7.1000)	0.9086*** [0.0855]
사고부상자 수	0.2973 (0.9544)	0.8681 (4.2275)	0.5709*** [0.0523]
사고사망자 수	0.0038 (0.0677)	0.0136 (0.1180)	0.0098*** [0.0018]
질병이환자 수	0.0333 (0.2061)	0.3457 (3.1980)	0.3124*** [0.0379]

〈표 1-2〉의 계속

	노조 존재여부가 변화하지 않은 샘플		
	무노조 (1) (관측치 수: 7,179개) [패널 수: 3,353개]	유노조 (2) (관측치 수: 3,685개) [패널 수: 1,286개]	유노조와 무노조 간 격차 (2)-(1)
질병사망자 수	0.0038 (0.0635)	0.0160 (0.1359)	0.0122*** [0.0019]
근로자 1인당 재해발생건수	0.0034 (0.0214)	0.0028 (0.0138)	-0.0006 [0.0004]
근로자 1인당 근로손실일수	0.9691 (9.1353)	1.5964 (13.3136)	0.6272*** [0.2176]
전체 근로자수 대비 재해자 수(%)	0.3408 (2.1468)	0.2851 (1.3882)	-0.0557 [0.0390]
전체 근로자 수 대비 사고부상자 수(%)	0.3021 (1.8608)	0.2309 (1.3269)	-0.0712** 0.0344]
전체 근로자 수 대비 사고사망자 수(%)	0.0026 (0.0612)	0.0091 (0.1398)	0.0066*** [0.0019]
전체 근로자 수 대비 질병이환자 수(%)	0.0341 (0.6400)	0.0395 (0.2151)	0.0053 [0.0108]
전체 근로자 수 대비 질병사망자 수(%)	0.0016 (0.0508)	0.0039 (0.0881)	0.0023* [0.0013]
사업체의 주요 속성			
관리직 근로자의 비중(%)	10.9877 (12.7185)	7.8183 (10.7190)	-3.1694*** [0.2447]
전문직 근로자의 비중(%)	16.9898 (27.3919)	17.6663 (27.9975)	0.6765 [0.5593]
사무직 근로자의 비중(%)	20.9239 (23.4490)	19.0574 (22.6057)	-1.8666*** [0.4695]
서비스직 근로자의 비중(%)	7.2603 (20.8160)	13.8395 (29.8097)	6.5792*** [0.4913]
판매직 근로자의 비중(%)	4.9847 (14.0864)	2.6563 (10.7680)	-2.3283*** [0.2646]
생산직 근로자의 비중(%)	26.5603 (32.4285)	31.7866 (36.0580)	5.2263*** [0.6830]
단순직 근로자의 비중(%)	12.1507 (25.4440)	7.1446 (18.3316)	-5.0061*** [0.4717]

〈표 1-2〉의 계속

	노조 존재여부가 변화하지 않은 샘플		
	무노조 (1) (관측치 수: 7,179개) [패널 수: 3,353개]	유노조 (2) (관측치 수: 3,685개) [패널 수: 1,286개]	유노조와 무노조 간 격차 (2)-(1)
1인당 인건비(백만 원)	42.6569 (20,3083)	56.1243 (21,7929)	13.4674*** [0.4941]
매출액(백만 원)	325,830.9 (2,825,832.0)	1,501,447.0 (4,317,211.0)	1,175,616.1*** [759,158.4]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 경영계획 부문	2.4118 (1,0407)	2.8985 (1,1890)	0.4868*** [0.0222]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 장비 및 시스템 도입 부문	2.4551 (1,0083)	2.8290 (1,1481)	0.3740*** [0.0214]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 공정 및 작업조직 개편 부문	2.5583 (1,0086)	2.9528 (1,1504)	0.3945*** [0.0215]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 근로자 훈련 부문	2.2541 (1,0572)	2.8152 (1,3585)	0.5611*** [0.0237]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 고용조정 부문	2.4584 (1,1218)	3.3707 (1,3829)	0.9123*** [0.0247]

주: 1) ()는 표준편차, []는 표준오차를 의미함.

2) *, **, ***는 Mean-difference-test의 표준오차 값을 바탕으로 계산된 통계적 유의성을 의미하며, 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

〈표 1-3〉 노동조합 설립 전후 산업재해 수준 및 사업체의 주요 속성: 무노조에서 유노조로 변화한 샘플

	노조가 존재하지 않다가 설립된 샘플(패널 수: 76개)		
	노조설립 전 (1) : 무노조 (관측치 수: 175개)	노조설립 후 (2) : 유노조 (관측치 수: 185개)	유노조와 무노조 간 격차 (2)-(1)
산업재해 수준			
재해발생건수	0.3943 (1,0389)	0.3351 (0,8117)	-0.0592 [0.0980]
근로손실일수	135.7543 (834,1755)	141.9568 (810,0802)	6.2025 [86,6672]

〈표 1-3〉의 계속

	노조가 존재하지 않다가 설립된 샘플(패널 수: 76개)		
	노조설립 전 (1) : 무노조 (관측치 수: 175개)	노조설립 후 (2) : 유노조 (관측치 수: 185개)	유노조와 무노조 간 격차 (2)-(1)
재해자 수	0.3943 (1,0389)	0.3351 (0,8117)	-0.0592 [0.0980]
사고부상자 수	0.3771 (0,9741)	0.2919 (0,7157)	-0.0853 [0.0898]
사고사망자 수	0.0057 (0,0756)	0.0054 (0,0735)	-0.0003 [0.0079]
질병이환자 수	0.0057 (0,0756)	0.0324 (0,2060)	0.0267 [0.0165]
질병사망자 수	0.0057 (0,0756)	0.0054 (0,0735)	-0.0003 [0.0079]
근로자 1인당 재해발생건수	0.0020 (0,0071)	0.0022 (0,0095)	0.0002 [0.0009]
근로자 1인당 근로손실일수	0.5186 (3,0358)	0.4679 (1,9433)	-0.0506 [0.2672]
전체 근로자수 대비 재해자 수(%)	0.2016 (0,7098)	0.2245 (0,9489)	0.0229 [0.0887]
전체 근로자 수 대비 사고부상자 수(%)	0.1977 (0,7059)	0.1804 (0,6475)	-0.0173 [0.0713]
전체 근로자 수 대비 사고사망자 수(%)	0.0009 (0,0122)	0.0004 (0,0059)	-0.0005 [0.0010]
전체 근로자 수 대비 질병이환자 수(%)	0.0003 (0,0034)	0.0427 (0,3841)	0.0424 [0.0290]
전체 근로자 수 대비 질병사망자 수(%)	0.0027 (0,0363)	0.0009 (0,0128)	-0.0018 [0.0028]
사업체의 주요 속성			
관리직 근로자의 비중(%)	12,6439 (16,8750)	9,4936 (9,5476)	-3,1503* [1,4352]
전문직 근로자의 비중(%)	19,3811 (27,7535)	23,1177 (30,7575)	3,7366 [3,0935]
사무직 근로자의 비중(%)	30,0282 (28,6931)	27,1372 (30,1314)	-2,8909 [3,1046]

〈표 1-3〉의 계속

	노조가 존재하지 않다가 설립된 샘플(패널 수: 76개)		
	노조설립 전 (1) : 무노조 (관측치 수: 175개)	노조설립 후 (2) : 유노조 (관측치 수: 185개)	유노조와 무노조 간 격차 (2)-(1)
서비스직 근로자의 비중(%)	8.0914 (20,6362)	9.4469 (24,7106)	1.3555 [2,4065]
판매직 근로자의 비중(%)	9.5908 (18,3987)	4.7569 (13,0117)	-4.8340*** [1,6725]
생산직 근로자의 비중(%)	13.9287 (24,8464)	17.8887 (28,8835)	3.9601 [2,8468]
단순직 근로자의 비중(%)	5.3606 (14,3626)	7.7335 (20,0347)	2.3729 [1,8463]
1인당 인건비(백만 원)	47,8175 (18,1049)	56,6745 (18,9175)	8,8570*** [2,1558]
매출액(백만 원)	1,883,204.0 (5,938,333.0)	1,227,168.0 (3,785,290.0)	-656,036.0 [577,545.1]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 경영계획 부문	2,8286 (0,9311)	2,8919 (1,2376)	0,0633 [0,1159]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 장비 및 시스템 도입 부문	2,7029 (1,0016)	2,9297 (1,1980)	0,2269* [0,1167]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 공정 및 작업조직 개편 부문	2,6857 (1,0387)	3,0216 (1,1371)	0,3359*** [0,1150]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 근로자 훈련 부문	2,2800 (1,1969)	2,7568 (1,3514)	0,4768*** [0,1348]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 고용조정 부문	2,6400 (1,2961)	3,2000 (1,4096)	0,5600*** [0,1430]

주: 1) ()는 표준편차, []는 표준오차를 의미함.

2) *, **, ***는 Mean-difference-test의 표준오차 값을 바탕으로 계산된 통계적 유의성을 의미하며, 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

〈표 1-4〉 노동조합 해체 전후 산업재해 수준 및 사업체의 주요 속성: 유노조에서 무노조로 변화한 샘플

	노조가 존재하다가 없어진 샘플(패널 수 28개)		
	노조해체 후 (1) : 무노조 (관측치 수: 70개)	노조해체 전 (2) : 유노조 (관측치 수: 55개)	유노조와 무노조 간 격차 (2)-(1)
산업재해 수준			
재해발생건수	0.1286 (0.4479)	0.6000 (1.6398)	0.4714** [0.2049]
근로손실일수	30,1571 (156,5738)	257,2545 (1,299,5270)	227,0974 [156,5832]
재해자 수	0.1286 (0.4479)	0.6182 (1.6721)	0.4896** [0.2086]
사고부상자 수	0.1000 (0.3864)	0.5455 (1.4885)	0.4455** [0.1852]
사고사망자 수	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 [0.0000]
질병이환자 수	0.0286 (0.1678)	0.0545 (0.2292)	0.0260 [0.0355]
질병사망자 수	0.0000 (0.0000)	0.0182 (0.1348)	0.0182 [0.01610]
근로자 1인당 재해발생건수	0.0006 (0.0025)	0.0016 (0.0051)	0.0010 [0.0007]
근로자 1인당 근로손실일수	0.1287 (0.7716)	1.5662 (10.6841)	1.4376 [1.2798]
전체 근로자수 대비 재해자 수(%)	0.0615 (0.2483)	0.1580 (0.5136)	0.0965 [0.0699]
전체 근로자 수 대비 사고부상자 수(%)	0.0401 (0.1965)	0.1263 (0.4702)	0.0862 [0.0621]
전체 근로자 수 대비 사고사망자 수(%)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 [0.0000]
전체 근로자 수 대비 질병이환자 수(%)	0.0215 (0.1506)	0.0312 (0.2247)	0.0097 [0.0337]
전체 근로자 수 대비 질병사망자 수(%)	0.0000 (0.0000)	0.0005 (0.0035)	0.0005 [0.00042]

〈표 1-4〉의 계속

	노조가 존재하다가 없어진 샘플(패널 수 28개)		
	노조해체 후 (1) : 무노조 (관측치 수: 70개)	노조해체 전 (2) : 유노조 (관측치 수: 55개)	유노조와 무노조 간 격차 (2)-(1)
사업체의 주요 속성			
관리직 근로자의 비중(%)	13,8992 (21,0862)	9,5431 (12,5767)	-4,3561 [3,2176]
전문직 근로자의 비중(%)	25,4222 (32,1673)	31,5679 (34,9711)	6,1457 [6,0232]
사무직 근로자의 비중(%)	19,4076 (21,4344)	25,2971 (28,0749)	5,8895 [4,4275]
서비스직 근로자의 비중(%)	2,0496 (9,6888)	4,3588 (15,8185)	2,3091 [2,2971]
판매직 근로자의 비중(%)	2,9468 (12,5872)	5,9621 (18,2133)	3,0153 [2,7594]
생산직 근로자의 비중(%)	23,3911 (31,5980)	15,4441 (27,1133)	-7,9470 [5,3538]
단순직 근로자의 비중(%)	11,2963 (24,9443)	7,8030 (22,1673)	-3,4933 [4,2822]
1인당 인건비(백만 원)	57,8635 (23,3831)	51,1435 (21,8677)	-6,7200 [4,4871]
매출액(백만 원)	1,043,625.0 (2,545,653.0)	1,837,455.0 (4,485,595.0)	793,830.0 [702,355.2]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 경영계획 부문	2,9571 (1,0691)	2,8727 (1,1715)	-0,0844 [0,2010]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 장비 및 시스템 도입 부문	2,9143 (1,0035)	2,6909 (1,1365)	-0,2234 [0,1917]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 공정 및 작업조직 개편 부문	3,0143 (1,0143)	2,6000 (1,1483)	-0,4143** [0,1937]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 근로자 훈련 부문	2,8714 (1,2029)	2,6000 (1,3416)	-0,2714 [0,2281]
의사결정 참여수준(5점 척도) : 고용조정 부문	3,1571 (1,3581)	3,1273 (1,4537)	-0,0299 [0,2524]

주: 1) ()는 표준편차, []는 표준오차를 의미함.

2) *, **, ***는 Mean-difference-test의 표준오차 값을 바탕으로 계산된 통계적 유의성을 의미하며, 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

2. 실증분석 모형

우리나라 노동조합이 산업재해에 미친 영향을 분석하기 위해 본 연구는 우선적으로 회귀방정식 (1)에 통합 최소자승법(pooled OLS) 모형과 패널 고정효과(panel fixed effect) 모형을 적용한다.

$$accdt_{it} = \beta_0 + BX_{it} + \theta uni on_{it} + \gamma_t + \rho_i + \xi_{it} \quad (1)$$

식 (1)⁵⁾에서 $accdt_{it}$ 는 종속변수로서 t 기에 해당사업체에 발생한 산업재해를 의미한다. 본 연구에서 고려하는 산업재해는 근로자 1인당 재해발생건수, 근로자 1인당 근로손실일수, 전체 근로자수 대비 재해자 수(%), 전체 근로자 수 대비 사고부상자 수(%), 전체 근로자 수 대비 사고사망자 수(%), 전체 근로자 수 대비 질병이환자 수(%), 전체 근로자 수 대비 질병사망자 수(%)이다. 사업체당 재해자 수, 사고부상자 수, 사고사망자 수, 질병이환자 수, 질병사망자 수 등 개별 산업지표의 절대치를 그대로 사용하지 않고 각 절대치를 해당 사업체의 전체 근로자 수로 나눈 후 100을 곱한 값(%)을 사용⁶⁾하는 이유는 특정 사업체의 근로자 수가 상대적으로 많아서(적어서) 산업재해가 필연적으로 많게(적게) 발생하는 경향으로 인해 노조에 의한 산업재해 효과가 과대(과소)평가되는 편의를 완화하기 위함이다. 위험수준이 동일한 작업환경이라면 근로자 수가 많은 사업체에서 상대적으로 산업재해가 더 많이 발생할 수 있다. 동시에 노조가 조직된 사업장의 근로자 수가 무노조 사업체에 비해 일반적으로 많다면, 규모를 조정하지 않고 산업재해의 절대적 수치를 사용하여 분석하는 경우 유노조 사업체에서 산업재해 수준이 높은 경향을 노조에 의한 효과로 오독(mis-leading)할 수 있다.

5) 식 (1)에서 γ_t 는 모든 사업체에 동일하게 영향을 미치되 시간에 따라 변화하는 산업재해 효과인데, 연도 더미를 회귀방정식에 포함함으로써 통제한다. ξ_{it} 는 오차항(idiosyncratic error)을 나타낸다.

6) 근로자 1인당 재해발생건수와 근로자 1인당 근로손실일수 역시 각각의 절대치를 해당 사업체의 전체 근로자 수로 나누지만 이후 100을 곱하지는 않는다. 즉 이들 두 변수 역시 규모를 보정한 것이지만, 다른 변수들처럼 %의 개념은 아니다.

<표 1-1>에 따르면, 실제로 모든 산업재해 지표의 절대적 수치 측면에서 유노조 사업체가 무노조 사업체에 비해 평균적으로 높은 경향을 나타낸다. 하지만 각 산업재해 지표를 전체 근로자 수로 나누어 규모를 조정한 경우 유노조 사업체의 전체 근로자 수 대비 사고사망자 수와 전체 근로자 수 대비 질병사망자 수만이 무노조 사업체에 비해 통계적으로 유의하게 높다. 심지어 전체 근로자 수 대비 사고부상자 수의 경우에는 오히려 무노조 사업체가 유노조 사업체에 비해 통계적으로 유의하게 높은 경향이 관찰되기도 한다.

개별 산업재해 지표가 함의하는 위험성 수준에도 주목할 필요가 있다. 업무상 사고 혹은 질병 등으로 인해 발생한 전체 산업재해건수를 해당 사업체의 근로자 수로 나눈 값인 근로자 1인당 재해발생건수와 업무상 발생한 사고 혹은 질병 등 산업재해를 당한 전체 재해자 수를 해당 사업체의 전체 근로자 수로 나눈 후 100을 곱한 값인 근로자 1인당 재해자 수⁷⁾는 산업재해의 규모 효과를 보정한 상태에서 평균적인 재해발생 정도를 보여주는 지표이다. 한편 근로자 1인당 근로손실일수는 업무상 사고 혹은 질병 등으로 인해 결근함으로써 생긴 전체 근로손실일수를 해당사업체의 근로자 수로 나눈 값으로, 근로자 1인당 재해발생건수와 근로자 1인당 재해자 수는 경(輕)한 재해와 중(重)한 재해가 모두 한 건(명)으로 동일하게 계산되는 반면 근로자 1인당 손실일수에서는 중한 재해가 발생한 사업체가 경한 재해가 발생한 사업체보다 길게 나타나게 된다. 더욱이 전체 근로자 수 대비 사고 사망자 수나 질병사망자 수는 업무상 사고 혹은 질병으로 인해 사망한 사람의 수를 해당 사업체의 근로자 수로 나눈 후 100을 곱한 값으로, 중대한 재해의 발생비율을 나타내는 동시에 거의 은폐가 되지 않는다는 점에서 노동조합과의 관계를 살펴보는 데 있어서도 의미가 있다.

X_{it} 는 $accd_{it}$ 에 영향을 미치는 잠재적 요인들의 집합으로 t 기의 시간에 따라 변화하고 관찰 가능한 사업체의 속성들로 구성된다. <표 1-1>과 <표 1-2> 하단 부분에서 확인할 수 있듯이, 노조가 존재할 당시의 사업체 속성과 노조가 조직되어 있지 않을 당시의 사업체 속성은 대부분 유의미한 차이

7) 이러한 산업재해 지표를 ‘재해율’이라고도 일컫는다.

를 보인다. 이러한 상황에서 노동조합의 조직 여부와 산업재해 지표에 동시에 영향을 주는 사업체의 속성을 회귀방정식 (1)에 포함하지 않으면 누락 변수에 의한 편의(omitted variable bias)가 발생할 수 있으므로, 이를 최대한 줄이기 위해 본 연구에서는 가능한 많은 변수들을 X_{it} 에 포함한다. 우선적으로 해당 사업체의 직무와 관련하여 전체 근로자 수 대비 전문직 근로자 수(%), 전체 근로자 수 대비 사무직 근로자 수(%), 전체 근로자 수 대비 서비스직 근로자 수(%), 전체 근로자 수 대비 판매직 근로자 수(%), 전체 근로자 수 대비 생산직 근로자 수(%), 전체 근로자 수 대비 단순직 근로자 수(%)와 주요 정규직의 직종 더미를 통제한다. 또한 전체 근로자 수 대비 남성 근로자 수(%), 전체 근로자 수 대비 기간제 근로자 수(%), 전체 근로자 수 대비 시간제 근로자 수(%), 전체 근로자 수 대비 외국인 근로자 수(%), 전체 근로자 수 대비 신규채용 근로자 수(%), 전체 근로자 수 대비 이직 근로자 수(%), 전체 근로자 수 대비 사내하청 및 용역 근로자 수(%), 전체 근로자 수 대비 기타 간접고용 근로자 수(%) 변수들을 회귀방정식에 포함한다. 이를 통해 해당 사업체 내에서도 위험성이 상이한 각종 근로자·직무 속성을 통제한다⁸⁾. 또한 해당 사업체의 1인당 인건비를 통제변수로 고려한 점에도 주목할 필요가 있다. 1인당 인건비의 통제여부는 노동조합의 산업재해 효과를 추정하는데 매우 중요하다. 이론적 논쟁에서 살펴본 바와 같이 노동조합에 의한 임금상승이 산업재해를 증가시킬 수 있는 요인으로 작용할 수 있기 때문이다. 따라서 1인당 인건비를 통제하는 경우, 설혹 유노조 사업체가 무노조 사업체에 비해 산업재해 수준이 높은 경향이 관찰된다고 하더라도 그러한 결과의 주된 원인을 임금상승을 위한 노동조합의 전략적 선택이나 임금상승을 상쇄하기 위한 사업체의 산업안전에 대한 상대적 저투자에서 찾기에는 무리가 따른다.

산업재해와 정(+)의 관계를 갖는 가동률을 일정 부분 통제하기 위해 산업

8) 연령대에 따라 재해 발생 가능성과 노조에 대한 선호가 상이할 수 있으므로, 각 연령대의 근로자 비중도 통제변수로 포함할 필요가 있다. 하지만 연령대별 근로자 비중은 1~6차년도까지 시계열적으로 일관되게 연결되지 않아 통제변수에 포함할 수 없었다.

을 중분류 수준에서, 지역을 광역시도 수준에서 각각 더미 변수의 형태로 고려하는 상황에서 해당 사업체의 매출액을 X_{it} 에 포함한다. 사실 매출액보다 나은 가동률의 대용치(proxy)는 근로시간이다. 하지만 사업체 조사에 기재되는 해당 사업체의 (평균 개념의) 실근로시간이나 초과 근로시간이 직무 및 위험성이 상이한 개별 근로자의 각기 다른 실근로시간을 반영하기 쉽지 않고, 심지어 사업체의 평균 실근로시간과 초과 근로시간에 대한 설문이 2015년 조사부터 누락되어 통제변수로 사용하지 못하였다. 다만 이에 대한 보완으로 탄력적 근로시간제 운영 여부, 교대제 시행 여부를 통제한다. 한편 경영 상황이 좋지 못한 경우 산업안전에 대한 투자가 감소하거나 산업재해에 더욱 소홀하게 될 가능성을 고려하여 해당 사업체의 영업이익을, 해당 사업체의 규모를 통제하기 위해 해당 사업체의 유형자산액을 회귀방정식에 포함한다. 이 외에도 업력, 하도급 거래여부 및 유형(위탁거래, 수·위탁거래 구분, 수탁거래 중심), 다수의 사업장 보유 여부, 조사 대상 사업체의 본사 여부, 사업체의 조직유형(개인사업장, 회사법인, 학교법인 또는 의료법인, 회사이외의 법인), 주력사업의 해외 진출 여부, 정규직 인원 감축 또는 경영상의 이유로 인한 해고(정리해고, 명예퇴직)시행 여부, 성과배분제 운영 여부 등 산업안전에 대한 투자 혹은 선호가 상이할 수 있는 각종 사업체 속성을 추가적으로 통제한다.

마지막으로 강조될 필요가 있는 통제변수는 공식적 통로(노조, 노사협의회) 및 기타 비공식적 통로를 통한 경영계획 결정 관여 정도, 신기계 및 설비 또는 장비 및 시스템 도입 결정 관여 정도, 공정·업무 프로세스 및 작업조직 개편의 결정 관여 정도, 근로자 훈련의 결정 관여 정도, 감원 등 고용조정의 결정 관여 정도 등 해당 사업체의 각종 의사결정에 근로자가 참여하는 수준을 5점 척도⁹⁾로 적용한 변수들이다. 박용승·나인강(2010)에 따르

9) 각 변수의 응답 항목은 다음과 같다: 1은 “사전에 정보도 받지 못함”, 2는 “사전에 정보만 제공받는 수준”, 3은 “근로자가 의견 개진을 할 수 있음”, 4는 “근로자의 의견이 의사결정에 반영됨”, 5는 “근로자가 의사결정에 거부권 행사 가능함”, 6은 “노사가 공동으로 결정함”. 본 연구에서는 척도 5와 6을 통합하여 5점 척도로 재구성하여 활용한다.

면 산업재해 발생여부는 물론 산업재해 발생빈도는 사업체의 각종 의사결정에 대한 근로자의 참여수준과 부(-)의 관계를 보였는데, 근로자의 참여수준이 노조의 조직화 여부와 밀접하게 연관되어 있을 가능성을 감안하면 이들 변수들의 통제는 누락 편의 완화를 위해 필수적이다.

본 연구의 주된 관심변수인 $union_{it}$ 는 t 기에 해당 사업체에 노동조합이 조직되어 있는지 여부를 나타내는 더미변수로서, 조직되어 있으면 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. II장의 이론적·실증적 논의들을 고려하면 추정치 θ 에는 산업재해와 부(-)의 관계를 가지는 집단적 발언효과, 정(+)의 관계를 가지는 보고 효과, 작업환경이 열악한 사업체에서 노조가 설립될 가능성이 높은 정(+)의 선택편의 효과, 노조는 임금상승을 위해 사업체는 임금상승에 따른 비용 상쇄를 위해 모두 산업안전에 대한 투자에 상대적으로 소홀해지는 일종의 (균형에서 달성되는) 매칭의 속성이 혼재되어 있다. 만약 해당 사업체의 1인당 인건비를 회귀방정식에 포함함으로써 산업재해와 정(+)의 관계에 있는 매칭 속성이 상당 부분 통제된다면, θ 는 주로 집단적 발언효과, 보고 효과, 선택편의 효과로 구성될 것이다.

여기서 패널고정효과모형에 기초한 분석의 필요성이 대두된다. 분석기간 동안 노동조합이 설립되거나 노동조합이 해체되는 사업체에 의해 θ 가 식별되는 패널고정효과모형¹⁰⁾은 시간에 따라 불변하고(time-invariant) 관찰 불가능한 사업체의 각종 속성(식 (1)의 ρ_i)을 제거함으로써 이들 속성에 의한 내생성(endogeneity bias)으로부터 자유로울 수 없는 통합 최소자승법에 비해 상대적으로 편의되지 않은 추정치가 도출될 수 있다는 장점을 갖는 것으로 잘 알려져 있다. 만약 작업환경 위험성 수준이 ρ_i 의 성격을 가진다면 패널고정효과모형에 의해 도출된 추정치 θ 에는 산업재해와 부(-)의 관계에 있는 집단적 발언효과와 정(+)의 관계에 있는 보고 효과만 남게 될 것이

10) 분석기간 동안 노동조합 지위(status)에 변화가 없는 사업체 역시 분석에서 중요한 역할을 한다. <표 1-2>에 나타나 있듯이 전체 샘플의 대부분을 구성하는 이들 사업체들의 존재는 다른 통제변수들의 추정치 규모(magnitude) 및 효율성(efficiency) 결정에 절대적으로 기여하여 노동조합 변수의 추정치 규모 및 표준오차에 영향을 미치기 때문이다.

며,¹¹⁾ 그 결과 통합 최소자승법에서 도출된 추정치보다 규모가 크게 작거나 통계적 유의성이 사라지는 양상이 관찰될 수 있다.¹²⁾ 또한 노동조합의 산업재해 효과의 부호는 서로 상반된 방향으로 작용하는 집단적 발언효과와 보고 효과의 크기에 좌우될 것이다.

비록 어떠한 통제변수도 포함되지 않은 결과이지만 <표 1-3>과 <표 1-4>의 산업재해 지표에 따르면, 패널고정효과 분석에서 노동조합의 산업재해 효과를 식별하는 사업체들의 노조 지위 변화가 산업재해 수준에 미치는 영향은 규모와 통계적 유의성 모두에서 극히 제한적인 것으로 나타났다. <표 1-3>에 나타나 있는 노조가 조직되어 있지 않다가 설립된 사업체의 경우, <표 1-1>의 결과와 달리 규모를 조정하지 않은 산업재해 수준의 절대치 측면에서조차 통계적으로 유의미한 변화가 관찰되지 않았다. 반면 <표 1-4>의 분석기간 동안 노동조합이 해체된 사업체의 경우에는, 노동조합이 해체되기 전의 재해발생건수, 재해자 수, 사고사망자 수가 해체된 후보다 1년에 각각 0.47건, 0.49명, 0.45명 높았다. 하지만 규모가 조정된 산업재해 지표에서는 이들 사업체 역시 노동조합이 해체되기 전과 후의 유의한 차이는 관찰되지 않았다.

한편 패널고정효과모형에서 노동조합이 산업재해에 미치는 영향을 식별하는 두 가지 유형의 사업체가 상호 대칭적인(symmetric) 산업재해 효과를 갖는지 - 즉 노동조합 설립 전후의 산업재해 효과가 노동조합 해체 전후의 산업재해 효과와 부호만 반대일 뿐 크기는 동일한지 - 도 본 연구의 또 다른 관심사이다. 아울러 패널고정효과모형에서 추정되는 노동조합 지위 변화의 평균적인 산업재해 효과 이외에도, 노동조합 지위 변화에 의한 산업재해 효과가 시간이 지날수록 어떻게 변화하는지 여부도 학문적 호기심을 자극한

-
- 11) 앞서 1인당 인건비에 의해 상당 부분 통제 가능할 것이라고 여겨졌던 산업안전을 상대적으로 소홀히 하는 노동조합과 사업체 간 균형점에서 이루어진 매칭 속성(matching with hedonic wage)이 시간에 따라 불변한다면, 그러한 속성은 패널고정효과모형에서 제거되어 추정치에 존재하지 않을 것이다.
 - 12) 설혹 작업환경의 위험성 정도가 시간에 따라 변화한다고 해도, 그간의 열악한 작업환경이 노동조합 조직의 주요 추동요인이라면 노동조합이 설립된 '당해'의 열악한 작업환경에는 크게 변화가 없을 수 있다.

다. 산업재해에 대한 집단적 발언효과가 노동조합 설립 혹은 해체 후 시간이 지날수록 강화되는지 아니면 일정 수준을 유지하는지도 궁금하지만 특히 보고 효과의 시간에 따른 변화가 흥미롭다. 예를 들어 노동조합의 보고 효과가 기존에 은폐되어 오던 산업재해를 공식화하는 노동조합의 행동에서 주로 비롯된다면 노동조합 설립 당시 혹은 설립 후 얼마 지나지 않은 시기에 규모가 가장 큰 정(+)의 산업재해 효과를 나타내는 한편 시간이 지날수록 보고 효과의 영향력은 약해질 것으로 예측된다. 하지만 Morantz(2013)의 연구가 시사하듯이 노동조합 설립 후 시간이 지날수록 산업재해에 대한 보고관행이 더욱 체계화되어 기존에 산업재해로 인정받지 못했던 사고나 질병까지 산업재해로 인정받는 경향이 지속된다면 산업재해에 대한 장기적 보고 효과는 오히려 강해질 수 있다.

노동조합의 산업재해 효과가 상호 대칭적인지와 해당 산업재해 효과가 시간이 지날수록 어떻게 변화하는지 여부를 추가적으로 확인하기 위해, 다음과 같은 두 가지 샘플을 구성하고 각 샘플에 회귀방정식 (2)와 패널고정 효과모형을 적용하여 추정한다: ① 노동조합 설립 후 산업재해의 장기 효과를 추정하기 위해 분석기간 동안 노동조합이 설립되어 상태가 유지된 사업체들과 분석기간 동안 노동조합 지위에 변화가 없었던 사업체들로 샘플을 구성한 경우, ② 노동조합 해체 후 산업재해의 장기 효과를 추정하기 위해 노동조합이 해체되어 그 상태를 유지한 사업체들과 분석기간 동안 노동조합 지위에 변화가 없었던 사업체들로 샘플을 구성

$$accdt_{it} = \beta_0 + BX_{it} + \theta_1 d_{1,it} + \theta_2 d_{2,it} + \theta_3 d_{3,it} + \theta_4 d_{4,it} + \theta_5 d_{5,it} + \gamma_t + \rho_i + \xi_{it} \quad (2)$$

식 (2)에서 $d_{1,it}$ 는 t 기가 해당 사업체의 노동조합 지위가 변화된 당해 연도인지 여부를 나타내는 더미변수로서, 당해 연도라면 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. $d_{2,it}$ 는 t 기가 해당 사업체의 노동조합 지위가 변화되어 상태가 유지된 지 2년째 되는 연도인지 여부를 나타내는 더미변수로

서, 2년째 되는 해라면 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. $d_{3,it}$ 는 t 기가 해당 사업체의 노동조합 지위가 변화되어 상태가 유지된 지 4년째 되는 연도인지 여부를 나타내는 더미변수로서, 4년째 되는 해라면 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. $d_{4,it}$ 는 t 기가 해당 사업체의 노동조합 지위가 변화되어 상태가 유지된 지 6년째 되는 연도인지 여부를 나타내는 더미변수로서, 6년째 되는 해라면 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. $d_{5,it}$ 는 t 기가 해당 사업체의 노동조합 지위가 변화되어 상태가 유지된 지 8년째 되는 연도인지 여부를 나타내는 더미변수로서, 8년째 되는 해라면 1의 값을, 그렇지 않으면 0의 값을 가진다¹³⁾.

식 (2)의 $[d_{1,it}, d_{2,it}, d_{3,it}, d_{4,it}, d_{5,it}]$ 에서는 특정 시기에 노동조합 지위가 변화한 관측치만 1의 값을 가지는 반면 그렇지 않은 관측치(분석기간 내 노동조합 지위의 변화가 없는 사업체 포함) 모두가 0의 값을 가지므로, 식 (2)의 노조 지위 변화에 대한 추정치는 패널고정효과모형이 적용된 이중차분법(difference-in-differences)의 추정치와 동일하다. 즉 식 (2)는 노동조합의 장기 산업재해 효과 추정을 위한 이중차분 회귀방정식인 것이다.

IV. 실증분석 결과

<표 1-5>는 전체 샘플을 회귀방정식 (1)에 적용한 회귀분석 결과이다. 각 종속변수에 대한 왼쪽 열의 결과는 통합 최소자승법(pooled OLS)을, 오른쪽 열의 결과는 패널고정효과모형을 적용하여 도출한 추정치를 나타낸다.

우선적으로 확인할 수 있는 사실은 전체 근로자 수 대비 질병이환자 수를

13) 노동조합이 산업재해에 장기적으로 미치는 영향을 관찰하기 위해 총 5개의 d_{it} 변수를 고려하는 이유는 가장 오랜 기간의 장기 효과를 식별할 수 있는 사업체들이 2차 사업체패널 조사에서 1차 사업체패널조사와는 상이한 노동조합의 지위를 가지게 되어, 즉 2차 조사에서 노동조합 지위가 변화된 후 해당 상태가 6차까지 지속된 경우가 때문이다.

제외하고는 어떠한 분석방법을 적용해도 노동조합이 각종 산업재해 지표에 미치는 유의미한 영향은 관찰되지 않는다는 점이다. 어떠한 통제변수도 고려하지 않은 <표 1-1>의 결과에서 이미 사업체의 전체 근로자 수 대비 사고 사망자 수와 전체 근로자 수 대비 질병사망자 수, 전체 근로자 수 대비 사고 부상자 수¹⁴⁾를 제외한 여타 산업재해 지표에서 무노조 사업체와 유노조 사업체 간에 통계적으로 유의미한 차이가 존재하지 않았음을 고려할 때, 각종 변수들이 통제된 회귀분석에서 노조의 산업재해 효과가 존재하지 않는 것으로 나타난 결과는 수긍할 만하다.

그렇다면 노동조합이 산업재해에 영향을 미치지 않는다는 의미는 어떻게 해석해야 할까? III장에서 설명하였듯이 작업환경의 위험성 수준과 산업안전을 상대적으로 소홀히 하려는 유인을 가진 노동조합과 사업체 간의 매칭 속성(matching with hedonic wage)이 시간에 따라 불변한다면 패널고정효과의 추정치는 부(-)의 방향으로 작용하는 집단적 발연효과와 정(+)의 방향으로 작용하는 보고 효과에 크게 의존하게 되는데, 상반된 방향으로 작용하는 두 효과가 상호 상쇄되면서 통계적으로 유의하지 않은 노동조합 효과가 나타났을 가능성이 존재한다.

한편 전체 근로자 수 대비 질병이환자 수 지표의 경우 통합 최소자승법이 적용된 회귀분석에서 통계적으로 유의미한 추정치가 도출되었는데, 노동조합이 조직되어 있는 사업체에서 질병을 앓다가 산업재해로 공식적으로 인정 받은 근로자의 비중이 0.016%p 높은 것으로 나타났다. 해당 추정치는 규모도 매우 작고 패널고정효과 분석에서 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났지만 유의 깊게 살펴볼 필요가 있다. 패널고정효과 분석의 추정치 가운데 유일하게 10% 유의수준에 근접하고 있을 뿐만 아니라 분석기간 동안 노조 지위가 변화된 사업체들의 ‘장기’ 산업재해 효과에서도 유사한 양상이 관찰되기 때문이다.

<표 1-6>은 회귀방정식 (2)에 패널고정효과 분석을 적용한 회귀분석 결과를 나타내고 있는데, 각 종속변수에 대한 왼쪽 열의 결과는 분석기간 동

14) 심지어 전체 근로자 수 대비 사고부상자 수의 경우에는 오히려 무노조 사업체가 유노조 사업체에 비해 통계적으로 유의하게 높은 경향이 관찰되었다.

〈표 1-5〉 노조 존재여부가 산업재해에 미친 영향 전체 샘플

종속변수	근로자 1인당 재해발생건수		근로자 1인당 근로손실일수		전체 근로자 수 대비 재해자 수(%)		전체 근로자 수 대비 사고부상자 수(%)		전체 근로자 수 대비 사고사망자 수(%)		전체 근로자 수 대비 질병이환자 수(%)		전체 근로자 수 대비 질병사망자 수(%)	
	Pooled OLS	패널 고정효과	Pooled OLS	패널 고정효과	Pooled OLS	패널 고정효과	Pooled OLS	패널 고정효과	Pooled OLS	패널 고정효과	Pooled OLS	패널 고정효과	Pooled OLS	패널 고정효과
노조 존재여부 더미	-0.00012 (0.00028)	0.00032 (0.00072)	0.45665 (0.32246)	-0.26180 (0.37054)	-0.00970 (0.02780)	0.03069 (0.07167)	-0.03210 (0.02474)	-0.00041 (0.05883)	0.00366 (0.00289)	0.00085 (0.00252)	0.01605** (0.00731)	0.03512 (0.02233)	0.00163 (0.00264)	-0.00378 (0.00388)
통제변수														
근로자 및 직무 속성	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제
재무적 속성	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제
사업체 의사결정에 대한 노동자 참여수준	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제
교대제, 탄력적 근로시간제 시행 여부	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제
사업체 속성	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제
산업·연도·지역 더미	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제
R2	0.06733	0.02104	0.02493	0.03501	0.06744	0.02081	0.06161	0.01892	0.01851	0.00851	0.03270	0.00800	0.01409	0.04247
관측치 수	8,080	8,080	8,080	8,080	8,080	8,080	8,080	8,080	8,080	8,080	8,080	8,080	8,080	8,080
패널 수	3,415	3,415	3,415	3,415	3,415	3,415	3,415	3,415	3,415	3,415	3,415	3,415	3,415	3,415

주: 1) ()안은 강건표준오차(robust standard error)를 의미함. 특히 표준오차는 동일한 패널을 대상으로 cluster analysis를 적용하여 조정되었음.

2) *, **, ***는 p-value를 의미하며, 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다는 것을 의미함.

3) 근로자 및 직무 속성 변수로는 해당 사업체의 직종별·기간제·시간제·외국인·사내하청 및 용역·기타 간접고용·신규채용·이직 근로자의 비중, 정규직의 주요 직종 더미가, 사업체의 재무적 속성 변수로는 1인당 인건비, 매출액, 영업이익, 유형자산액이, 5점 척도로 측정된 사업체 의사결정에 노동자 참여수준 변수로는 경영계획에 대한 의사결정 참여수준, 장비시스템 도입에 대한 의사결정 참여수준, 공정과정 및 작업조직 개편에 대한 의사결정 참여수준, 근로자 훈련에 대한 의사결정 참여수준, 고용조정에 대한 의사결정 참여수준이, 사업체 속성 변수로는 업력, 하도급 유형, 다수 사업장 여부, 본사 여부가 포함됨.

자료: 사업체패널 원자료(1~6차년도)와 사업체 산업재해 정보를 고용노동부로부터 제공받아 연결한 자료.

[illegible]

〈표 1-6〉의 계속

	근로자 1인당 재해발생건수		근로자 1인당 근로손실일수		전체 근로자 수 대비 재해자 수(%)		전체 근로자 수 대비 사고부상자 수(%)		전체 근로자 수 대비 사고사망자 수(%)		전체 근로자 수 대비 질병이환자 수(%)		전체 근로자 수 대비 질병사망자 수(%)	
	무노조에서 유노조로 변화: 식(2)	유노조에서 무노조로 변화: 식(2)	무노조에서 유노조로 변화: 식(2)	유노조에서 무노조로 변화: 식(2)	무노조에서 유노조로 변화: 식(2)	유노조에서 무노조로 변화: 식(2)	무노조에서 유노조로 변화: 식(2)	유노조에서 무노조로 변화: 식(2)	무노조에서 유노조로 변화: 식(2)	유노조에서 무노조로 변화: 식(2)	무노조에서 유노조로 변화: 식(2)	유노조에서 무노조로 변화: 식(2)	무노조에서 유노조로 변화: 식(2)	유노조에서 무노조로 변화: 식(2)
산업·연도·지역 더미	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제	통제
R2	0,02148	0,02171	0,03566	0,03646	0,02124	0,02146	0,01926	0,01937	0,00867	0,00894	0,00778	0,00873	0,04338	0,04416
관측치 수	7,981	7,802	7,981	7,802	7,981	7,802	7,981	7,802	7,981	7,802	7,981	7,802	7,981	7,802
패널 수	3,390	3,345	3,390	3,345	3,390	3,345	3,390	3,345	3,390	3,345	3,390	3,345	3,390	3,345

주: 1) 무노조에서 유노조로 변화한 샘플은 분석기간 동안 무노조에서 유노조로 변화한 사업체와 노조 지위에 변화가 없는 사업체로 구성되는 반면, 유노조에서 무노조로 변화한 샘플은 분석기간 동안 유노조에서 무노조로 변화한 사업체와 노조 지위에 변화가 없는 사업체로 구성된 샘플임.

2) 나머지 주석은 〈표 1-5〉와 동일

자료: 사업체패널 원자료(1~6차년도)와 사업체 산업재해 정보를 고용노동부로부터 제공받아 연결한 자료.

안 무노조에서 유노조로 변화한 사업체와 노조 지위에 변화가 없는 사업체로 구성된 샘플에서, 오른쪽 열의 결과는 분석기간 동안 유노조에서 무노조로 변화한 사업체와 노조 지위에 변화가 없는 사업체로 구성된 샘플에서 도출된 노동조합의 추정치를 의미한다.

노조 지위 변화 당해 연도의 노동조합의 산재효과부터 8년 후의 효과까지 제시하고 있는 <표 1-6>의 분석결과에 따르면, <표 1-5>의 결과와 다르지 않게 대부분의 산업재해 지표에서 노동조합은 장단기적으로 유의미한 영향을 미치지 못한 것으로 나타난다. 하지만 전체 근로자 수 대비 질병이환자 수의 경우에는 해당 사업체에 노동조합이 설립되고 시간이 지날수록 정(+)의 효과가 강해져, 6년 후에는 산업재해로 공식적으로 인정받은 근로자의 비중을 0.040%p, 8년 후에는 0.046%p 증가시키는 것으로 나타났다. 이와 유사하게 노동조합이 해체된 사업체에서는 시간이 지남에 따라 부(-)의 효과로 전환되면서 무노조 4년 차에는 질병을 앓다가 산업재해로 공식적으로 인정받은 근로자의 비중이 0.103%p 감소하는 것으로 확인되었다. 질병이환자가 사고 혹은 질병사망자에 비해 상대적으로 은폐되기 쉬운 한편 산업재해로 공식 인정받기 쉽지 않다는 사실, 패널고정효과의 추정치가 집단적 발언효과와 보고 효과에 크게 좌우되고 있을 가능성을 고려하면, 이러한 결과는 노동조합 설립 후 시간이 지날수록 산업재해에 대한 보고관행이 더욱 체계화되어 기존에 산업재해로 인정받지 못했던 질병이 산업재해로 인정받게 된 양상에서 비롯된 것으로 풀이된다¹⁵⁾.

한편 거의 대부분의 추정치가 통계적으로 유의하지 않은 결과, 노동조합 설립 전후의 산업재해 효과가 노동조합 해체 전후의 산업재해 효과와 부호만 반대일 뿐 크기는 동일하다고 볼 수 있는지 판단하기는 쉽지 않다. 다만 노조가 설립되고 시간이 지날수록 근로자 1인당 근로손실일수는 감소하는 반면 노조가 해체된 경우에는 1인당 근로손실일수가 늘어나는 경향을 보여,

15) 노동조합 설립 후 8년이 지난 시점에서 가장 강력해진 질병이환자에 대한 정(+)의 보고 효과가 주로 작용한 결과, 비록 10% 수준이지만 전체 근로자 수 대비 재해발생건수와 전체 근로자 수 대비 재해자 수가 통계적으로 유의하게 나타난 것으로 판단된다.

전체 근로자 수 대비 질병이환자 수와 함께 상대적으로 대칭적인 양상을 보였다.

V. 결 론

2005년부터 2년 주기로 조사되고 있는 한국노동연구원의 1~6차년도 (2005~2015) 사업체패널 원자료에 ‘공식적으로 산업재해로 인정받은 사업체별 각종 산업재해 정보’를 고용노동부로부터 제공받아 연결한 자료를 사용한 본 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 어떠한 조건도 통제하지 않은 채 노동조합이 조직되어 있는 사업체와 그렇지 않은 사업체의 각종 산업재해 수준을 절대치 관점에서 비교하면 무노조 사업체에 비해 유노조 사업체의 산업재해 수준이 상대적으로 높다. 하지만 이러한 경향의 대부분은 노동조합이 조직되어 있는 사업체의 근로자 수가 무노조 사업체에 비해 많은 양상에서 비롯된 것이었다. 실제로 여전히 어떠한 조건도 통제하지 않은 채 단지 각종 산업재해 지표를 해당 사업체의 근로자 수로 나누어 줌으로써 규모만을 보정한 대부분의 산업재해 지표의 경우에는 노동조합이 조직된 사업체에서 산업재해가 상대적으로 많이 발생한다는 양상이 더 이상 관찰되지 않았다. 심지어 각종 사업체 속성들을 통제한 후 규모를 보정한 산업재해 지표들에 대해 통합 최소지승법과 패널고정효과모형을 적용한 분석결과에서는 전체 근로자 수 대비 질병이환자 수를 제외한 모든 산업재해 지표에서 통계적으로 유의미한 노동조합의 효과가 관찰되지 않았다. 패널고정효과모형의 추정치가 작업환경의 위험성 수준과 산업안전을 상대적으로 소홀히 하려는 유인을 가진 노동조합과 사업체 간의 매칭 속성(matching with hedonic wage)을 크게 제어하고 있을 가능성을 고려할 때, 유의하지 않은 노동조합의 산업재해 효과는 부(-)의 방향으로 작용하는 집단적 발언효과와 정(+)의 방향으로 작용하는 보고 효과가 상호 상쇄되면서 나타난 결과로 풀

이된다. 한편 노동조합 설립 후 시간이 지날수록 질병을 앓다가 산업재해로 공식적으로 인정받게 된 근로자의 비중은 증가하는 반면 노동조합 해체 후에는 시간이 지날수록 해당 근로자의 비중이 감소하는 결과도 관찰되었는데, 이러한 결과는 노동조합 설립 후 시간이 지날수록 산업재해에 대한 보고관행이 상대적으로 체계화되어 기존에 산업재해로 인정받지 못했던 질병이 산업재해로 인정받게 되는 양상이 현실에서 나타나고 있음을 시사한다.

마지막으로 진정한(true) 노동조합의 산업재해 효과를 관찰하기 위해 연구를 진행하는 과정에서 체험하게 된 아쉬운 점에 대해 언급할 필요가 있다. 그간 이루어지지 않았던 사업체패널과 산업재해 정보의 연결로 인해, 노동조합의 산업재해 효과를 보다 장기적이고 종합적인 관점에서 분석할 수 있었다. 하지만 공식적으로 인정받는 산업재해는 물론 노동조합의 설립 혹은 해산이 현실에서 드물게(rare) 일어나는 사건(event)임을 고려하면, 사업체패널이 조사하는 사업체 수만으로는 분석이 제한적으로 이루어질 수밖에 없는 것도 사실이다. 보다 분명한(clearer) 노동조합의 산업재해 효과와 보다 종합적이고 정확한 산업재해의 양상 및 영향요인에 대한 분석을 위해, 산업재해와 관련된 행정 데이터, 산업재해에 상대적으로 크고 빈번하게 노출될 가능성이 있는 소규모의 사업체까지 포함하는 보다 광범위한 사업체 정보, 해당 사업체에 종사하는 근로자들의 정보 간 시계열적 연결을 통한 빅데이터의 생성 및 활용이 그 무엇보다 요구되는 시점이다.

참고문헌

- 고용노동부(각 연도), 『전국 노동조합 조직 현황』.
- 김우영 · 권현지(2016), 「사업체별 재해빈도에 대한 노동조합 효과: 제조업을 대상으로 한 종단분석」, 『산업관계연구』 26(2), pp.85~110.
- 박용승 · 나인강(2010), 「노동조합과 노사관계 풍토가 작업장 산업재해에 미치는 영향에 관한 연구」, 『산업관계연구』 20(4), pp.115~132.

- 이상윤(2008), 「산재 은폐라는 ‘범죄’에 어떻게 대응할까: 한국타이어 사태를 중심으로」, 『노동사회』 128, pp.72~79.
- 이혜경(2015), 「산업재해 은폐에 대한 실태조사 및 제도개선방향」, 『현안보고서』 264, 국회입법조사처.
- 조흠학 · 이재희 · 이경용(2014), 「노동조합 유무와 노사관계가 산업 재해율에 미치는 영향: 제조업과 건설업 중심으로」, 『대한안전경영과학회지』 16(3), pp.249~255.
- 최만진 · 강경식(2008), 「건설업 산재 은폐의 문제점과 대책에 관한 연구」, 『대한안전경영과학회지』 10(3), pp.29~33.
- Ben-Ner, A. and Y.S. Park(2003), “Unions and Time Away from Work after Injuries: The Duration of Non-Work Spells in the Workers' Compensation System”, *Economic and Industrial Democracy* 24, pp.437-453.
- Biddle, J.E. and G.A. Zarkin(1988), “Worker Preference and Market Compensation for Job Risk”, *The Review of Economics and Statistics* 70(4), pp.660-667.
- Donado, A(2015), “Why do Unionized Workers have more Nonfatal Occupational Injuries?”, *Industrial & Labor Relations Review* 68(1), pp.153-183.
- Fenn, P. and S. Ashby(2004), “Workplace Risk, Establishment Size and Union Density”, *British Journal of Industrial Relations* 42(3), pp. 461-480.
- Freeman, R.B. and J.L. Medoff(1984), *What Do Unions Do?*, New York: Basic Books.
- Leigh, P.J(1982), “Are Unionized Blue Collar Jobs More Hazardous Than Non-Unionized Blue Collar Jobs?”, *Journal of Labor Research* 3(3), pp.349-357.
- Morantz, A. D(2013), “Coal Mine Safety: Do Unions Make a Difference?”, *Industrial & Labor Relations Review* 66(1), pp.88-116.

- Reilly, B., Paci, P., and Holl, P(1995), "Unions, Safety Committees and Workplace Injuries", *British Journal of Industrial Relations* 33(2), pp. 275-288.
- Worrall, J.D. and R.J. Butler(1983), "Health Conditions and Job Hazards: Union and Non-Union Jobs", *Journal of Labor Research* 4(4), pp. 339-347.

② 비정규직 활용이 기업의 경영성과에 미치는 영향*

- 고정효과모형 패널분석 -

김 유 선**

비정규직 비율 변화가 경영성과 변화에 미치는 영향을 검증하기 위해, 사업체패널 1~6차년도 자료를 사용해서 고정효과모형으로 패널회귀분석 했다. 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 비정규직 비율이 증가하면 인건비와 생산성은 변함이 없지만, 이직률이 높아지고 수익성이 낮아진다. 둘째, 직접고용 비정규직 비율이 증가하면 이직률이 높아진다. 셋째, 간접고용 비정규직 비율이 증가하면 인건비와 생산성, 이직률은 높아지고, 수익성이 낮아진다. 넷째, 비선형관계(역U자형) 가설은 일정 범위 안에서 비정규직 사용은 수익성에 긍정적 영향을 미치지만, 일정 범위를 벗어나면 부정적 영향을 미친다고 가정한다. 실증분석 결과 비선형관계 가설은 지지되지 않았다. 이상의 분석결과에서 함의는 다음과 같다. ‘비정규직을 정규직으로 전환하면 이직률이 낮아지고 수익성이 높아진다. 직접고용 비정규직을 정규직으로 전환하면 이직률이 낮아진다. 간접고용 비정규직을 정규직으로 전환하면 인건비와 이직률이 낮아지고 수익성이 높아진다.’

주요어: 비정규직, 간접고용, 수익성, 고정효과모형, 비선형관계

* 이 글은 한국노동연구원 사업체패널팀의 지원을 받아 작성한 글로, 한국노동사회연구소 이슈페이퍼 100호(2018-15호, 2018.11.26)와 고려대 노동문제연구소 『노동연구』 37호에 같은 제목으로 실린 바 있다.

** 한국노동사회연구소 이사장 (klsyyskim@daum.net)

I. 서론

1997년 외환위기 전에는 사람을 쓴다 하면 정규직 채용이 일반적이었다. 그러나 외환위기를 거친 뒤로는 비정규직 채용이 일반화되었다. 기업의 채용 관행은 내부육성(make)에서 시장매입(buy)형으로 바뀌었고, ‘핵심(core) 이외는 아웃소싱(outsourcing) 하라’는 슬로건 아래 외주화가 빠른 속도로 진전되었다. 이처럼 정부와 기업이 비정규직 증가에 적극적이었던 데는 노동시장 유연화론이 지배적 담론으로 자리 잡고 있었고, ‘비정규직 고용을 늘리면 인건비가 절감되고 유연성이 증대되어 기업의 수익성과 경쟁력이 제고된다’는 믿음이 깔려 있었다.

그러나 비정규직 활용이 기업에 인건비 절감, 유연성 증가 등의 편익만 가져다주는 것은 아니다. 생산성 저하, 이직률 증가, 산업재해 증가 등의 비용도 따른다. 따라서 편익과 비용 중 어느 것이 크냐에 따라 기업의 수익성에 긍정적 영향을 미칠 수도 있고 부정적 영향을 미칠 수도 있다. 이에 따라 국내에서는 비정규직 고용이 기업의 수익성 등 경영성과에 미치는 영향을 검증하기 위한 실증분석이 여럿 이루어졌다.

한데 지금까지 이루어진 선행 연구결과들을 살펴보면, 비정규직 활용이 기업의 생산성과 수익성에 긍정적인 영향을 미쳤다는 증거는 잘 발견되지 않고, 그 영향이 유의미하지 않거나 부정적이라는 연구 결과가 다수를 이루고 있다. 인건비 절감에 긍정적 영향을 미쳤다는 연구결과도 있지만, 그 영향이 유의미하지 않거나 오히려 증가했다는 연구결과도 있다. 이에 따라 한국에서 비정규직 활용은 경제적 합리성에서 비롯된 것이 아니라, 제도적 동형화나 분할통치 등 경제외적 요인에서 비롯된 것이라는 주장이 힘을 얻고 있다. 그리고 이러한 분석결과는 ‘상시·지속적 일자리는 정규직 직접고용’이라는 비정규직의 정규직 전환 원칙을 뒷받침하고 있다.

한데 최근에는 비정규직 비율과 수익성 사이에 비선형(역U자) 관계를 가

정한 뒤, 일정 범위 내에서는 비정규직 고용이 수익성에 긍정적 영향을 미치지만, 일정 범위를 벗어나면 부정적 영향을 미친다는 연구결과가 나오고 있다. 만약 이러한 역U자 가설이 타당하다면, 기업의 비정규직 활용은 과도한 남용이 문제가 되는 것이지, 일정 범위 내에서 경제적 합리성을 갖는다는 주장으로 이어지게 된다. 과연 그럴까?

이 글은 비정규직 활용이 기업의 경영성과에 미치는 영향을 종합적으로 분석함과 더불어, 역U자 가설을 검증하는데 목적이 있다. 종속변수는 인건비, 생산성, 이직률, 수익성 등 4가지 지표를 사용하고, 설명변수는 비정규직 비율, 직접고용과 간접고용 비정규직 비율, 비선형관계 3가지 경우를 사용한다. 분석대상 자료는 지금까지 조사된 사업체패널 1~6차(2005, 2007, 2009, 2011, 2013, 2015년) 자료를 모두 사용하고, 비정규직 비율 변화가 경영성과 변화에 미치는 영향을 검증하기 위해 고정효과모형으로 패널회귀 분석 한다. 제II장에서는 선행연구를 검토하고, 제III장에서는 자료와 변수, 제IV장에서는 패널분석 결과를 살펴보고, 제V장에서는 분석결과를 요약하면서 그 함의를 살펴본다.

II. 선행연구

1. 개별 검토

지금까지 국내에서 비정규직 활용과 기업의 경영성과를 분석한 연구는 모두 13편이다. 이 가운데 주요 연구결과를 시기별로 살펴보면 다음과 같다. 권순식(2004)은 182개 상장 제조업체를 대상으로, 비정규직 비율과 비정규직 인사관리 제도화가 기업의 경영성과에 미치는 영향을 회귀분석했다. 분석결과 ‘비정규직 고용은 기업의 수량적 유연성을 증대시키고 노무비용을 감소시키지만, 이직률을 증가시키고 노동생산성을 하락시켜, 영업이익률에 통계적으로 유의미하지 않은 부정적 영향을 미치고 있다. 비정규직 인사

관리 제도화는 기업의 수량적 유연성을 낮추고 노무비율을 높이지만, 이직률을 감소시키고 노동생산성을 증가시켜, 영업이익률에 통계적으로 유의미하지 않은 긍정적 영향을 미치고 있다. 따라서 장기적인 이익 증대를 원하는 경영자는 가능하면 비정규직 고용 증대를 피하는 것이 좋으며, 만약 피치 못해 비정규직을 고용한다 하더라도 운용에 있어 보다 신중하여야 한다'고 결론짓고 있다.

이시균·김정우(2006)는 사업체패널(2003, 2004년) 자료에서, 종속변수(1인당 인건비, 매출액, 당기순이익)와 설명변수(비정규직 활용 여부)는 2003~2004년 변화 데이터를 사용하고, 그밖에 통제변수는 2004년 데이터를 사용해서, 비정규직 활용 여부가 기업성장에 미치는 영향을 회귀분석했다. 분석결과 '비정규직 활용 변화는 1인당 인건비를 늘리고 노동생산성과 당기순이익 하락을 가져온다. 이는 비정규직 활용이 기업의 수익성과 생산성에 부정적 결과를 초래한다는 것으로, 기업은 비정규직 활용을 신중하게 판단해야 한다'고 결론짓고 있다.

성효용·윤명수·이시균(2009)은 사업체패널 2005~2007년 자료를 사용해서, 비정규직 활용과 기업성과의 관계를 고정효과모형으로 패널분석했다. 분석결과 비정규직 비율이 증가하면 인건비와 생산성과 수익성 모두 감소했다. 이는 비정규직 활용으로 인건비가 줄지만 생산성 저하 효과가 더 크기 때문에 수익성도 감소한 것으로 해석된다. 이들은 '비선형관계를 검증하기 위해 설명변수에 비정규직 비율 제곱항을 추가해 봤지만 통계적으로 유의미하지 않았다'고 보고하고 있다.

황선웅(2009)은 연간 경제통계 자료를 사용해서 정책 모의실험을 한 결과, '2000년부터 비정규직 비율을 10%p 축소했다면 2000~2007년 연평균 GDP는 3.17% 증가하고, 소비는 7.30%, 투자는 4.96%, 수입이 5.04%, 노동소득분배율은 7.99% 증가하고, 수출에 미치는 영향은 없었을 것'으로 추정했다. 따라서 '비정규직 이용이 경제성장을 위해 불가피하다는 주장은 근거가 없고, 비정규직 확산을 억제하는 정책이 경제성장과 소득분배 형평성을 동시에 제고하는 최선의 대안'이라 하고 있다.

홍민기(2012)는 사업체패널 2007~2009년 자료를 사용해서, 비정규직 직접고용과 간접고용 비율이 생산성(1인당 부가가치, 매출액)과 수익성(1인당 영업이익)에 미치는 영향을 회귀분석했다. 첫째, 직접고용 비율이 1%p 증가하면 생산성이 0.31~0.42% 감소하고, 간접고용 비율이 1%p 증가하면 생산성이 0.75~1.00% 감소한다. 직접고용 비정규직보다 간접고용 비정규직이 생산성에 더 크게 부정적 영향을 미치고 있다. 둘째, 직접고용 비율과 간접고용 비율 모두 이윤에 미치는 영향이 통계적으로 유의미하지 않다. 기업이 비정규직을 사용하면 인건비가 하락하지만, 그만큼 생산성이 떨어지기 때문에 이윤에 미치는 영향이 없는 것으로 해석된다. 셋째, 정규직 근로자의 평균 근속기간이 길수록, 1인당 교육훈련비와 연구개발비가 높을수록 생산성과 수익성이 높다. 이러한 추정결과를 종합하면 고용의 안정성이 하락할수록 생산성이 하락한다.

김윤호·김영상·박원오(2014)는 사업체패널 1~4차(2005, 2007, 2009, 2011년) 자료를 사용해서, 기업의 비정규직 활용 변화가 기업성과(순이익) 변화에 미치는 영향을 임의계수성장모형으로 검증했다. 분석결과, ‘직접고용과 간접고용 모두 비정규직 비율 증가는 시간에 따른 순이익 감소에 통계적으로 유의미한 영향을 미치고 있다. 직접고용과 간접고용 비정규직 활용 변화간 상호작용 효과를 검증한 결과, 직접고용과 간접고용 비정규직 비율을 동시에 감소시킨 경우가 순이익의 증가에 유의미하게 영향을 미치는 것으로 나타났다’고 하고 있다.

노세리·김미희·이상민(2015)은 사업체패널 2~4차 조사(2007, 2009, 2011년) 자료를 사용해서, 비정규직 고용과 기업성과(1인당 영업이익) 사이 역U자형 관계를 횡단면 분석했다. 분석결과, ‘비정규직 비율이 10% 미만일 때는 비정규직 비율이 높을수록 1인당 영업이익이 높지만, 비정규직 비율이 10%를 넘어서면 1인당 영업이익이 빠른 속도로 낮아진다. 특히 제조업과 300인 이상 대기업에서는 우하향 곡선이 더욱 가파른 것으로 나타났다. 그러나 서비스업과 중소기업에서는 유의미한 관계가 발견되지 않았다’고 하고 있다.

이선호·박우성(2017)은 사업체패널 2~5차(2007, 2009, 2011, 2013년) 자료를 사용해서 균형패널 데이터 셋을 구축한 뒤, 비정규직 비율과 제도화가 당기순이익에 미치는 영향을 임의효과모형으로 패널분석했다. 분석결과 직접고용 비정규직 비율은 계수 값이 1.497*이고 제공항은 -2.299**다. 간접고용 비정규직 비율은 계수 값이 0.704***이고 -0.167***이다. 따라서 직접고용과 간접고용 모두 당기순이익과 역U자형 관계를 가지는 것으로 나타난다. 직접고용 비정규직 제도화 수준은 비정규직 활용이 당기순이익에 미치는 효과가 긍정적인 것에서 부정적인 것으로 바뀌는 변곡점을 우측으로 이동시킴으로써, 기업 성과에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

2. 종합 검토

지금까지 살펴본 선행 연구결과들에서 발견되는 특징은 다음과 같다. 첫째, 선행연구 13편 중 10편이 사업체패널자료를 사용하고 있다. 하지만 연구방법론에서 패널분석은 4편밖에 안 되고, 대부분 횡단면 분석이다. 패널 분석도 비정규직 비율 변화가 경영성과 변화에 미치는 영향을 분석한 고정효과모형을 사용한 연구는 1편이고, 비정규직 비율과 경영성과 사이 상관관계를 분석한 임의효과모형을 사용한 연구가 3편이다.

둘째, 초기에는 설명변수가 주로 비정규직 비율이었으나, 최근에는 직접고용과 간접고용 비정규직 비율을 구분해서 분석하는 연구가 늘고 있다. 또한 초기에는 선형관계를 가정한 연구가 대부분이었는데, 최근에는 비선형관계를 가정한 연구가 늘고 있다. 종속변수로 인건비를 사용한 연구는 4편, 생산성을 사용한 연구는 7편, 이직률을 사용한 연구는 3편, 수익성을 사용한 연구가 12편이다.

셋째, 비정규직 비율이 증가하면 인건비가 줄어든다는 연구결과가 2편이고, 유의미한 영향을 미치지 않는다는 연구결과가 1편, 인건비가 증가한다는 연구결과가 1편이다.

넷째, 비정규직 비율이 증가하면 생산성이 감소한다는 연구결과가 4편이고, 유의미한 영향을 미치지 않는다는 연구결과가 3편이다. 따라서 지금까

〈표 2-1〉 선행 연구결과 요약

논문	자료	분석방법	설명변수	분석결과	인건비	생산성	이직률	수익성
권순식(2004)	182개 상장제조업체 자체조사	OLS 횡단면 분석	비정규직 비율	수량적유연성(+), 노무비율(-), 이직률(+), 생산성(-), 영업이익률(-)	-	-	+	-
이시균·김정우(2006)	사업체패널 2003, 2004년	OLS, 로버스트분석	비정규직활용 (비활용→활용)	인건비 증가, 생산성 감소, 순이익 감소	+	-		-
정재훈·오주연(2008)	사업체패널 2002, 2003, 2005년	OLS 횡단면 분석	비정규직 비율	생산성과 순이익 유의미하지 않음(-)		0		0
황선웅(2009)	연간 경제통계	정책모의실험	비정규직 비율 10%p 축소	연평균 GDP 3.17%, 소비 7.30%, 투자 4.96%, 수입 5.04%, 노동소득 분배율 7.99% 증가; 수출 영향 없음				
성효용·윤명수·이시균 (2009)	사업체패널 2005, 2007년	고정효과모형 패널분석	비정규직 비율	인건비 감소, 생산성 감소, 수익성 감소; 비선형관계 유의미하지 않음	-	-		-
이병희(2011)	사내하도급 현황조사 2008년	OLS 횡단면 분석	사내하도급 활용	영업이익과 순이익(+)				+
홍민기(2012)	사업체패널 2007, 2009년	OLS, OP분석	직접고용, 간접고용 비율	직접고용,간접고용 비율 증가하면 생산성 감소, 이윤에 미치는 영향은 유의미하지 않음		-/-		0/0
이영면·나인강·이주형 (2013)	사업체패널 2005, 2007, 2009년	횡단면 분석, 임의효과모형 패널분석	기간제 비율	이직률(+); 인건비, 근로시간 유연성, 생산성, 수익성에 유의미한 영향 미치지 않음	0	0	+	0

〈표 2-1〉의 계속

논문	자료	분석방법	설명변수	분석결과	인건비	생산성	이직률	수익성
권순식(2014)	사업체패널 2005, 2007, 2009, 2011년	임의효과모형 패널분석	직접고용, 간접고용 비율	직접고용은 이직률과(+), 생산성, 수익성, 산업재해와 유의미하지 않음. 간접고용은 생산성, 수익성, 산업재해와(+), 이직률은 유의미하지 않음		0/+	+/0	0/+
김윤호·김영상·박원오 (2014)	사업체패널 2005, 2007, 2009, 2011년	임의계수성장 모형	직접고용, 간접 고용 비율 증가	순이익 감소				-/-
노세리·김미희·이상민 (2015)	사업체패널 2007, 2009, 2011년	OLS 횡단면 분석	비정규직 비율	수익성(영업이익)과 비선형(역U자) 관계				역U자
이선호·박우성(2017)	사업체패널 2007, 2009, 2011, 2013년	임의효과모형 패널분석	직접고용, 간접고용 비율; 직접고용화 수준	직접고용과 간접고용 모두 순이익과 비선형(역U자) 관계, 제도화 수준은 변곡점을 우측으로 이동시킴				역U/ 역U자
이동진(2017)	사업체패널 2013년	OLS 횡단면 분석	직접고용, 간접고용 비율	직접고용은 조직성과와 무관, 간접고용은 역U자 관계				0/ 역U자

지 연구결과로는 ‘비정규직 활용은 생산성에 긍정적 영향을 미치지 않는다’고 요약할 수 있다. 하지만 간접고용 비정규직과 생산성 사이에 정(+)의 상관관계를 보인다는 연구결과도 1편 있다.

다섯째, 비정규직 비율이 증가하면 이직률이 높아진다는 연구결과가 2편이다. 직접고용 비정규직 비율 증가는 이직률을 높이지만, 간접고용 비정규직 비율 변화는 이직률 변화에 유의미한 영향을 미치지 못한다는 연구결과도 1편 있다.

여섯째, 비정규직 비율이 증가하면 수익성이 하락한다는 연구결과가 4편이고, 유의미한 영향을 미치지 않는다는 연구결과가 4편이다. 따라서 비정규직 활용이 수익성에 긍정적 영향을 미치지 않는다는 연구가 다수를 점하고 있다. 하지만 비선형(역U자) 관계라는 연구결과도 3편 있고, 간접고용 비정규직과 수익성 사이에 정(+)의 상관관계를 보인다는 연구결과도 2편 있다.

III. 자료와 변수

1. 자 료

한국노동연구원은 2년마다 사업체패널조사를 실시하고 있다. 이 글에서는 2005년부터 2015년까지 6차례 실시된 KLI 사업체패널조사 자료를 모두 사용하되, 패널분석은 가중치를 주지 않고 분석한다. 분석대상 사업체는 2005년 1,905개, 2007년 1,735개, 2009년 1,737개, 2011년 1,770개, 2013년 1,775개, 2015년 3,431개다.

2. 종속변수

종속변수는 인건비, 생산성, 이직률, 수익성을 사용한다. 인건비는 총인건비를 회계기간 동안 평균 근로자수로 나눈 1인당 인건비고, 생산성은 당기

매출액을 회계기간 동안 평균 근로자수로 나눈 1인당 매출액이다. 사업체패널조사는 정규직과 직접고용 비정규직(무기계약, 기간제, 파트타임)에 한정해서 한 해 이직자를 조사한다. 이직률은 작년 한 해 이직한 노동자를 ‘작년 말과 재작년 말 노동자 평균’으로 나누어 구했다. 수익성은 당기 영업이익을 회계기간 동안 평균 근로자수로 나눈 1인당 영업이익이다. 한데 영업이익이 음(-)의 값일 때 로그값을 주면 수익성이 모두 결측치로 처리되는 문제가 발생한다. 이를 방지하기 위해 영업이익이 음의 값일 때는 $-\log(\text{영업이익}*(-1))$ 로 계산했다.

3. 설명변수

사업체패널조사에서 비정규직은 정규직 이외의 근로자, 즉 기간제, 파트타임, 파견근로, 하청용역, 일용, 특수고용(독립도급) 중 어느 하나에 해당하는 사람으로 정의한다. 비정규직 비율은 비정규직 근로자를 전체 근로자(정규직+비정규직)로 나누어 구했다. 직접고용 비정규직은 기간제와 파트타임으로 정의하고, 간접고용 비정규직은 파견근로, 하청용역, 일용, 특수고용(독립도급)으로 정의했다. 선형관계 이외에 비선형관계를 검증하기 위해 비정규직 비율 제곱, 직접고용 비율 제곱, 간접고용 비율 제곱도 추가로 사용했다.

4. 통제변수

사업체 규모는 전체 근로자(정규직, 직접고용 비정규직, 간접고용 비정규직)에 로그값을 주어 사용했고, 산업은 제조업, 기타재화생산, 생산자서비스업, 유통서비스업, 개인서비스업, 사회서비스업으로 구분해서 사용했다. 고정유형자산은 1인당 고정유형자산에 로그값을 주어 사용했고, 하도급거래 여부도 통제변수로 사용했다.

국내시장에서 주력제품 경쟁정도는 매우 약했다 1점, 약한 편 2점, 보통 3점, 심한 편 4점, 매우 심했다 5점으로 5점 척도를 사용했고, 국내외 시장에서 주력제품 수요증가정도는 빠르게 감소 1점, 줄어드는 편 2점, 보통 3

〈표 2-2〉 인사관리전략(전반)

설문문항	기술통계			요인분석 결과	
	응답수	평균	표준 편차	요인1 인사전략	공통 분산량
인건비 절감 - 충성심 고양(1~5)	12,353	3.429	0.880	0.680	0.538
외부충원/해고 - 장기고용/내부육성(1~5)	12,353	3.736	0.851	0.753	0.433
비정규직 활용 - 정규직 활용(1~5)	12,353	3.878	0.964	0.643	0.587
개인성과/업적 - 팀워크/인화(1~5)	12,353	3.125	0.959	0.514	0.736
단기성과/업적 - 장기육성/개발(1~5)	12,353	3.485	0.860	0.758	0.426
고유값				2,281	

점, 늘어나는 편 4점, 빠르게 증가 5점으로 5점 척도를 사용했다. 경쟁업체 대비 주력제품 가격수준은 매우 저렴 1점, 저렴한 편 2점, 비슷 3점, 비싼 편 4점, 매우 비쌌 5점으로 5점 척도를 사용했고, 경쟁업체 대비 주력제품 품질수준은 전혀 좋지 않다 1점, 좋지 않은 편 2점, 비슷 3점, 좋은 편 4점, 매우 좋다 5점으로 5점 척도를 사용했다.

사업체패널조사에서 사업장의 전반적인 인사관리 특성을 5점 척도로 질문한 5개 문항을 요인분석하면 ‘인사관리전략’이라는 하나의 요인이 추출된다. 요인점수가 높은 기업은 인사관리전략이 내부육성형(make)이고, 요인 점수가 낮은 기업은 시장매입형(buy)으로 해석한다. 이 밖에 노조조직률은 전체 노동자(간접고용 포함) 대비 조합원 수로 계산했다.

IV. 패널분석 결과

<표 2-3>부터 <표 2-8>까지 분석결과는, 사업체의 미관측 특성을 통제 한 상태에서 비정규직 비율 변화가 경영성과 변화에 미치는 영향을 보기 위해 고정효과모형으로 패널분석한 결과다. 임의효과모형은 설명변수와 종속 변수 사이의 관계를 보는 데 비해, 고정효과모형은 설명변수의 변화가 종속 변수 변화에 미친 영향을 볼 수 있기 때문이다. 게다가 하우스만 테스트

(hausman test) 결과 임의효과모형 추정량은 모두 0.1% 유의수준에서 일치추정량이 아닌 것으로 판명났다.

1. 인건비

비정규직 비율 변화가 인건비 변화에 미치는 영향은 유의미하지 않다. 직접고용과 간접고용으로 구분하면 직접고용 비정규직 비율 변화는 유의미한 영향을 미치지 않지만, 간접고용 비정규직 비율 변화는 인건비 변화에 유의미한 정(+)의 영향을 미치고 있다. 이것은 비정규직 활용이 인건비 절감에 도움이 되지 않으며, 간접고용 비정규직 활용은 오히려 인건비 증가를 초래하고 있음을 말해준다. 노조조직률 변화가 인건비 변화에 미치는 영향도 유의미하지 않다.

〈표 2-3〉 비정규직 비율 변화가 인건비 변화에 미치는 영향(고정효과모형)

종속변수: log(인건비)	모형 1			모형 2		
	계수값	p값		계수값	p값	
log(종업원 수)	-0.028	0.018	*	-0.035	0.006	**
기업연령	-0.003	0.000	***	-0.003	0.000	***
log(고정유형자산)	0.045	0.000	***	0.045	0.000	***
기타재화생산	-0.009	0.928		-0.002	0.986	
생산자서비스업	-0.132	0.193		-0.131	0.195	
유통서비스업	-0.086	0.390		-0.086	0.389	
개인서비스업	0.000			0.000		
사회서비스업	0.000			0.000		
하도급거래	0.013	0.151		0.013	0.148	
국내시장 경쟁정도	0.000	0.969		0.000	0.959	
국내외 시장 수요증가정도	0.001	0.791		0.002	0.694	
경쟁업체 대비 가격수준	-0.002	0.769		-0.002	0.763	
경쟁업체 대비 품질수준	0.003	0.623		0.003	0.638	
인사관리전략-육성형	-0.002	0.190		-0.002	0.155	
노조조직률	0.000	0.397		0.000	0.286	
비정규직 비율	0.000	0.166				
직접고용 비율				-0.000	0.566	
간접고용 비율				0.001	0.016	*

〈표 2-3〉의 계속

종속변수: log(인건비)	모형 1			모형 2		
	계수값	p값		계수값	p값	
2007년	0.122	0.000	***	0.122	0.000	***
2009년	0.114	0.000	***	0.113	0.000	***
2011년	0.239	0.000	***	0.238	0.000	***
2013년	0.293	0.000	***	0.291	0.000	***
2015년	0.414	0.000	***	0.411	0.000	***
상수	3.615	0.000	***	3.641	0.000	***
관측치	8,028			8,028		
모형 설명력(R ²)	0.039			0.041		

주: 1) 산업은 제조업, 연도는 2005년 기준

2) *는 5%, **는 1%, ***는 0.1% 유의수준에서 유의미

자료: 한국노동연구원 사업체패널 1~6차 자료.

2. 생산성

비정규직 비율 변화가 생산성(1인당 매출액) 변화에 미치는 영향은 통계적으로 유의미하지 않다. 직접고용 비정규직 비율 변화는 유의미한 영향을 미치지 않지만, 간접고용 비정규직 비율 변화는 1인당 매출액 변화에 유의미한 정(+)의 영향을 미치고 있다. 노조조직률 변화는 생산성 변화에 유의미한 영향을 미치지 않으며, 경쟁업체 대비 품질 수준이 높을수록 1인당 매출액이 높다.

〈표 2-4〉 비정규직 비율 변화가 생산성 변화에 미치는 영향(고정효과모형)

종속변수: log(매출액)	모형 1			모형 2		
	계수값	p값		계수값	p값	
log(종업원 수)	-0.055	0.007	**	-0.063	0.005	**
기업연령	-0.003	0.004	**	-0.002	0.028	*
log(고정유형자산)	0.184	0.000	***	0.183	0.000	***
기타재화생산	-0.323	0.050	*	-0.315	0.057	*
생산자서비스업	-0.466	0.004	**	-0.465	0.004	**
유통서비스업	-0.131	0.417		-0.131	0.419	

〈표 2-4〉의 계속

종속변수: log(매출액)	모형 1			모형 2		
	계수값	p값		계수값	p값	
개인서비스업	0.000			0.000		
사회서비스업	0.000			0.000		
하도급거래	0.016	0.333		0.016	0.332	
국내시장 경쟁정도	-0.004	0.595		-0.004	0.633	
국내외 시장 수요증가정도	0.007	0.384		0.007	0.345	
경쟁업체 대비 가격수준	0.009	0.549		0.009	0.556	
경쟁업체 대비 품질수준	0.038	0.000	***	0.038	0.000	***
인사관리특성-육성형	0.000	0.985		0.000	0.966	
노조조직률	0.000	0.804		0.000	0.931	
비정규직 비율	0.001	0.114				
직접고용 비율				0.000	0.990	
간접고용 비율				0.001	0.048	*
2007년	0.106	0.000	***	0.106	0.000	***
2009년	0.238	0.000	***	0.238	0.000	***
2011년	0.374	0.000	***	0.372	0.000	***
2013년	0.377	0.000	***	0.374	0.000	***
2015년	0.378	0.000	***	0.374	0.000	***
상수	4.869	0.000	***	4.900	0.000	***
관측치	8,329			8,329		
모형 설명력(R ²)	0.242			0.244		

주·자료: 〈표 2-3〉과 같음.

3. 이직률

비정규직 비율 변화는 이직률 변화에 통계적으로 유의미한 정(+)의 영향을 미치고 있다. 즉 비정규직 비율이 1% 증가하면 이직률이 0.1% 증가한다. 직접고용 비정규직 비율이 1% 증가하면 이직률이 0.12% 증가하고, 간접고용 비정규직 비율이 1% 증가하면 0.07% 증가한다. 노조조직률 변화는 이직률 변화에 통계적으로 유의미한 부(-)의 영향을 미치고 있다. 즉 노조조직률이 1% 증가하면 이직률이 0.05% 감소한다.

〈표 2-5〉 비정규직 비율 변화가 이직률 변화에 미치는 영향(고정효과모형)

종속변수: 이직률	모형 1			모형 2		
	계수값	p값		계수값	p값	
log(종업원 수)	-0.890	0.639		-0.591	0.772	
기업연령	-0.274	0.000	***	-0.293	0.000	***
log(고정유형자산)	-0.566	0.691		-0.538	0.706	
기타재화생산	-2.564	0.582		-2.878	0.541	
생산자서비스업	-6.102	0.124		-6.145	0.120	
유통서비스업	-0.035	0.993		-0.044	0.991	
개인서비스업	0.000			0.000		
사회서비스업	0.000			0.000		
하도급거래	1.559	0.095		1.559	0.095	
국내시장 경쟁정도	1.059	0.071		1.040	0.080	
국내외 시장 수요증가정도	-0.857	0.178		-0.880	0.163	
경쟁업체 대비 가격수준	-0.033	0.956		-0.028	0.962	
경쟁업체 대비 품질수준	-0.450	0.388		-0.447	0.390	
인사관리특성-육성형	-0.164	0.207		-0.159	0.216	
노조존재률	-0.050	0.021	*	-0.054	0.014	*
비정규직 비율	0.097	0.001	***			
직접고용 비율				0.123	0.017	*
간접고용 비율				0.073	0.090	
2007년	-2.905	0.065		-2.910	0.064	
2009년	-5.100	0.000	***	-5.066	0.000	***
2011년	-1.597	0.187		-1.515	0.220	
2013년	-1.470	0.248		-1.360	0.298	
2015년	-3.518	0.002	**	-3.360	0.005	**
상수	38.720	0.000	***	37.574	0.000	***
관측치	8,345			8,345		
모형 설명력(R ²)	0.046			0.047		

주·자료: 〈표 2-3〉과 같음.

4. 수익성

비정규직 비율 변화는 수익성(1인당 영업이익) 변화에 10% 유의수준에서 유의미한 부(-)의 영향을 미치고 있다. 즉 비정규직 비율이 증가하면 수

익성이 떨어진다. 직접고용 비정규직 비율 변화는 유의미한 영향을 미치지 않지만, 간접고용 비정규직 비율이 증가하면 수익성이 떨어진다. 노조조직률 변화가 수익성 변화에 미치는 영향은 유의미하지 않다. 국내외 시장에서 주력 제품에 대한 수요가 증가할수록, 경쟁업체 대비 가격수준이 높거나 품질수준이 높을수록, 수익성이 높아진다.

〈표 2-6〉 비정규직 비율 변화가 수익성 변화에 미치는 영향(고정효과모형, 선행관계)

종속변수: log(영업이익)	모형 1			모형 2		
	계수값	p값		계수값	p값	
log(종업원 수)	0.017	0.857		0.056	0.576	
기업연령	-0.063	0.000	***	-0.065	0.000	***
log(고정유형자산)	-0.053	0.377		-0.049	0.414	
기타재화생산	-6.276	0.000	***	-6.317	0.000	***
생산자서비스업	-6.139	0.000	***	-6.145	0.000	***
유통서비스업	-1.776	0.127		-1.777	0.127	
개인서비스업	0.000			0.000		
사회서비스업	0.000			0.000		
하도급거래	0.076	0.258		0.076	0.258	
국내시장 경쟁정도	-0.049	0.252		-0.051	0.231	
국내외 시장 수요증가정도	0.079	0.030	*	0.076	0.036	*
경쟁업체 대비 가격수준	0.127	0.035	*	0.128	0.034	*
경쟁업체 대비 품질수준	0.142	0.004	**	0.142	0.004	**
인사관리특성-육성형	0.012	0.239		0.013	0.214	
노조조직률	0.002	0.549		0.001	0.666	
비정규직 비율	-0.004	0.057				
직접고용 비율				-0.001	0.751	
간접고용 비율				-0.007	0.014	*
2007년	0.030	0.698		0.029	0.705	
2009년	0.530	0.000	***	0.534	0.000	***
2011년	0.586	0.000	***	0.597	0.000	***
2013년	0.483	0.000	***	0.497	0.000	***
2015년	0.674	0.000	***	0.694	0.000	***
상수	3.392	0.000	***	3.243	0.000	***
관측치	8,327			8,327		
모형 설명력(R ²)	0.000			0.000		

주·자료: 〈표 2-3〉과 같음.

<표 2-7>은 비정규직 비율 변화가 수익성 변화에 미치는 영향이 비선형 관계(역U자형)인지를 검증하기 위해, 설명변수에 비정규직 비율 제곱항을 추가했을 때의 분석결과다. 비정규직 비율과 제곱항 모두 통계적으로 유의

<표 2-7> 비정규직 비율 변화가 수익성 변화에 미치는 영향(고정효과모형, 비선형관계)

종속변수: log(영업이익)	모형 3			모형 4		
	계수값	p값		계수값	p값	
log(종업원 수)	0.018	0.852		0.058	0.562	
기업연령	-0.063	0.000	***	-0.066	0.000	***
log(고정유형자산)	-0.053	0.378		-0.049	0.408	
기타재화생산	-6.273	0.000	***	-6.304	0.000	***
생산자서비스업	-6.136	0.000	***	-6.135	0.000	***
유통서비스업	-1.775	0.128		-1.778	0.128	
개인서비스업	0.000			0.000		
사회서비스업	0.000			0.000		
하도급거래	0.077	0.256		0.077	0.252	
국내시장 경쟁정도	-0.049	0.251		-0.052	0.228	
국내의 시장 수요증가정도	0.078	0.030	*	0.075	0.036	*
경쟁업체 대비 가격수준	0.127	0.035	*	0.128	0.033	*
경쟁업체 대비 품질수준	0.142	0.004	**	0.143	0.004	**
인사관리특성-육성형	0.012	0.241		0.013	0.224	
노조조직률	0.002	0.564		0.001	0.677	
비정규직 비율	-0.005	0.355				
비정규직 비율 제곱	0.000	0.808				
직접고용 비율				-0.008	0.244	
직접고용 비율 제곱				0.000	0.211	
간접고용 비율				-0.008	0.284	
간접고용 비율 제곱				0.000	0.931	
2007년	0.030	0.698		0.026	0.731	
2009년	0.531	0.000	***	0.533	0.000	***
2011년	0.588	0.000	***	0.600	0.000	***
2013년	0.486	0.000	***	0.502	0.000	***
2015년	0.678	0.000	***	0.699	0.000	***
상수	3.403	0.000	***	3.274	0.000	***
관측치	8,327			8,327		
모형 설명력(R ²)	0.000			0.000		

주·자료: <표 2-3>과 같음.

미하지 않다. 비정규직을 직접고용과 간접고용 비정규직으로 구분해도 마찬가지로이다. 따라서 비선형관계 가설은 지지되지 않는다.

<표 2-8>은 인건비, 생산성, 이직률을 설명변수로 추가한 뒤, 비정규직

<표 2-8> 비정규직 비율 변화가 수익성 변화에 미치는 영향(고정효과모형, 선형관계)

종속변수: log(영업이익)	모형 5			모형 6		
	계수값	p값		계수값	p값	
log(종업원 수)	0.123	0.191		0.175	0.072	
기업연령	-0.062	0.000	***	-0.065	0.000	***
log(고정유형자산)	-0.325	0.000	***	-0.321	0.000	***
기타재화생산	-5.733	0.000	***	-5.787	0.000	***
생산자서비스업	-5.401	0.000	***	-5.407	0.000	***
유통서비스업	-1.589	0.132		-1.589	0.132	
개인서비스업	0.000			0.000		
사회서비스업	0.000			0.000		
하도급거래	0.058	0.360		0.057	0.366	
국내시장 경쟁정도	-0.052	0.191		-0.056	0.165	
국내외 시장 수요증가정도	0.057	0.104		0.053	0.132	
경쟁업체 대비 가격수준	0.103	0.067		0.104	0.066	
경쟁업체 대비 품질수준	0.078	0.097		0.078	0.095	
인사관리특성-육성형	0.013	0.179		0.014	0.147	
노조조직률	0.002	0.451		0.002	0.602	
비정규직 비율	-0.005	0.019	*			
직접고용 비율				-0.000	0.866	
간접고용 비율				-0.009	0.001	***
log(인건비)	-0.478	0.001	***	-0.468	0.001	***
log(매출액)	1.752	0.000	***	1.755	0.000	***
이직률	-0.004	0.025	*	-0.004	0.026	*
2007년	-0.116	0.119		-0.119	0.109	
2009년	0.141	0.114		0.144	0.107	
2011년	0.037	0.719		0.047	0.651	
2013년	-0.034	0.763		-0.020	0.861	
2015년	0.155	0.165		0.177	0.116	
상수	-3.443	0.000	***	-3.688	0.000	***
관측치	8,012			8,012		
모형 설명력(R ²)	0.081			0.080		

주·자료: <표 2-3>과 같음.

비율 변화가 수익성(1인당 영업이익) 변화에 미치는 영향을 분석한 결과다. 비정규직 비율이 증가하면 수익성이 떨어진다. 직접고용 비정규직 비율 변화는 유의미한 영향을 미치지 않지만, 간접고용 비정규직 비율이 증가하면 수익성이 떨어진다. 인건비가 증가하면 수익성이 떨어지고, 생산성이 높아지면 수익성이 높아지고, 이직률이 높아지면 수익성이 떨어진다. 노조조직률 변화가 수익성 변화에 미치는 영향은 유의미하지 않다.

V. 결 론

지금까지의 분석결과를 요약하면서 그 함의를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 비정규직 비율 변화는 인건비와 생산성에 유의미한 영향을 미치지 않지만, 이직률에는 정(+)의 영향, 수익성에는 부(-)의 영향을 미친다. 즉 비정규직 비율이 증가하면 인건비와 생산성은 변함이 없고, 이직률은 높아지고 수익성은 떨어진다. 따라서 비정규직 활용의 긍정적 효과는 발견되지 않는다.

둘째, 직접고용 비정규직 비율이 증가하면 이직률이 높아진다. 하지만 인건비와 생산성, 수익성에 미치는 영향은 유의미하지 않다. 간접고용 비정규직 비율이 증가하면 인건비와 생산성, 이직률이 높아지고, 수익성이 떨어진다. 따라서 직접고용보다 간접고용 비정규직 활용의 부정적 효과가 크다.

셋째, 노조조직률 변화는 인건비와 매출액, 수익성 변화에 유의미한 영향을 미치지 않지만, 이직률에 유의미한 부(-)의 영향을 미친다. 즉 노조조직률이 높아지면 이직률이 낮아진다.

넷째, 비선형관계(역U자형) 가설은 일정 범위 안에서 비정규직 사용은 수익성에 긍정적 영향을 미치지만, 일정 범위를 벗어나면 부정적 영향을 미친다고 가정한다. 그러나 실증분석 결과 비선형관계 가설은 지지되지 않는다. 분석대상을 제조업으로 한정해도, 통제변수를 제외해도, 임의효과모형으로 분석해도 지지되지 않았다¹⁾.

〈표 2-9〉 비정규직 비율 변화가 경영성과 변화에 미치는 영향(고정효과모형)

	인건비	생산성	이직률	수익성	수익성(종합)
인건비					-0.478 ***
생산성					1.752 ***
이직률					-0.004 *
비정규직 비율	0.000	0.001	0.097 ***	-0.004 #	-0.005 *
직접고용 비율	-0.000	0.000	0.123 *	-0.001	-0.000
간접고용 비율	0.001 *	0.001 *	0.073 #	-0.007 *	-0.009 ***
노조조직률	0.000	0.000	-0.050 *	0.002	0.002

주: #는 10%, *는 5%, **는 1%, ***는 0.1% 유의수준에서 유의미.

다섯째, 지금까지 분석결과는 ‘비정규직 사용, 특히 간접고용 사용은 기업의 수익성에 부정적 영향을 미친다.’로 요약할 수 있다. 그럼에도 기업이 비정규직 고용 특히 간접고용을 늘리는 이유는 무엇인가? 그것은 제도적 동형화 가설이나 분할통치 가설 등 경제외적 요인에서 찾아야 할 것이다. 이 점은 본고의 영역을 넘어서므로 추후 별도의 논문으로 다루도록 한다.

여섯째, 최근에는 ‘상시·지속적 일자리는 정규직 직접고용’이 비정규직 대책의 기본 원칙으로 자리 잡고 있다. 이 글에서 분석 결과를 최근 흐름에 맞춰 그 함의를 끌어내면 다음과 같다. ‘비정규직을 정규직으로 전환하면 이직률이 낮아지고 수익성이 높아진다. 직접고용 비정규직을 정규직으로 전환하면 이직률이 낮아진다. 간접고용 비정규직을 정규직으로 전환하면 인건비와 생산성, 이직률이 낮아지고 수익성이 높아진다.’

참고문헌

권순식(2004), 「비정규직 고용이 기업성장에 미치는 영향에 관한 실증연구: 교환이론적 관점을 중심으로」, 『경영학연구』 33(3).

1) 이 글에서는 분석결과를 생략한다.

- 권순식(2014), 「비정규직 근로자의 활용과 조직성과: 양면성의 탐색」, 『산업노동연구』 20(3).
- 김윤호(2011), 「비정규직 관리 유형이 조직성과에 미치는 영향」, 『산업노동연구』 17(2).
- 김윤호 · 김영상 · 박원오(2014), 「비정규직 활용수준의 변화와 기업성과」, 『산업관계연구』 24(4).
- 노세리 · 김미희 · 이상민(2015), 「비정규직 고용과 기업성과의 비선형적 관계에 관한 연구」, 『경영학연구』 44(6).
- 성효용 · 윤명수 · 이시균(2009), 「비정규직 활용과 기업성과」, 『경제발전연구』 15(2).
- 이동진(2017), 「간접고용 비정규직 활용과 조직성과에 대한 실증연구」, 제9회 사업체패널 학술대회 발표문.
- 이병희(2011), 「사내하도급 활용실태와 경제적 효과」, 『산업관계연구』 21(2).
- 이선호 · 박우성(2017), 「비정규직 활용과 기업성과: 비정규직 인사관리 제도화의 조절효과」, 『산업관계연구』 27(1).
- 이시균 · 김정우(2006), 「비정규직 활용이 기업성과에 미치는 영향」, 『노동리뷰』 2006년 7월호.
- 이영면 · 나인강 · 이주형(2013), 「기간제 근로자와 경영성과에 관한 연구」, 『인사조직연구』 21(4).
- 정재훈 · 오주연(2008), 「비정규직 고용이 노동생산성과 재무적성과에 미치는 영향」, 한국노동연구원 사업체패널 워크숍 발표문.
- 홍민기(2012), 『비정규 근로와 간접고용의 사용이 기업의 생산성과 이윤에 미치는 영향』, 한국노동연구원.
- 황선웅(2009), 「비정규직 고용의 확대, 소득분배, 경제성장」, 『동향과전망』 77호.

〈부표 2-1〉 기술통계

	2005년	2007년	2009년	2011년	2013년	2015년	전체
log(영업이익)	1.72	1.49	1.87	1.73	1.51	1.52	1.63
log(인건비)	3.62	3.71	3.68	3.81	3.86	3.82	3.76
log(매출액)	5.38	5.41	5.58	5.63	5.69	5.49	5.52
이직률	21.85	21.46	18.00	20.75	20.53	17.99	19.83
log(종업원 수)	5.31	5.22	5.11	5.13	5.08	4.76	5.06
기업연령	19.61	21.40	23.67	25.26	26.58	21.28	22.71
log(고정유형자산)	3.98	3.88	4.14	4.04	4.09	3.71	3.95
제조업	0.38	0.41	0.42	0.42	0.42	0.42	0.41
기타재화생산	0.07	0.08	0.08	0.08	0.08	0.10	0.08
생산자서비스업	0.17	0.15	0.14	0.14	0.14	0.16	0.15
유통서비스업	0.20	0.19	0.19	0.19	0.19	0.18	0.19
개인서비스업	0.06	0.05	0.05	0.05	0.04	0.06	0.05
사회서비스업	0.12	0.12	0.12	0.12	0.13	0.08	0.11
하도급거래	0.35	0.31	0.24	0.27	0.28	0.33	0.30
국내시장 경쟁정도	3.80	3.85	3.77	3.85	3.88	3.89	3.84
국내외 시장 수요증가정도	3.23	3.17	3.17	3.07	3.06	3.17	3.15
경쟁업체 대비 가격수준	2.90	2.91	2.96	2.93	2.91	2.92	2.92
경쟁업체 대비 품질수준	3.79	3.76	3.60	3.66	3.70	3.56	3.66
인사관리전략-육성형	17.93	18.09	17.80	17.61	18.02	17.03	17.65
노조조직률	22.70	20.39	21.35	20.45	20.05	15.65	19.52
비정규직 비율	17.24	15.37	13.14	14.98	13.98	12.74	14.36
직접고용 비율	8.89	8.36	7.52	8.01	7.85	7.55	7.98
간접고용 비율	8.34	7.01	5.62	6.97	6.14	5.19	6.38

〈부표 2-2〉 상관분석

	비정규직 비율	직접고용 비율	간접고용 비율	log (영업이익)	log (인건비)	log (매출액)	이직률
비정규직 비율	1.00						
직접고용 비율	0.76	1.00					
간접고용 비율	0.63	-0.02	1.00				
log(영업이익)	-0.01	-0.08	0.07	1.00			
log(인건비)	-0.02	-0.10	0.07	0.25	1.00		
log(매출액)	0.00	-0.15	0.15	0.49	0.56	1.00	
이직률	0.12	0.12	0.04	-0.14	-0.22	-0.18	1.00
log(종업원 수)	0.27	0.12	0.26	0.07	0.24	0.14	-0.06
기업연령	-0.03	-0.02	-0.01	0.05	0.24	0.15	-0.12
log(고정유형자산)	-0.06	-0.19	0.11	0.25	0.38	0.58	-0.17
제조업	-0.24	-0.27	-0.04	0.12	-0.04	0.22	-0.05
기타재화생산	0.09	0.02	0.12	0.08	0.07	0.15	0.01
생산자서비스업	0.14	0.22	-0.04	-0.07	0.00	-0.21	0.05
유통서비스업	-0.02	-0.03	0.00	-0.08	-0.03	-0.07	0.03
개인서비스업	0.11	0.10	0.05	-0.04	0.02	-0.05	0.01
사회서비스업	0.08	0.13	-0.03	-0.09	0.03	-0.17	-0.03
하도급거래	0.04	-0.06	0.13	0.07	0.05	0.15	0.01
국내시장 경쟁정도	0.03	-0.02	0.07	0.01	-0.05	0.02	0.08
국내외 시장 수요증가	0.03	0.04	0.01	0.09	0.03	0.06	-0.04
경쟁업체 대비 가격수준	-0.04	-0.05	-0.01	0.04	0.03	0.02	-0.01
경쟁업체 대비 품질수준	0.00	-0.01	0.01	0.07	0.03	0.05	-0.04
인사관리특성-육성형	-0.11	-0.13	-0.02	0.07	0.09	0.10	-0.06
노조조직률	-0.09	-0.08	-0.05	-0.04	0.22	0.05	-0.14

③ 일자리 이동에 관한 결정요인 분석 - job-to-job을 중심으로 -

이시균·박진희·김수현*

I. 서론

고용보험 행정자료상으로 고용보험 취득 건수는 2017년 기준 6,871천 건에 이르고 상실 건수는 6,449천 건이다. 전체 피보험자 수가 2017년에 12,982천 명이므로 취득 비중은 52.9%, 상실 비중은 49.7%이며 취득 건수와 상실 건수를 합한 노동력 변동(worker flows)은 무려 102.6%에 이른다. 이러한 사실은 우리 노동시장의 변동성이 매우 크다는 것을 보여주는 것이며, 고용불안정성이 크게 우려되는 것이다.

고용유지를 실태를 고용보험 자료로 파악해 보면 노동력 변동성이 큰 이유를 파악할 수 있다. 새로이 고용보험 사업장에 채용된 사람 중 6개월 이상 고용을 유지하는 비율은 연도마다 차이는 있으나 절반 수준이 안된다. 또한 1년 이상 고용유지율은 약 60% 수준이며, 2년 이상 고용이 유지되는 비율은 4명 중 1명에 불과하다(이시균, 2017). 이러한 사실은 한 사업장에서 벗어나 이직 혹은 실업 및 미취업 상태로 전환하는 비율이 매우 높다는 것을 의미한다. 그렇다면 현재의 일자리에서 벗어난 사람은 어떤 상태로 전환되는가? 이러한 급격한 변동성은 다른 일자리로의 이동을 위해서 이직하는 것인지, 비자발적으로 실업 혹은 미취업 상태로 전환하는 것인지 파악할

* 이시균 = 한국고용정보원 연구위원 (siju0428@keis.or.kr)

박진희 = 한국고용정보원 연구위원 (parkjh123@keis.or.kr)

김수현 = 한국고용정보원 부연구위원 (warcat7@keis.or.kr)

필요가 있다.

본 논문은 우리나라의 큰 노동력 변동성을 설명하기 위해서 일자리 이동(job-to-job)에 대한 분석을 시도하고자 한다. 즉 한 사업장에서 다른 사업장으로 이동하는 실태를 파악하여 우리나라 노동시장의 동학적 구조를 심층적으로 파악해 보고자 한다.

이미 외국에서 일자리 이동에 관한 연구는 다각적으로 이루어지고 있다. 일자리 이동 규모는 어느 정도인지, 누가, 어디서, 왜 일자리 이동이 이루어지는지, 고용구조 및 임금구조의 변화에 미치는 효과는 어떠한지에 관한 심층적 연구가 진행되고 있다(Fallick and Fleischman 2004; Nagypal 2005; Hyatt and McEntarfer 2014; Gomes 2012). 그러나 우리나라에서 일자리 이동에 관한 연구는 거의 전무한 실정이다. 일자리 이동을 연구하기 위해서 패널화된 고용통계자료가 필요한데, 이를 분석할 만한 일자리 이력자료는 거의 없는 것이 현실이다. 그러나 본 연구에서 활용하는 고용보험 행정자료를 활용하면 비록 대표성의 제약이 존재하지만 적어도 고용보험에 가입한 노동자에 대해서 이력자료를 구축할 수 있으며, 이를 통해 일자리 이동을 측정하고 실태를 파악할 수 있다.

본 연구는 일자리 이동 분석을 통해 동학적 노동시장의 실태를 파악하고 이를 결정하는 요인을 분석할 것이다. 특히 사업체패널자료와 연계하여 인적특성뿐만 아니라 사업체 특성이 일자리 이동에 미치는 영향을 파악해 보고자 한다. 이를 통해 일자리 이동이 우리나라의 동학적 고용구조를 엄밀하게 규명할 수 있는 것으로 기대한다.

II. 분석자료 및 분석 방법

고용보험 행정자료와 사업체패널자료를 연계하면 고용주-피고용주 자료를 구축할 수 있다. 고용보험의 취득일과 상실일을 기준으로 객관적으로 일

자리 이력자료를 구축할 수 있으며, 고용보험의 취득일과 상실일을 기준으로 하기 때문에 정확한 미취업 기간을 측정할 수 있다는 장점이 있다. 다만 고용보험 사업장에 취업한 경우를 파악하지 못하는 한계도 존재한다. 고용보험 DB에서 2011년과 2015년에 고용보험을 상실한 사람을 추출한 후, 이를 다시 2011년 이후의 취득자 DB와 연결하여 일자리 이동을 측정한다. 분석 대상은 2011년과 2015년 기간 동안 고용보험을 상실한 경우만을 대상으로 하였다.

이렇게 구축된 이력자료를 활용하여 일자리 이동(job-to-job)을 측정할 수 있다. 여기서 일자리 이동(job-to-job)의 정의는 일자리에서 일자리로 간극 없이 이동하는 것으로 규정한다. 본 논문은 일자리 이동을 두 가지 방법으로 측정한다. 첫째, 현재 일자리에서 벗어나 15일 이내에 다른 일자리를 얻는 경우로 취업지원서비스, 실업급여 등 고용서비스정책의 혜택에 의지하지 않고 일자리를 즉각적으로 얻는 경우에 해당한다. 둘째, 3개월 이내에 다른 일자리를 얻는 경우로 측정하는데, 일자리 이동을 분기단위로 측정하는 외국의 사례를 참조하여 조작적으로 정하였다.

분석 방법은 다층 로짓모형을 활용하여 일자리 이동 결정요인을 분석한다. 사업체패널자료에서 사업체 수준의 정보를 파악할 수 있으며, 고용보험 이력자료를 통해 인적속성 정보와 더불어 일자리 변동 여부를 식별할 수 있다. 이와 같이 다층적 자료를 분석하는 유용한 분석모형으로 다층 회귀분석 모형을 활용할 수 있다. 여기서 종속변수를 15일 이내 일자리 이동 혹은 90일 이내 일자리 이동 여부를 종속변수로 다층 로짓모형을 활용하여 분석한다. 다층 로짓모형을 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\eta_{ij} = \log \left(\frac{\psi_{ij}}{1 - \psi_{ij}} \right)$$

$$(1\text{수준}) \quad \eta_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{q=1}^Q \beta_{qj} X_{qij} + \gamma_{ij}$$

1수준에서는 개인특성 변수로 성, 연령, 근속기간, 계약직 여부 등이 포

합된다.

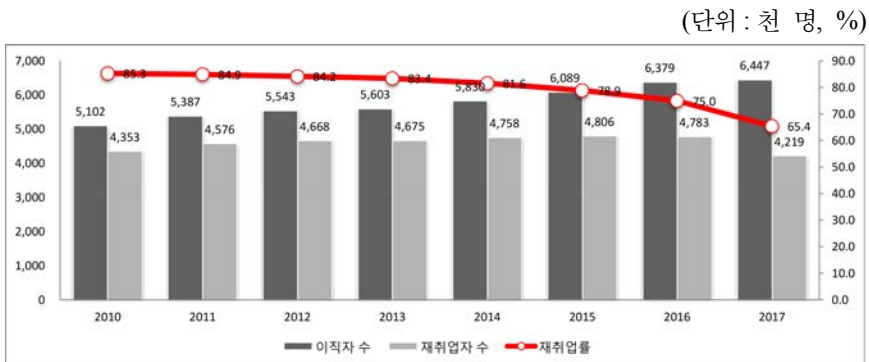
$$(2\text{수준}) \beta_{qj} = \gamma_{q0} + \sum_{s=1}^{S_q} \gamma_{qs} W_{sj} + u_{qj}$$

2수준 방정식에서는 사업체 수준에서 재무정보, 비정규직 비중, 노조여부 등의 사업체 특성 변수가 포함된다. 여기서 1수준에 해당하는 개별자료는 고용보험 이력자료이며, 2수준 자료는 사업체패널자료이다.

III. 일자리 이동 기초 분석

2015년 기준으로 이직자 수는 6,089천 건이며, 이중 재취업자 수는 4,806천 개로 78.9%에 이르는 것으로 나타났다. 이직자 수는 2016년에 6,379천 명, 2017년에 6,447천 명으로 지속적으로 증가세를 보이고 있는데, 피보험자 규모가 늘어나면서 나타나는 자연스러운 결과이다. 여기서 재취업률은 이직 후 2018년 5월 말까지 확인된 결과이므로 재취업률은 최근으로 올수록 감소하는 추이를 보인다. 충분한 재취업 탐색기간이 주어진다

[그림 3-1] 이직자 수 및 재취업 현황



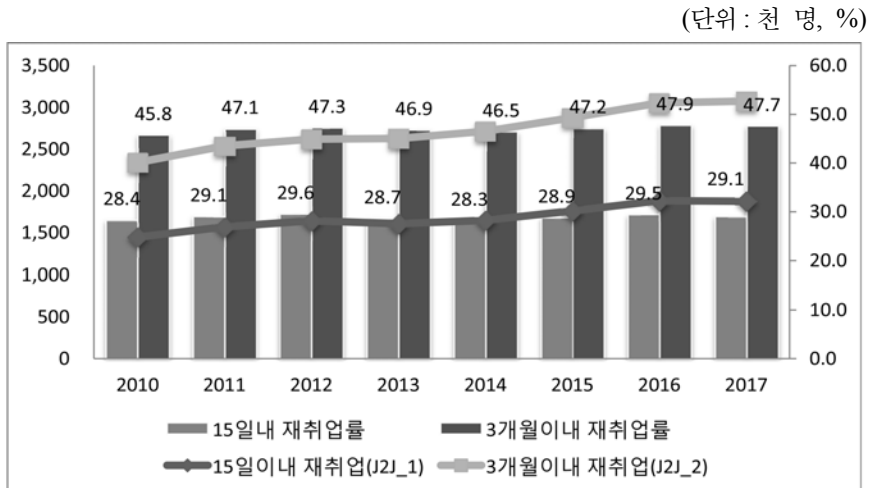
자료 : 고용보험 행정자료.

면 전체 피보험자 규모의 증가에 따라 재취업자 수는 증가하게 될 것이다. 실제 2010년에서 2015년까지 재취업자 수는 지속적으로 증가하는 추세를 보이고 있다.

[그림 3-2]는 두 가지 기준으로 측정된 일자리 이동 현황 추이를 보여준다. 2015년 기준으로 15일 내 재취업률은 28.9%, 3개월 내 재취업률은 47.2%를 보여준다. 우선 15일 내 재취업률은 2010년 28.4%에서 2012년 29.6%로 다소 높아졌지만 2014년 28.3%로 낮아졌고 2017년 29.1%로 약간 높아졌다. 15일 이내 재취업률로 측정된 일자리 이동은 기간이 경과하면서 상당히 안정된 추이를 보여주고 있다. 이직자 수 기준으로 보면 2010년에 15일 이내 재취업한 이직자 수는 1,447천 명으로 추산되었고 2015년에 1,762천 명으로 늘었으며 2017년에 1,877천 명까지 증가한 것으로 나타났다. 15일 이내 재취업률은 큰 변화가 관찰되지 않기 때문에 15일 이내 재취업자 수의 증가는 전체 피보험자 수의 증가에 따른 영향으로 판단된다.

3개월 이내 재취업률은 2010년 45.8%에서 2012년 47.3%로 높아졌다가 2014년 46.5%로 떨어졌으나 2016년 47.9%, 2017년 47.7%로 약간 높아진 것으로 나타났다. 재취업자 수는 2010년 2,339천 명에서 2012년

[그림 3-2] 일자리 이동 현황 및 추이



자료 : 고용보험 행정자료.

2,621천 명으로 증가했고, 2014년 2,713천 명, 2017년 3,076천 명으로 증가하였다. 3개월 이내 재취업을 추이를 보면 지난 7년 동안 다소 높아진 것을 확인할 수 있다.

일자리 이동의 현황 및 추이를 보면 우리나라에서 현재의 일자리에서 거의 간극 없이 다른 일자리로 이동하는 비율은 15일 이내 기준으로 이직자의 30% 미만, 3개월 기준으로 50% 미만으로 확인되며, 지난 7년 동안 큰 변화없이 안정적인 구조를 보이는 것으로 나타났다.

계약직 여부별 일자리 이동 현황을 살펴보면 계약직은 비계약직에 비해 일자리 이동 비율이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 계약직의 경우 2015년에 15일 이내 재취업률은 26.3%였으나 비계약직은 29.5%로 3.2%p 차이를 보였다. 그러나 3개월 이내 재취업률은 2011년에는 비계약직이 높았으나 2015년에는 거의 유사한 것으로 나타났다. 2011년에 계약직의 3개월 이내 재취업률은 44.7%였으나 비계약직은 47.5%로 높았다. 그러나 2015년에 계약직의 3개월 이내 재취업률은 47.7%로 높아졌고, 비계약직의 47.1%와 큰 차이를 보이지 않았다.

결과적으로 계약직의 일자리 이동은 상대적으로 비계약직에 비해 다소 어려운 것으로 판단된다. 계약직의 고용지속성도 낮은 편이지만 일자리 유지 안정성도 높지 않은 것을 확인할 수 있다.

이직 사유별 일자리 이동 현황을 보면 자발적 이직이 비자발적 이직보다

〈표 3-1〉 계약직 여부별 일자리 이동 현황

(단위 : 천 명, %)

		이직자 수	재취업자 수	15일 이내 재취업	3개월 이내 재취업	재취업률	J2J(1)	J2J(2)
계약직	2011	780	668	165	348	85.6	21.1	44.7
	2015	1,030	815	271	492	79.1	26.3	47.7
비계약직	2011	4,608	3,908	1,405	2,190	84.8	30.5	47.5
	2015	5,058	3,991	1,490	2,384	78.9	29.5	47.1

주 : J2J(1)은 15일 이내 기준 일자리 이동 비율이며, J2J(2)는 3개월 이내 기준 일자리 이동 비율임.

자료 : 고용보험 행정자료.

일자리 이동 수준이 높은 것으로 나타났다. 자발적 이직의 경우 15일 이내 재취업률은 2011년에 30.3%, 2015년에 29.2%로 나타났으나 비자발적 이직은 15일 이내 재취업률인 27.5%, 3개월 이내 재취업률이 28.5%로 낮게 나타났다. 특히 15일 이내 재취업률의 차이가 큰 것은 일자리 상실 후 재취업 준비가 덜 되어 있기 때문으로 판단된다.

계약 및 공사종료로 인한 이직의 경우 개인적 사정에 따른 이직보다 일자리 이동 수준이 낮게 나타나고 있다. 계약 및 공사종료로 인한 이직의 경우 15일 이내 재취업률은 25.6%로 비자발적 이직의 경우보다도 낮게 나타나고 있다. 그러나 3개월 이내 재취업률의 경우는 2015년에 49.7%로 개인사정으로 인한 재취업률 47.8%보다 높게 나타났다.

결국 비자발적 이직의 경우 즉각적인 일자리 이동은 상대적으로 어렵고, 특히 계약 및 공사종료로 인한 이직의 경우 더욱 어려운 것으로 나타났지만 3개월 기간내 일자리 이동은 유사한 수준이거나 오히려 높게 나타났다.

여성보다 남성이 일자리 이동 수준이 높고, 청년이나 장년보다 중년층의 일자리 이동 수준이 높게 나타나고 있어 노동시장 취약계층의 일자리 이동이 더 어려운 것으로 확인된다. 여성의 15일 이내 재취업률은 2015년 기준으로 26.1%로 남성의 31.6%보다 낮았으며, 3개월 이내 재취업률의 경우에

〈표 3-2〉 이직 사유별 일자리 이동 현황

(단위 : 천 명, %)

	자발적 이직		비자발적 이직		개인사정		계약·공사종료	
	2011	2015	2011	2015	2011	2015	2011	2015
이직자 수	3,180	3,863	2,207	2,226	3,264	3,696	895	1,100
재취업자 수	2,718	3,048	1,858	1,758	2,780	2,912	772	881
15일 이내 재취업	963	1,126	606	635	970	1,062	229	304
3개월 이내 재취업	1,536	1,851	1,002	1,025	1,556	1,766	446	547
재취업률	85.5	78.9	84.2	79.0	85.2	78.8	86.2	80.1
J2J(1) 비율	30.3	29.2	27.5	28.5	29.7	28.7	25.6	27.7
J2J(2) 비율	48.3	47.9	45.4	46.1	47.7	47.8	49.8	49.7

주 : J2J(1)은 15일 이내 기준 일자리 이동 비율이며, J2J(2)는 3개월 이내 기준 일자리 이동 비율임.

자료 : 고용보험 행정자료.

도 여성은 44.1%, 남성은 50.2%로 차이를 보였다. 청년의 15일 이내 재취업률은 20.6%로 장년의 29.9%보다 낮았고 중년의 33.2%보다 훨씬 낮은 수준을 보였다.

2011년에서 2015년 기간 동안 성별, 연령별로 일자리 이동 수준은 비슷하게 나타났으나 청년층의 경우 낮아진 것으로 나타났다. 청년층의 경우 15일 이내 재취업률은 2011년에 22.7%에서 2015년에 20.6%로 낮아졌지만 중년층과 장년층은 2015년에 2011년보다 다소 높아진 것을 확인할 수 있다. 남성과 여성의 재취업률은 이 기간 동안 비슷한 수준을 유지한 것으로 나타났다.

산업별로 일자리 이동 현황과 추이를 살펴보면 산업별 특성이 반영된 것으로 나타나고 있다. 생산과정의 특성상 일자리 이동이 빈번한 건설업과 부동산 및 임대업에서 일자리 이동 수준이 가장 높게 나타났으며 고용불안정성이 높은 도소매, 음식숙박업은 비교적 낮은 편으로 나타났다. 제조업은 2015년 기준으로 15일 이내 재취업률이 28.5% 수준이었고 제조업 관련성이 높은 사업시설관리 및 사업지원서비스업이 34.0%로 제조업보다 높게 나타났으며, 금융보험업도 31.8%로 다소 높았다.

〈표 3-3〉 인적 속성별 아직 사유별 일자리 이동 현황

(단위 : 천 명, %)

	남성		여성		청년		중년		장년	
	2011	2015	2011	2015	2011	2015	2011	2015	2011	2015
이직자 수	2,917	3,209	2,421	2,787	1,611	1,680	2,948	3,138	779	1,178
재취업자 수	2,501	2,574	2,034	2,163	1,421	1,344	2,506	2,528	608	865
15일 이내 재취업	912	1,013	646	728	366	345	972	1,043	221	352
3개월 이내 재취업	1,439	1,612	1,080	1,230	661	656	1,511	1,633	348	553
재취업률	85.8	80.2	84.0	77.6	88.2	80.0	85.0	80.6	78.1	73.5
J2J(1) 비율	31.3	31.6	26.7	26.1	22.7	20.6	33.0	33.2	28.3	29.9
J2J(2) 비율	49.3	50.2	44.6	44.1	41.0	39.1	51.2	52.0	44.7	46.9

주 : J2J(1)은 15일 이내 기준 일자리 이동 비율이며, J2J(2)는 3개월 이내 기준 일자리 이동 비율임.

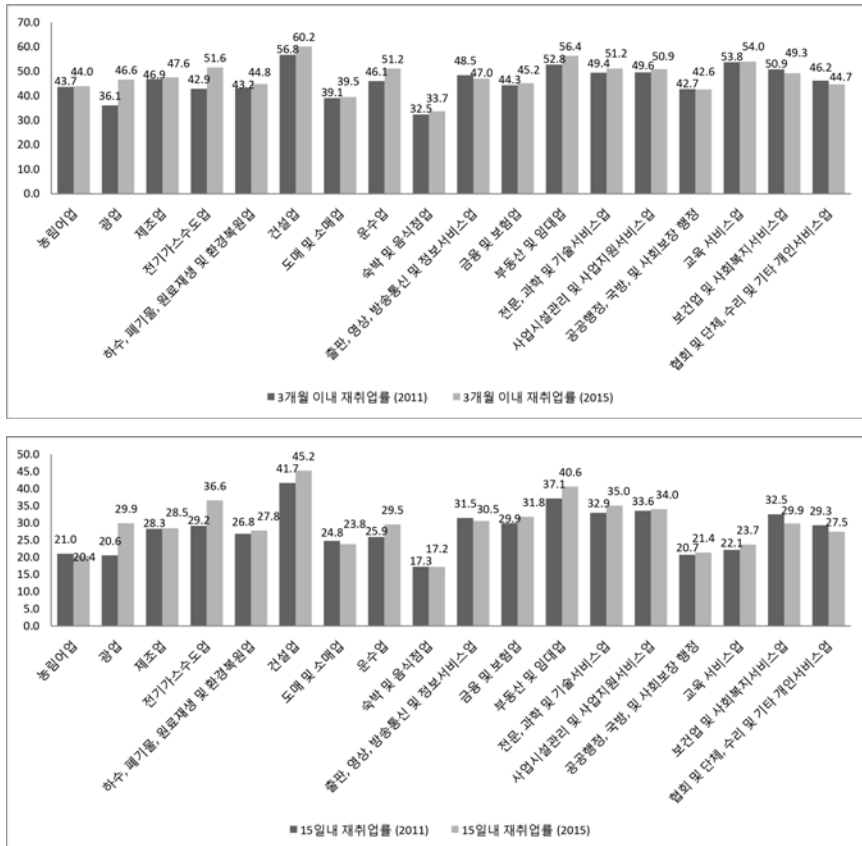
자료 : 고용보험 행정자료.

2011년에서 2015년 기간 동안 제조업의 15일 이내 재취업률은 28%초반으로 거의 비슷하였고, 건설업, 운수업은 다소 높아졌으나 보건업 및 사회복지서비스업은 낮아진 것으로 나타나고 있다.

숙련수준에 따라 일자리 이동의 영향을 파악하기 위해서 근속기간별 일자리 이동 현황을 살펴보았다. 근속기간이 길어지면 숙련형성 수준이 높아지면서 일자리 이동 수준이 높아지는 것을 확인할 수 있다. 2015년 기준으로 15일 이내 재취업률은 6개월 이하 근속인 경우 24.9%였으나 2년 이상은 32.2%로 높아졌고 3년 초과한 경우 35.5%로 더욱 높아졌다. 그러나 3

[그림 3-3] 산업별 일자리 이동 현황 및 추이

(단위 : %)



자료 : 고용보험 행정자료.

〈표 3-4〉 근속기간별 일자리 이동 현황

(단위 : 천 명, %)

근속기간	15일 이내 재취업률		3개월 이내 재취업률	
	2011	2015	2011	2015
3개월 이하	23.5	23.3	43.6	44.7
3-6개월 이하	23.9	24.9	47.3	48.2
1년 이하	31.9	31.0	49.0	48.1
2년 이하	33.4	32.2	49.2	48.2
3년 이하	34.9	34.5	49.1	49.1
3년 초과	36.1	35.5	47.6	47.6

자료 : 고용보험 행정자료.

개월 이내 재취업률 현황을 근속기간별로 보면 3개월 근속기간을 초과하는 경우는 3개월 이내 재취업률이 유사한 것으로 확인된다.

2011년에서 2015년 기간 동안 근속기간별 일자리 이동 수준은 거의 유사한 것으로 나타났으나 6개월 이상인 경우 일자리 이동 수준이 다소 낮아지는 경향을 보이고 있다. 1년 이하 근속기간의 경우 2011년에 31.9%에서 31.0%로 낮아졌고 2년 이하는 33.4%에서 32.2%, 3년 이하는 34.9%에서 34.5%, 3년 초과는 36.1%에서 35.5%로 낮아졌다. 3개월 이내 재취업률의 경우는 1년 이하, 2년 이하 근속인 경우에만 다소 낮아졌다.

결과적으로 근속기간이 긴 경우에 간극 없이 일자리를 이동할 가능성은 높아지는 것을 확인할 수 있으며, 이러한 결과로 경험과 숙련수준이 높은 사람이 일자리 이동에 유리하기 때문으로 판단된다.

<표 3-5>는 사업체 규모별 일자리 이동 현황을 보여준다. 사업체 규모가 커질수록 일자리 이동 수준이 높아지다가 대규모 사업체에서 낮아지는 경향을 보이고 있다. 특히 1,000인 이상 사업체 규모는 비교적 낮은 수준을 보이고 있다. 2015년 기준으로 15일 이내 재취업률은 5인 미만은 24.9%였으나 100인 이상 150인 미만 규모는 32.2%로 높아졌다가 300인 이상 500인 미만 규모에서 30.7%로 낮아졌고 1,000인 이상 규모에서 24.2%로 낮았다. 3개월 이내 재취업률의 경우도 유사한 양상을 보이고 있는데, 70인 이상 99인 이하 사업체 규모에서 가장 재취업률이 높게 나타났고 5인 미만

〈표 3-5〉 사업체 규모별 일자리 이동 현황

(단위 : 천 명, %)

사업체규모	15일 이내 재취업률		3개월 이내 재취업률	
	2011	2015	2011	2015
5인 미만	24.9	24.9	41.1	40.7
5~9인	30.1	30.0	47.4	47.6
10~29인	30.3	30.8	49.8	49.7
30~49인	31.2	30.9	50.6	50.1
50~69인	31.2	31.8	50.9	50.6
70~99인	31.4	32.5	50.4	51.7
100~149인	31.1	32.2	50.6	51.6
150~299인	31.1	31.0	49.7	51.3
300~499인	30.7	30.7	50.1	50.2
500~999인	30.3	29.8	47.6	49.3
1000인 이상	27.2	24.2	43.0	42.9

자료 : 고용보험 행정자료.

사업체 규모와 1,000인 이상 사업체 규모에서 낮았다.

2011년에서 2015년 기간 동안 사업체 규모별로 일자리 이동 수준이 거의 유사한 것으로 나타났으나 500인 이상 사업체 규모에서 다소 낮아지는 경향을 보이고 있다. 15일 이내 재취업률은 2011년에 500인 이상 1,000인 미만 사업체 규모에서 30.3%였으나 2015년에 29.8%로 낮아졌고 1,000인 이상 사업체 규모에서는 2011년에 27.2%에서 2015년 24.2%로 낮아졌다. 3개월 이내 재취업률의 경우 5인 미만 사업체 규모와 1,000인 이상 사업체 규모에서 2011년에 비해 2015년 재취업률이 낮아졌으나 다른 사업체 규모는 비슷한 수준을 유지하거나 높아진 것으로 확인된다.

IV. 일자리 이동 결정요인 분석

일자리 이동에 미치는 결정요인을 파악하기 위해서 우선 로짓분석을 활용하였다. 일자리 이동(15일 이내 재취업) 분석 결과를 보면 계약직일수록,

비자발적 이직일수록 일자리 이동 가능성이 낮아지는 것으로 나타났다. 고용불안정성이 높은 일자리일수록 일자리 이동도 어려운 것으로 판단된다. 한편 남성이거나 학력이 높을수록 일자리 이동 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 노동시장에서 상대적으로 우월한 지위에 있는 경우에 일자리 이동 가능성도 높은 것으로 해석된다.

산업별로 보면 제조업에 비해 건설업, 부동산 및 임대업, 금융보험업 등 생산자 서비스업에서 일자리 이동 가능성이 높은 것을 확인할 수 있다. 또한 고숙련 직업군이 일자리 이동 가능성이 높았으며, 사업체 규모가 클수록 높게 추정되고 있다.

〈표 3-6〉 일자리 이동 결정요인 분석: 로짓분석(15일 이내 재취업)

	일자리 이동(15일 이내 재취업)	
	추정계수	p-값
상수항	-4.180	0.000
남성	0.198	0.000
연령	0.126	0.000
연령제곱	-0.001	0.000
근속	0.000	0.000
근속제곱	0.000	0.000
중졸 이하 등	0.410	0.000
전문대졸	0.209	0.000
대졸	0.269	0.000
대학원졸	0.302	0.000
계약직 여부	-0.125	0.000
비자발 여부	-0.195	0.000
광업	-0.171	0.000
하수폐기물처리원료재생 및 환경복원업	-0.049	0.000
건설업	0.663	0.000
도매 및 소매업	-0.033	0.000
운수업	-0.093	0.000
숙박 및 음식점업	-0.334	0.000
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	0.194	0.000
금융 및 보험업	0.291	0.000

〈표 3-6〉의 계속

	일자리 이동(15일 이내 재취업)	
	추정계수	p-값
부동산업 및 임대업	0,556	0,000
전문, 과학 및 기술서비스업	0,371	0,000
사업시설관리 및 사업지원서비스업	0,545	0,000
공공행정, 국방 및 사회보장행정	0,046	0,000
교육서비스업	-0,108	0,000
보건업 및 사회복지서비스업	0,221	0,000
기타산업	0,090	0,000
관리직	0,047	0,000
전문가 및 준전문가	0,142	0,000
사무종사자	-0,017	0,000
서비스종사자	-0,043	0,000
판매종사자	-0,109	0,000
농림어업종사자	-0,394	0,000
기능원 및 관련근로자	0,123	0,000
장치, 기계조작, 조립원	0,028	0,000
5인 미만	-0,145	0,000
5~9인	0,053	0,000
10~29인	0,128	0,000
30~49인	0,186	0,000
50~69인	0,197	0,000
70~99인	0,217	0,000
100~149인	0,209	0,000
150~299인	0,187	0,000
300~499인	0,170	0,000
500~999인	0,121	0,000
사례 수	66,041,682	

주 : 여성, 고졸, 제조업, 1000인 이상 사업체규모가 기준변수임.
자료 : 고용보험 행정자료.

일자리 이동(3개월 이내 재취업) 분석 결과를 보면 앞선 분석결과와 유사하게 계약직일수록, 비자발적 이직일수록 일자리 이동 가능성이 낮아지는 것으로 나타났다. 다만 계약직 여부의 추정계수는 15일 이내 재취업 결정요

〈표 3-7〉 일자리 이동 결정요인 분석: 로짓분석(3개월 이내 재취업)

	30일 이내 재취업	
	추정계수	p-값
상수항	-2,966	0.000
남성	0.217	0.000
연령	0.115	0.000
연령제곱	-0.001	0.000
근속	0.000	0.000
근속제곱	0.000	0.000
중졸 이하 등	0.350	0.000
전문대졸	0.232	0.000
대졸	0.218	0.000
대학원졸	0.335	0.000
계약직 여부	-0.012	0.000
비자발 여부	-0.193	0.000
사례 수	66,041,682	

주: 1) 여성, 고졸, 제조업, 1000인 이상 사업체규모가 기준변수임.

2) 산업, 직업, 사업체 규모는 〈표 3-6〉과 동일하게 통제한 결과임.

자료: 고용보험 행정자료.

인 분석결과보다 크게 낮아지는 것으로 나타났다. 비자발적 이직 여부는 15일 이내 재취업 결정요인 분석결과와 유사하게 나타났다.

남성, 고학력일수록 일자리 이동 가능성이 높아지는 것으로 확인되었다. 한편 건설업과 금융보험업 등 생산서비스업은 여전히 일자리 이동 가능성이 높았으나 앞선 분석결과보다 낮아지는 것으로 확인된다.

고용보험 이력자료와 사업체패널자료를 연계한 분석자료는 다층적 구조의 성격을 가지므로 보다 엄밀한 분석모형을 통해 일자리 이동의 결정요인을 분석할 수 있다. 특히 인적속성의 결정요인뿐만 아니라 사업체 특성의 영향을 추정계수의 편이 없이 분석할 수 있다. <표 3-8>은 고용주-피고용주 자료로 다층 로짓모형을 통해 일자리 이동의 결정요인을 분석한 결과이다.

분석결과를 보면 1차 개인수준 분석에서 계약직인 경우 일자리 이동 가능성이 낮은 것으로 추정되고 있다. 이러한 결과는 앞선 결과와 동일한 결

〈표 3-8〉 일자리 이동 결정요인 분석: 다층 로짓분석

	15일 이내 재취업		3개월 이내 재취업	
	추정계수	p-값	추정계수	p-값
2 level				
상수항	-12.533	0.000	-8.193	0.000
로그 종업원 규모	0.050	0.043	0.023	0.196
로그 1인당 매출액	-0.047	0.007	-0.051	0.001
비정규직 비중	0.002	0.048	0.001	0.259
사내하청 비중	-0.001	0.659	-0.002	0.367
회사업력	0.000	0.770	0.001	0.277
제조업	-0.324	0.000	-0.240	0.000
하도급거래여부	0.158	0.001	0.157	0.000
복지후행수준	-0.022	0.028	-0.016	0.030
노사협의회 유무	-0.044	0.397	0.005	0.900
노조조직률	0.000	0.631	0.000	0.501
1 level				
남성	0.011	0.403	0.020	0.557
연령	0.104	0.000	0.116	0.000
연령제곱	-0.001	0.000	-0.001	0.000
근속	0.001	0.000	0.001	0.000
비자발 여부	0.081	0.000	-0.065	0.443
사무직	-0.005	0.807	-0.009	0.805
판매직	-0.077	0.042	-0.098	0.284
서비스직	-0.154	0.000	-0.254	0.000
기능직	0.152	0.000	0.160	0.042
조립직	-0.213	0.000	-0.025	0.592
단순노무직	-0.203	0.000	-0.209	0.000
계약직 여부	-0.186	0.000	-0.169	0.000
로그 채용시 월보수	0.694	0.000	0.436	0.000
1차 관측치	202,965			
2차 관측치	1,766			

주 : 여성, 전문직, 계약직이 기준변수임.

자료 : 고용보험 행정자료.

과인데, 특히 3개월 이내 재취업의 경우에도 비슷한 수준에서 일자리 이동이 어려운 것으로 나타났다. 1차 개인 수준에서 저숙련 직업군일수록 일자

리 이동 가능성이 낮아지는 것으로 나타났으며, 근속이 길어질수록 일자리 이동 가능성이 높아지는 것으로 나타나 고숙련일수록 일자리 이동이 용이한 것으로 판단된다. 그러나 일반 로짓분석 결과와는 달리 비자발적 이직인 경우에 일자리 이동 가능성이 높은 것으로 나타났다. 다만 3개월 이내 재취업의 경우 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다.

2차 사업체 수준에서 비정규직 비중이 크면 일자리 이동 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 노동생산성이 높거나, 복지수준이 높은 사업체인 경우에 일자리 이동이 낮아지는 것으로 추정되었다. 또한 2차 사업체 수준에서 하도급거래를 하는 사업체에서 일자리 이동 가능성이 낮은 것은 원청업체일수록 고용안정성이 높기 때문으로 판단된다.

결국 일자리의 사업체 특성이 좋을수록 일자리 이동 가능성은 낮추지만 개인의 노동시장 지위가 높을수록 일자리 이동 가능성은 높이는 것으로 나타나고 있다.

V. 결 론

본 연구는 일자리 이동(job-to-job)에 영향을 미치는 요인을 실증적으로 분석하는 것을 주된 목적으로 하였다. 이미 주요 국가들에서 고용구조를 동학적 수준에서 파악하기 위한 중요 지표로 일자리 이동이 주된 연구주제가 되고 있다. 본 연구는 일자리 이동과 관련된 다양한 연구 주제 중에서 탐색적 차원에서 일자리 이동 결정요인을 분석하고자 하였다.

고용보험 이력자료를 활용하여 일자리 이동을 측정하고, 사업체패널자료와 연계하여 심층적인 분석을 시도할 수 있었다. 분석결과 우선 우리나라의 일자리 이동 규모가 매우 큰 것을 확인할 수 있다. 우리나라 노동시장은 연간 600만 건이 넘는 이직자가 발생하며, 이 중 약 29%는 15일 이내에 다른 일자리를 얻고 절반 수준은 3개월 안에 다른 자리로 이동하는 것으로

나타났다.

둘째, 이직자 중 고용불안정층은 일자리 이동이 상대적으로 낮은 편으로 확인되었다. 계약직과 같은 비정규직이거나 저숙련 직업군은 일자리 이동 가능성이 상대적으로 낮게 추정되어 고용지속성과 더불어 고용안정성도 문제가 되는 것으로 나타났다. 반면 일자리 질이 좋은 경우 일자리 이동 가능성을 낮추는 것으로 나타났다. 일자리 질이 높은 특성을 가진 경우 일자리 이동 가능성을 낮추는 방향으로 나타났으나 노동력 질이 높을수록 일자리 이동 가능성은 높은 것으로 나타났다.

전반적으로 노동력 유연성은 매우 높은 수준이나 고용불안정성 수준도 심각한 수준으로 파악되고 있다. 약 600만 명의 이직, 약 300만 명의 일자리 이동, 약 300만 명의 미취업상태이며, 이중 고용불안정층이 주로 실업 및 미취업 상태를 경험하는 노동시장 구조를 확인할 수 있다.

우리나라의 동학적 고용구조가 매우 불안정하다는 사실을 고려하면 일자리 이동과 같은 연구는 매우 중요하다. 본 연구는 탐색적 차원에서 일자리 이동을 측정하고, 그 결정요인을 분석하였다. 분석결과는 일자리 질이 나쁜거나 노동력 질이 나쁜 상황에서 동학적인 고용불안정성이 심각한 수준임을 명료하게 확인해 주고 있다. 본 연구결과는 고용정책방향을 수립하는 데 있어 이러한 동학적 고용불안정성을 해소하기 위한 정책적 노력이 필요함을 확인할 수 있다. 특히 높은 수준의 노동력 유연성은 확보되어 있으나 이직자 중 상당부분이 고용불안정 상태에 놓인다는 점을 고려하면 고용안전망을 더욱 강화할 필요성이 제기된다.

참고문헌

- 이시균(2017), 「고용유지율 결정요인 분석」, 『산업노동연구』 23(2), pp. 169~193.

- Bjelland, M., Fallick, B., Haltiwanger, J. and E. McEntarfer(2008), "Employer-to-Employer Flows in the United States: Estimates Using Linked Employer-Employee Data", *NBER WORKER PAPER SERIES*, Working Paper 13867.
- Fallick, B., and C. Fleischmen(2004), "The importance of employer-to-employer flows in the U.S. labor market," Federal Reserve Bank Board of Governors mimeo.
- Fallick, B., Haltiwanger, J. and E. McEntarfer(2012), "Job-to-Job Flows and the Consequences of Job Separations," *Finance and Economics Discussion Series* 2012-73, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Hahn, J.(2016), "Using New Census Job-to-Job Flows Data For Regional Analysis", *Focus on economic migration in New England*, LED.
- Hahn, J., Hyatt, H., Janicki, H., and S. Tibbets(2017), "Job-to-Job Flows and Earnings Growth," *American Economic Review* 107(5), American Economic Association, pp.358-363.
- Hyatt, H. and E. McEntarfer(2012), "Job-to-Job Flows in the Great Recession," *The American Economic Review* 102(3), Papers and Proceedings of the one Hundred Twenty Fourth Annual Meeting of the American Economic Association(MAY 2012), pp.580-583.
- McEntarfer, E.(2014), "Job-to-Job Flows: New Statistics on Worker Flows Across Jobs and In and Out of Employment," 2014 LED Partnership Conference.
- Nagyp'al, E.(2005), "On the extent of job-to-job transitions," Northwestern University mimeo.
- Shimer, R.(2005), "The Cyclicalities of Hires, Separations, and Job-to-Job Transitions," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, July/August 2005, pp.493-507.

4] 사업체 고용조정의 이질성

이 창 근*

기업 및 고용동학 연구는 사업체의 생산성에 따라 고용조정의 정도가 다를 수 있으며, 이것이 배분효율성과 노동시장 성과에 대해 거시적 함의를 가진다는 것을 보여주었다. 이 연구는 사업체패널-고용보험 DB 연계자료를 활용하여 생산성에 따른 고용조정이 어떠한 경로(채용, 이직/해고)로 이루어지며, 추세적으로 생산성-고용조정 관계가 어떻게 변하고 있으며, 사업체나 근로자 특성에 따라 차이가 있는지를 분석했다. 분석 결과를 보면, 우리나라 사업체들은 생산성이 높아지는 경우 채용을 높이기보다는 이직과 해고를 줄이는 경향이 있었다. 제조업의 경우 이로 인해 최종적으로 순고용의 변화가 생산성에 따라 달라지는 모습이 관찰되었다. 그러나 이 생산성-고용조정의 관계는 최근 눈에 띄게 약화되었다. 고용조정이 생산성에 민감하게 반응하는 집단은 비제조업의 신생 사업체, 제조업의 청년 및 여성 근로자들이었다.

주요어: 고용조정, 생산성, 연결자료

I. 서 론

경제학자들은 기업의 탄생과 성장, 축소와 소멸의 사이클을 다루는 기업 동학(firm dynamics)을 이해하고자 많은 노력을 기울여왔다. 이는 기업의

* 연세대학교 정경대학 경제학과 조교수 (leeck@yonsei.ac.kr)

생애주기에 따라 생산성과 고용 특성이 다를 뿐 아니라 외부의 충격에 대해 대응하는 방식에도 차이가 있기 때문이다. 따라서 기업 또는 사업체 수준의 자료를 분석하여 노동의 수요 측이자 고용을 실제로 결정하는 기업의 고용 조정 방식을 잘 이해할 수 있다.

이 분야의 연구들은 주로 일자리 흐름(job flow)이나 노동력 흐름(worker flow)과 같은 분석 도구를 위주로 발달해왔다. 즉 기업이나 사업체 수준에서 두 시점 간 일자리 변동을 측정한 후, 초기의 조건과 어떠한 관계가 있는지를 살펴보는 식이다. 예컨대 고용증가율이 기업의 규모나 업력, 생산성 등에 따라 어떻게 달라지는지를 관찰한다. 이를 통해 기업이 성장 단계와 조건에 따라 고용을 어떻게 조정해나가는지를 관찰할 수 있다. 이러한 연구는 미시적으로는 기업들의 고용조정 행동과 그 이질성을 이해하는 것인 반면, 그 미시적 행동의 거시적 시사점을 찾아내는 과정이기도 하다. 예컨대 미국의 연구들은 오래된 기업이 고용에서 차지하고 있는 비중이 증가하고 있음을 보임으로써 노동시장과 경제의 역동성이 감소하고 있음을 보여주고 있다. 최근에는 기업 및 사업체의 생산성과 고용조정 사이의 관계에 주목하는 연구들이 부각되고 있다. 그 배경에는 생산성 증가가 둔화되는 동시에 기업의 생산성과 임금 격차가 커지는 현상이 있다. 시장이 잘 작동하고 있다면, 생산성과 임금 수준이 높은 기업 및 사업체에서 고용증가율이 높아야 한다. 그러나 여러 마찰적 요인으로 인해 생산성과 고용조정 사이의 관계가 바뀌게 되면 총생산성과 임금격차에 부정적인 영향을 주기 때문이다.

실제로 미국에서는 2008년 금융위기를 전후하여 생산성이 높은 기업의 상대적인 고용증가율이 눈에 띄게 하락했음을 보임으로써 노동시장의 자원배분 기능에 문제가 생겼음을 보여주고 있다(Foster, Grim, and Haltiwanger, 2016). 동시에 일자리 재배분율(job reallocation rate)과 근로자 재배분율(worker reallocation rate)의 규모 자체도 지속적으로 하락하는 모습이 관찰되며, 이는 미국 경제의 역동성 후퇴의 징후로 읽힌다(Davis and Haltiwanger, 2014). 더욱 최근 연구는 이러한 역동성 하락이 기업 간 생산성 격차가 축소되어서 그런 것인지, 아니면 기업이 생산성에 반응하는 정도

가 둔화되어서 그런 것인지를 검증한 후 후자의 가능성이 높다고 판단한다 (Decker et al., 2018)¹⁾. 이러한 변화는 기업과 경제 전반에만 영향을 미치지 않는다. 근로자들이 더 높은 임금을 제공하는 기업으로 상향 이동하는 ‘일자리 사다리(job ladder)’가 작동을 멈추고 있는 현상 역시 관찰되고 있다(Haltiwanger et al., 2018).

이 논문은 사업체패널-고용보험 DB 연결자료를 사용하여 우리나라 사업체 고용조정의 이질성을 파악하는 것을 그 목적으로 한다. 먼저, 많은 국가들에서 관찰되듯 우리나라에서도 사업체의 생산성과 고용증가율 사이의 관계가 둔화되고 있는지를 분석한다. 이는 사업체가 개별적 충격(idiosyncratic productivity shock)에 반응하는 구조를 보여준다. 또한 전체적인 경기변동과의 관계를 관찰, 거시적 충격(aggregate shock) 사이의 관계를 분석한다. 이는 우리나라의 노동력 재배분의 효율성에 대한 함의를 전달해줄 수 있다.

이러한 분석은 미국의 경우 장기적인 노동시장의 역동성 하락, 그리고 금융위기로 인한 심화라는 맥락 속에서 주로 연구되어 왔다. Foster et al.(2016)는 그 대표적인 사례라고 할 수 있다. 우리나라 역시 관련 연구가 존재하지만 대부분의 고용변동을 좌우하는 요소들을 파악하는 데 초점이 맞추어져 있다. 박진희 외(2014), 이규용·김기민(2015) 등이 대표적인 사례다. ‘불황의 세정효과(cleansing effect)’와 IT 산업의 특수성을 연구하는 등 보다 고용조정 및 노동력 변동과 관련된 구체적 주제를 탐색한 연구로는 전병유·김혜원(2003) 정도를 들 수 있으며, 필자 역시 제조업을 대상으로 노동력 재배분의 효율성을 검증한 바 있다(이창근, 2017).

1) 이 표현은 다소 오해의 소지가 있는데, ‘충격’이라는 용어를 사용되었지만 실제 분석에서는 한 시점의 생산성 수준을 측정해서 사용하기 때문이다. 그러나 이들은 기업일 때 시점에 실현된 생산성(productivity realization)을 얻는 확률과정, 구체적으로 AR(1) 과정을 생각한다. 따라서 매 시점의 생산성은 개별적 충격이 반영하는 것으로 볼 수 있다. 궁극적으로는 $t-1$ 시점의 고용량이 이미 기업의 지속적인 생산성 수준을 반영하고 있으므로, $[t-1, t]$ 사이의 고용변화는 이 사이에 발생한 생산성 충격에 반응한 결과로 보는 것이다. 여기서 사용되는 생산성은 각 산업 및 연도의 평균으로부터 차감된 것이므로 산업 수준의 충격은 통제가 된다. 이 논문 역시 동일한 관점에서 분석을 진행함을 유의하기 바란다.

이 연구는 여기서 더 나아가 주제와 방법론 측면에서 최근의 발전을 반영하고자 한다. 예컨대 Decker et al.(2018)의 문제의식을 따라 전반적인 고용조정의 패턴을 파악하는 것을 넘어, 생산성 충격(이하 ‘생산성’으로 통일)에 대한 고용조정의 민감성이 우리나라에서는 어떻게 변화하고 있는지 파악한다. 또한 고용주-종사자 연결자료(employer-employee matched data)의 특성을 활용하여 사업체 내부의 이질성을 드러내고자 한다. 예컨대 사업체의 생산성에 대해 사업체가 주로 어떠한 특성을 가진 근로자들의 고용을 조정하며 대응하는지 파악하는 것이다. 이는 고용보험 DB의 정보를 활용함으로써 수행될 수 있다. 물론 사업체패널에서도 고용과 채용, 이직에 관한 정보를 묻고 있으나, 이는 설문에 의한 것으로 행정자료인 고용보험 DB가 보다 정확성이 높다. 고용보험 DB에는 종사자의 성별, 연령, 근속기간 등의 정보가 포함되어 있으므로 근로자의 특성에 따른 고용조정 패턴을 파악할 수 있다. 또한 채용과 이직(해고 포함) 중에 어느 것이 주요 고용조정의 경로인지를 파악할 수 있다.

이 연구의 내용은 다음과 같이 구성된다. 제II장에서는 사용 자료와 핵심 변수들의 측정방식을 설명한다. 기업 및 고용동학 연구에서 통상적으로 활용되는 지표들을 소개할 것이지만, 지면을 아끼기 위해 많이 알려진 지표에 대해서는 자세한 설명을 생략할 것이다. 제III장은 전체적인 생산성-고용조정의 관계를 분석한다. 생산성에 따라 사업체가 어떠한 방식으로 고용조정을 이루는지를 관찰한다. 제IV장은 고용조정 패턴이 종사자들의 특성에 따라 어떻게 다른지 분석한다. 제III장과 제IV장은 공통적으로 생산성에 따른 일반적인 고용조정 패턴뿐 아니라 그 추세적인 흐름도 함께 진단한다. 이를 통해 사업체의 고용조정 방식이 변화하고 있는 양상을 가늠하고자 한다. 제V장은 결과를 종합하고 글을 마무리한다.

II. 사용자료 및 특성

1. 사업체패널-고용보험 DB 연결자료

이 논문은 사업체패널-고용보험 DB 연결자료를 활용한다. 사업체패널은 2005년부터 2015년까지 2년 간격으로 이루어져 총 6개의 관찰 시점이 존재한다. 따라서 일자리 흐름 등 동태적 특성을 나타내는 모든 지표들은 2년 단위로 측정한다.

또한 이 논문은 기업동학의 표준적인 방법론을 활용하기 때문에, Davis, Haltiwanger, and Schuh (1996)로부터 발전해온 일자리 및 노동력 변동에 관한 다양한 지표들(이제부터 ‘DHS 지표’로 부르기로 한다)을 활용한다. 일자리 창출률(job creation rate), 일자리 소멸률(job destruction rate), 채용률(hire rate), 이직률(separation rate), 노동력 재배분을(worker reallocation rate), 초과노동 이동률(churning rate) 등의 정의는 이규용·김기민(2015)을 참고하기 바란다.

여기서 중요한 것은 DHS 지표가 산출되는 방식이다. 모든 DHS 변수들은 두 기간의 변화량을 두 기간의 평균고용량으로 나눈다. 예컨대 사업체 i 의 $[t-1, t]$ 기간 고용증가율(net employment growth rate)은 다음과 같이 정의된다.

$$g_{it} = \frac{E_{it} - E_{it-1}}{(E_{it} + E_{it-1})/2}$$

이러한 방법을 사용하는 것은 사업체패널에는 적용되기 어려운 이야기지만, 진입과 퇴출 사업체가 자료에 포착되지 않아 고용증가율을 반영하기 어렵기 때문이다. 그러나 평균고용량을 활용함으로써 두 시기 사이에 매우 급격한 변화가 있는 경우 전통적인 고용증가율이 지나치게 민감해질 수 있는

문제를 제어하는 이점도 누릴 수 있다.

이 논문은 전체 근로자에 대한 조정뿐만 아니라 근로자의 특성에 따른 고용조정의 패턴을 분석한다. 예컨대 사업체의 생산성 수준에 따라 30세 미만의 남성 근로자를 어느 정도로 조정하느냐를 분석한다. 이 경우는 앞의 식에서 E_{it} 와 E_{it-1} 가 각 근로자 그룹의 고용량이 되어야 할 것이다. 다른 그룹에 대비하여 고용조정의 정도를 알아보는 것이 목적이므로, 기준이 전체 고용이 아니라 즉 30세 미만의 남성 근로자라는 집단의 고용 대비 조정의 정도를 측정해야 하기 때문이다. 즉 c 라는 집단의 고용조정 정도를 알아보기 위해서는 다음과 같은 순고용증가율을 사용해야 하며, 채용률, 이직률 등은 같은 분모를 사용하되 해당 집단의 채용규모, 이직규모가 분자에 사용되어야 할 것이다.

$$g_{ict} = \frac{E_{ict} - E_{ict-1}}{(E_{ict} + E_{ict-1})/2}$$

그러나 전체 고용조정에 있어서 채용과 이직의 중요성을 평가하는 경우에는 특정 집단이 아니라 사업체 전체의 고용, 채용, 이직규모를 활용하게 될 것이다.

이 연구에서는 앞서 소개한 고용동학 문헌의 ‘생산성 충격’ 개념으로 각 산업과 각 연도 내부에서의 상대적인 생산성 위치를 사용한다. 즉 각 산업의 매 시점 평균적인 생산성 대비 개별 사업체의 생산성이 얼마나 좋았는지를 측정하는 것이다. 이는 또한 서로 다른 산업 간, 서로 다른 시점 간 생산성의 절대규모를 비교하는 것이 경제학적으로 의미가 떨어진다는 것을 전제하는 것이기도 하다. 따라서 Foster et al.(2016) 등 대부분의 연구들은 사업체의 로그 생산성에서 산업, 연도의 평균 로그 생산성을 차감한 값(demeaned productivity)를 분석에 사용한다. 즉 아래와 같이 분석에 활용하는 생산성 지표 $\ln \widetilde{A}_{ijt}$ 는 원래의 생산성 지표 $\ln A_{ijt}$ 에서 해당 사업체가 속한 산업 j 의 로그 평균 생산성을 차감한 값이다. 사업체패널에서는 제9차 표준산업분류에 따른 중분류를 제공하므로, 해당 수준에서 필요한 작업이

이루어진다.

$$\ln \widetilde{A}_{ijt} = \ln A_{ijt} - \overline{\ln A_{jt}}$$

이 과정을 통해 산업과 연도별 효과를 배제시킬 수 있다. 이 방법의 또 다른 장점은 통상의 생산성 분석에 필요한 각 산업의 물가지수에 영향을 받지 않는다는 점이다. Decker et al.(2018)을 비롯한 많은 연구들은 총요소생산성(TFP: total factor productivity)을 표준적으로 사용하고 노동생산성을 보조적으로 활용하지만, 대체로 비슷한 결과를 도출한다. 이 연구는 편의를 위해 노동생산성을 활용하기로 한다. TFP 측정을 위해서는 비용 회계적인 방법이든 회귀식을 활용한 추정 방법이든 실제 분포를 잘 반영하는 상당한 수의 표본이 필요한데, 사업체패널은 중분류 수준에서 일관되게 TFP를 추정할 정도의 정보를 포함하고 있지 않다.

III. 생산성-고용조정 간의 실증적 관계

1. 전체적인 고용조정 패턴

먼저 전체적인 고용조정의 패턴을 알아본다. 우선 사업체 i 의 $[t-1, t]$ 기간 순고용증가율(net employment growth rate)이 이전 시기의 생산성 위치에 의해 어떻게 달라지는지를 분석한다. 이 경우 아래와 같이 기업동학 문헌에서 표준적으로 사용하는 회귀식을 사용해야 할 것이다. 일반적으로 고용변동의 정도가 사업체의 규모와 일정한 관계가 있으므로 이를 우변에 반영한다. 그러나 회귀분석 결과에는 포함한 경우와 그렇지 않은 경우를 모두 보고할 것이다. X_{it} 는 여러 통제변수들로, 지역 더미, 산업 더미 등을 포함한다.

〈표 4-1〉 생산성-고용조정 관계

종속변수	(1) 고용변화율	(2) 채용률	(3) 이직률	(4) 노동력 재배분
생산성	0.0030** (0.0008)	-0.0072** (0.0014)	-0.0098** (0.0012)	-0.0171** (0.0024)
관측치	4,069	4,380	4,380	4,380
R-squared	0.021	0.108	0.112	0.123
종속변수	(5) 고용변화율	(6) 채용률	(7) 이직률	(8) 노동력 재배분
생산성	0.0030** (0.0008)	-0.0057** (0.0013)	-0.0087** (0.0012)	-0.0145** (0.0024)
로그 고용규모	-0.0012* (0.0005)	-0.0041** (0.0008)	-0.0029** (0.0008)	-0.0070** (0.0016)
관측치	4,380	4,380	4,380	4,380
R-squared	0.026	0.116	0.115	0.129

주: 1) **은 1%, *은 5% 수준에서 유의함을 의미. 괄호 안은 각 사업체별로 군집화된 오차를 보고함.

2) 산업 더미, 연도 더미 등 통제변수의 계수들과 상수는 별도로 보고하지 않음.

$$g_{it+1} = \beta_0 + \beta_1 \ln \widetilde{A}_{it} + \beta_2 \ln E_{it} + X_{it} \Gamma + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

이 회귀분석을 실시한 결과를 <표 4-1>에 제시했다. (1)열에서 (4)열은 우변에 사업체의 로그 고용규모를 넣지 않았을 때의 결과이고, (5)열에서 (8)열은 해당 변수를 넣었을 때의 결과다. 두 경우는 본질적으로 동일한 결론을 도출하지만, 채용률과 이직률의 경우 생산성 계수의 크기에 있어 유의미한 차이가 존재하는 것 또한 관찰할 수 있다.

결과를 하나씩 살펴보자. (1)열을 보면, 예상 가능하게도 생산성의 계수가 양의 값을 가지고 있으며 통계적으로 유의하다. 생산성이 산업 평균 이상일 때 사업체는 고용을 늘리는 방향으로 대응하고 있음을 알 수 있다. 앞에서 생산성 변수는 각 산업, 연도에 대해 정규화된, 즉 셀의 평균을 차감한 값을 밝힌 바 있다. 그 결과 $\ln \widetilde{A}_{ijt}$ 은 평균이 0이고 표준편차가 0.679다. 따라서 생산성이 1표준편차만큼 높으면 고용변화율은 $0.003 \times 0.679 =$

0.002만큼 높아짐을 알 수 있다. (1)열의 결과는 기존의 많은 분석들이 도출한 결과와 유사하다. (2)열과 (3)열은 이러한 고용조정이 어떠한 방식으로 일어나는지를 보여주는데, 일반적인 예상과는 다르게도 평균 이상의 생산성이 오히려 채용률을 감소시키는 경향이 있는 것으로 나타난다. 그러나 이직률의 감소 정도가 더 크기 때문에 전체 고용이 증가하는 것이다. 생산성이 1표준편차 높으면 채용률과 이직률은 각각 0.005, 0.007 감소한다. 생산성이 높으면 이는 채용률과 이직률을 모두 떨어뜨리기 때문에 그 합인 노동력 재배분을 역시 감소시킨다(4열). 이러한 결과는 각 산업 내에서 생산성이 높은 사업체들이 추가적으로 고용을 하기보다는 내부 노동력을 지키는 방향으로 행동하고 있을 가능성을 시사한다. 이는 생산성이 활발한 이직(job-to-job flow, poaching)과 깊이 연관되어 있는 것으로 나타나는 미국의 패턴과는 상당히 다른 측면이라고 할 수 있다.

이제 이러한 생산성-고용조정의 관계가 추세적으로 어떻게 변해왔는지를 살펴본다. 이 작업의 목표는 미국에서와 같이 생산성에 대한 고용조정의 민감도가 추세적으로 감소하고 있는지를 알아보기 위한 것이다. 또한 경기변동, 특히 2008년 글로벌 금융위기에 대한 대응의 효과를 관찰하기 위한 것이기도 하다. 이러한 고려사항을 반영하기 위해 앞의 식을 다음과 같이 수정하여 생산성과 연도 더비(λ_{it}) 사이 교호항을 고려한다.

$$g_{it+1} = \beta_0 + \sum_{t=1}^t \beta_{1t} (\ln \widetilde{A}_{it} \times \lambda_t) + \beta_2 \ln E_{it} + X_{it} \Gamma + \lambda_t + \epsilon_{it}$$

<표 4-2>는 그 결과를 보고하고 있다. <표 4-1>과 마찬가지로 (1)열에서 (4)열은 우변에 사업체의 로그 고용규모를 넣지 않았을 때, (5)열에서 (8)열은 해당 변수를 넣었을 때의 결과다. 각 열에서 생산성과 연도 간 교호항에 대한 결과를 살펴보도록 하자. 먼저 전반적인 추세를 나타내는 (1)열을 보자. 뚜렷한 결과가 잘 관찰되지 않는다. 금융위기가 회복 단계로 접어든 2009~2011년의 경우 생산성-고용조정의 관계가 강하게 나타나지만, 다른 연도의 경우 유의미한 패턴이 관찰되지 않는다. <표 4-1>의 결과가 사실상

〈표 4-2〉 생산성-고용조정 관계 추세

종속변수	(1) 고용변화율	(2) 채용률	(3) 이직률	(4) 노동력 재배분
생산성 × 2005-07	0,0029 (0,0020)	-0,0113** (0,0032)	-0,0143** (0,0028)	-0,0256** (0,0056)
생산성 × 2007-09	0,0014 (0,0019)	-0,0070* (0,0028)	-0,0083** (0,0025)	-0,0153** (0,0050)
생산성 × 2009-11	0,0049** (0,0018)	-0,0065* (0,0025)	-0,0113** (0,0024)	-0,0178** (0,0045)
생산성 × 2011-13	0,0017 (0,0023)	-0,0042 (0,0029)	-0,0059** (0,0021)	-0,0100* (0,0045)
생산성 × 2013-15	0,0013 (0,0015)	-0,0084** (0,0021)	-0,0098** (0,0020)	-0,0182** (0,0038)
관측치	4,380	4,380	4,380	4,380
R-squared	0,026	0,109	0,113	0,125
종속변수	(5) 고용변화율	(6) 채용률	(7) 이직률	(8) 노동력 재배분
생산성 × 2005-07	0,0035 (0,0020)	-0,0094** (0,0031)	-0,0129** (0,0028)	-0,0223** (0,0056)
생산성 × 2007-09	0,0020 (0,0020)	-0,0048 (0,0028)	-0,0068** (0,0025)	-0,0116* (0,0050)
생산성 × 2009-11	0,0052** (0,0019)	-0,0051* (0,0025)	-0,0104** (0,0023)	-0,0155** (0,0044)
생산성 × 2011-13	0,0020 (0,0022)	-0,0030 (0,0028)	-0,0050* (0,0021)	-0,0080 (0,0044)
생산성 × 2013-15	0,0017 (0,0015)	-0,0072** (0,0021)	-0,0089** (0,0020)	-0,0161** (0,0038)
로그 고용규모	-0,0012* (0,0005)	-0,0041** (0,0008)	-0,0029** (0,0008)	-0,0069** (0,0016)
관측치	4,380	4,380	4,380	4,380
R-squared	0,027	0,116	0,116	0,130

주 : 1) **은 1%, *은 5% 수준에서 유의함을 의미. 괄호 안은 각 사업체별로 군집화된 오차를 보고함.

2) 산업 더미, 연도 더미 등 통제변수의 계수들과 상수는 별도로 보고하지 않음.

2009~2011년의 결과에 의해 좌우되었음을 보여준다. 그러나 (2)열과 (3)열을 보면, 채용과 이직으로 고용조정의 경로를 나누면 각각이 생산성에 매우 민감하게 반응해왔음을 확인할 수 있다. 기간별로 다소간의 등락이 있기는 하지만, 계수의 크기가 2007년 이전에 비해 이후는 뚜렷이 작아지는 모습을 보인다. 생산성에 대해 채용과 이직이 반응하는 정도가 감소하고 있는 것이다. 앞서서와 마찬가지로, 두 지표가 함께 감소했기 때문에 그 결과로 나타나는 고용변화율, 노동력 재배분율은 생산성에 잘 반응하지 않는 것처럼 보인다.

한편 (2)열과 (3)열의 비교는 이직률이 여전히 채용률에 비해 생산성에 더 민감하게 반응하며, 시간에 따른 감소 정도도 덜한 것을 보여준다. 이러한 패턴은 (5)~(8)열에서 드러나듯 고용규모를 통제했을 경우에도 여전히 확인된다.

불황기의 고용조정은 어떤가? 2007~2008년에 글로벌 금융위기가 있었고, 우리나라의 경우 그 충격과 극복 노력이 2008~2009년에 있었으므로 첫 번째 교호항의 계수가 불황기의 특수성을 나타내는데 적합하다고 판단된다. <표 4-2>를 보면, 금융위기 발생기를 포함한 2007~2009년에는 생산성에 대한 채용과 이직의 계수가 크게 감소한 것을 볼 수 있다. 즉 강한 불황이 닥쳤음에도 불구하고, 저생산성 사업체가 기존 직원을 특별히 더 줄이지는 않았다는 것이다. 동시에 고생산성 사업체와의 신규채용 경향의 차이도 상당히 줄어든다. 이는 고용부문의 충격을 줄이기 위해 당시 정부가 다양한 노력을 기울였던 것과 무관하지 않은 것으로 보인다. 물론 이는 다른 관점에서 볼 때 효율적 재배분 및 구조조정의 부족함을 의미하는 것이기도 하다(황수경 외, 2010). 이외에도 채용률과 이직률 역시 별다른 차이점을 보이지 않고 있으며, 노동력 재배분을 역시 마찬가지다.

2. 산업별 이질성

지금까지의 결과는 전 산업을 대상으로 한 것이다. 그러나 제조업과 서비스산업들 사이에 고용동향은 매우 다를 수 있다. 특히 서비스업에 비해 제조업에서는 자본투자가 중요하고, 이러한 매몰비용 및 고정비용, 그리고 자

본-노동 사이에 있을 수 있는 보완성은 채용과 이직을 억제하는 요인으로 작용할 수 있다. 실제로 제조업의 노동력 재배분율은 평균 0.17 정도인 반면 건설, 도소매, 운수업, 사업서비스업 등의 노동력 재배분율은 평균 0.2를 웃돈다. 그러나 현재의 분석에서 노동력 변동의 수준에 영향을 주는 이러한 특성은 산업 고정효과를 포함시킴으로써 통제될 것이다. 따라서 이들을 나누어 별도로 분석을 실시할 필요가 있다.

<표 4-3>는 범위를 제조업으로 국한시켜 동일한 분석을 다시 실시한 결과를 보여준다. 동일한 비교를 위해 로그 고용규모를 통제한 식을 사용했다. 앞의 결과와 비교해보면, 생산성에 대한 고용조정 반응성(responsiveness)이 제조업에서 더 높은 것을 확인할 수 있다. 생산성에 대한 계수가 전 산업에서는 0.0030(표 4-1, (5)열)이었던 데 반해 제조업에서는 0.0048로 약 60% 더 높다. (2)열과 (3)열을 비교해보면, 채용률과 이직률의 생산성에 대한 관계 역시 다르다는 것을 알 수 있다. 제조업에서는 고생산성 사업체가 저생산성사업체에 비해 채용을 늘이기보다는 이직(또는 해고)을 억제하는 방향으로 고용조정을 주도하고 있음을 알 수 있다. 이로 인해 자연히 노동자들의 이동을 나타내는 노동력 재배분율도 낮은 것이다((4)열).

<표 4-4>는 충분한 관측치가 확보되도록 서비스업 중 가장 많은 사업체들이 포함된 산업에 대해 동일한 분석을 실시하고 (로그 고용규모 포함) 생

<표 4-3> 생산성-고용조정 관계: 제조업

종속변수	(1) 고용변화율	(2) 채용률	(3) 이직률	(4) 노동력 재배분
생산성	0.0048** (0.0011)	-0.0021 (0.0016)	-0.0069** (0.0016)	-0.0090** (0.0030)
로그 고용규모	-0.0028** (0.0008)	-0.0069** (0.0011)	-0.0042** (0.0012)	-0.0111** (0.0021)
관측치	2,264	2,264	2,264	2,264
R-squared	0.027	0.105	0.083	0.106

주: 1) **은 1%, *은 5% 수준에서 유의함을 의미. 괄호 안은 각 사업체별로 군집화된 오차를 보고함.

2) 산업 더미, 연도 더미 등 통제변수의 계수들과 상수는 별도로 보고하지 않음.

〈표 4-4〉 생산성-고용조정 관계: 주요 서비스업

종속변수	(1) 고용변화율	(2) 채용률	(3) 이직률	(4) 노동력 재배분
도소매	0.0043 (0.0027)	-0.0048 (0.0044)	-0.0091* (0.0043)	-0.0139 (0.0082)
운수업	0.0012 (0.0027)	-0.0169** (0.0050)	-0.0181** (0.0036)	-0.0350** (0.0082)
사업지원	0.0063 (0.0062)	-0.0283* (0.0136)	-0.0346** (0.0120)	-0.0629* (0.0249)
보건	-0.0076 (0.0067)	-0.0018 (0.0119)	0.0058 (0.0092)	0.0040 (0.0202)

주: 1) **은 1%, *은 5% 수준에서 유의함을 의미. 괄호 안은 각 사업체별로 군집화된 오차를 보고함.

2) 산업 더미, 연도 더미 등 통제변수의 계수들과 상수는 별도로 보고하지 않음.

산성의 계수만을 보고한 것이다. <표 4-4>는 서비스업 내에서 상당한 이질성이 존재함을 보여주고 있다. 예컨대 도소매업이나 보건 서비스업에서는 생산성에 따라 고용조정에 큰 차이가 나타나지 않는다. 보건의 경우 심지어 채용과 이직에서도 유의미한 차이가 관찰되지 않는다. 반면 운수업과 사업지원 서비스업의 경우 채용과 이직에서 제조업과 유사하게 생산성이 높은 사업체들이 채용률과 이직률이 낮지만, 이직률이 더욱 낮은 패턴을 보여준다. 그러나 채용과 이직의 차이가 크게 나지 않기 때문에 (1)열에 제시된 고용변화율은 크게 차이가 나지 않는다. 이 점은 제조업과 분명히 다른 점이라고 할 수 있다. 제조업에서는 사업체들의 생산성 차이가 고용조정의 최종 결과 차이로 이어졌다. 그리고 그 주된 경로는 이직률이었다. 반면 서비스업에서는 운수나 사업지원업 등이 채용 또는 이직에서 각각 영향을 받기는 하지만 그것이 최종 합산된 고용변화율로 이어지지 않는다는 것은 생산성이 높은 사업체로 노동력을 재배분하는 시장의 기능이 서비스산업에서는 현저하게 낮음을 확인할 수 있다.

다시 제조업으로 돌아가서, 생산성-고용조정의 관계가 시간에 따라 어떻게 달라졌는지를 관찰하자. <표 4-5>는 <표 4-2>와 동일한 분석을 제조업

〈표 4-5〉 생산성-고용조정 관계 추세: 제조업

종속변수	(1) 고용변화율	(2) 채용률	(3) 이직률	(4) 노동력 재배분
생산성 × 2005-07	0.0072* (0.0028)	-0.0082 (0.0045)	-0.0154** (0.0042)	-0.0237** (0.0082)
생산성 × 2007-09	0.0018 (0.0021)	-0.0044 (0.0035)	-0.0062 (0.0035)	-0.0107 (0.0067)
생산성 × 2009-11	0.0055* (0.0024)	0.0018 (0.0023)	-0.0038 (0.0023)	-0.0020 (0.0038)
생산성 × 2011-13	0.0039 (0.0025)	-0.0009 (0.0029)	-0.0049 (0.0025)	-0.0058 (0.0049)
생산성 × 2013-15	0.0053** (0.0020)	-0.0038 (0.0027)	-0.0091** (0.0031)	-0.0128* (0.0055)
로그 고용규모	-0.0027** (0.0008)	-0.0067** (0.0011)	-0.0040** (0.0012)	-0.0107** (0.0021)
관측치	2,264	2,264	2,264	2,264
R-squared	0.027	0.107	0.085	0.108

주: 1) **은 1%, *은 5% 수준에서 유의함을 의미. 괄호 안은 각 사업체별로 군집화된 오차를 보고함.

2) 산업 더미, 연도 더미 등 통제변수의 계수들과 상수는 별도로 보고하지 않음.

에 국한하여 실시한 것이다. <표 4-2>와 비교해보면, 비교적 제조업에서 생산성-고용조정의 관계가 좀 더 강한 것을 재확인할 수 있다. 그러나 각 기간별로 이 관계가 어떻게 달라졌는지를 살펴보면 뚜렷한 추세가 관찰되지 않는다. 금융위기 시기에도 별다른 변화가 관찰되지 않는다. 이직률이 유의미하게 생산성에 따라 반응해서 고용변화율이 변한 것은 2005~2008년, 2013~2015년 기간뿐이다. 경기변동에 따라 고용조정 패턴이 변화하는 것은 주로 서비스업에서 나타나는 현상임을 짐작하게 한다.

지금까지의 결과는 모든 사업체에 동일한 가중치를 두어 분석을 실시한 것이다. 이를 통해 사업체들의 행태를 분석할 수 있다. 그러나 경제 전반에 미치는 영향까지 고려하기 위해서는 고용규모가 큰 사업체에 더 큰 가중치를 주어야 한다. 따라서 <표 4-1>과 <표 4-3> 중 로그 고용규모를 포함한 회귀분석만을 재실시, <표 4-6>에 보고했다. 이 회귀분석의 결과는 현실에

<표 4-6> 생산성-고용조정 관계: 가중치를 부여한 결과

전 산업 종속변수	(1) 고용변화율	(2) 채용률	(3) 이직률	(4) 노동력 재배분
생산성	0.0042** (0,0010)	-0.0095** (0,0027)	-0.0137** (0,0028)	-0.0232** (0,0054)
로그 고용규모	-0.0005 (0,0005)	-0.0052** (0,0011)	-0.0047** (0,0011)	-0.0099** (0,0022)
관측치	4,380	4,380	4,380	4,380
R-squared	0,049	0,264	0,242	0,278
제조업 종속변수	(5) 고용변화율	(6) 채용률	(7) 이직률	(8) 노동력 재배분
생산성	0.0062** (0,0017)	-0.0027 (0,0021)	-0.0089** (0,0027)	-0.0117** (0,0045)
로그 고용규모	-0.0007 (0,0008)	-0.0077** (0,0011)	-0.0070** (0,0012)	-0.0148** (0,0022)
관측치	2,264	2,264	2,264	2,264
R-squared	0,044	0,166	0,141	0,178

주: 1) **은 1%, *은 5% 수준에서 유의함을 의미. 괄호 안은 각 사업체별로 군집화된 오차를 보고함.

2) 산업 더미, 연도 더미 등 통제변수의 계수들과 상수는 별도로 보고하지 않음.

서의 중요도를 감안한 것이므로 계수를 총량적인 효과를 나타내는 것으로 해석할 수 있다.

상단과 하단을 각각 <표 4-1>과 <표 4-5>와 비교해보면 전반적으로 동일한 패턴이 유지되는 가운데 생산성 계수의 크기가 커진 것을 관찰할 수 있다. 전 산업의 경우 <표 4-1>의 (5)열에서 계수가 0.030이었던 반면 <표 4-6>의 (1)열에서는 0.0042로 커진다. 마찬가지로 제조업의 경우 0.0048에서 0.0062로 커진다. 이러한 현상은 작은 사업체들은 생산성을 고용조정으로 연결시키는 정도가 큰 사업체에 비해 현저히 떨어진다는 것을 시사한다.

마찬가지로 생산성 대신 생산성과 연도 더미와의 교호항들을 사용한 회귀분석을 고용규모로 가중치를 주어 실시한 결과를 <표 4-7>에 표시했다. 이 표를 보면, 가중치를 부여하고 나니 2011년 이후 고용조정이 생산성에

〈표 4-7〉 생산성-고용조정 관계 추세

종속변수	(1) 고용변화율	(2) 채용률	(3) 이직률	(4) 노동력 재배분
생산성 × 2005-07	0.0059* (0.0023)	-0.0086* (0.0039)	-0.0144** (0.0034)	-0.0230** (0.0069)
생산성 × 2007-09	0.0047* (0.0022)	-0.0076 (0.0050)	-0.0123** (0.0045)	-0.0199* (0.0093)
생산성 × 2009-11	0.0065* (0.0027)	-0.0070* (0.0032)	-0.0134** (0.0035)	-0.0204** (0.0061)
생산성 × 2011-13	0.0010 (0.0021)	-0.0107 (0.0087)	-0.0117 (0.0093)	-0.0224 (0.0179)
생산성 × 2013-15	0.0022 (0.0015)	-0.0143** (0.0034)	-0.0165** (0.0039)	-0.0308** (0.0072)
로그 고용규모	-0.0005 (0.0005)	-0.0052** (0.0011)	-0.0047** (0.0011)	-0.0099** (0.0021)
관측치	4,380	4,380	4,380	4,380
R-squared	0.051	0.265	0.242	0.279

주: 1) **은 1%, *은 5% 수준에서 유의함을 의미. 괄호 안은 각 사업체별로 군집화된 오차를 보고함.

2) 산업 더미, 연도 더미 등 통제변수의 계수들과 상수는 별도로 보고하지 않음.

반응하는 정도가 눈에 띄게 감소했음을 알 수 있다. <표 4-2>의 (5)~(8)열에서 나타나지 않았던 현상들이 포착된다는 것은 생산성과 고용조정 간의 관계가 대규모 사업체에서 보다 강하다는 것을 의미한다.

이러한 반응성의 하락 현상은 무엇을 의미하는가? 보편적인 경제학자들의 해석은 노동력 조정에 수반되는 비용이 증가했을 가능성이 높다는 것이다. 여기에는 채용과 해고를 어렵게 하는 제도의 영향도 있을 수 있으며, 기술 변화에 따라 기업이 요구하는 인력의 수준이 높아지면서 채용과 해고를 늘리기보다는 이미 보유하고 있는 인적자원을 훈련을 시키는 방향으로 변화해나간다는 가설도 있다. 그러나 이 논문의 분석결과에서는 채용률이나 이직률과 같은 구체적인 경로에는 이러한 해석을 지지할 정도로 확실한 추세가 관찰되지는 않아 해석을 어렵게 하는 측면이 있다.

3. 사업체 업력별 이질성

노동시장의 역동성 감소를 다루는 논문들은 산업 간 차이뿐 아니라 기업 및 사업체의 업력의 차이에도 주목한다. 신생기업은 생산성과 고용변동의 측면에 있어서 역동성의 주요 원천으로 간주되며, 실제로 생산성 충격이 고용조정으로 이어지는 정도 역시 신생기업이 성숙한 기업들보다 높기 때문이다(Decker et al., 2018; Foster, Haltiwanger, and Syverson, 2008; Foster, Grim, and Haltiwanger, 2016). 이들은 미국에서 신생기업의 비중과 이들이 생산성에 반응하는 고용조정의 반응성 역시 감소하고 있는 것을 확인하고 우려를 표시하고 있다.

우리나라에서도 즉 성장 단계에 따라 생산성-고용조정의 반응성이 달라지는지 확인하기 위해 생산성 대신 생산성과 업력 간 교차항을 포함시키고 분석을 실시, <표 4-8>에 결과를 표시했다. 앞에 인용한 연구들의 분류 방식을 따라 업력 1~5년차(young)의 사업체, 6~10년차(mature)의 사업체, 그리고 나머지(old)로 구분하여 모든 사업체가 교차항에 포함되도록 했다. 평균적인 효과만을 보기 위해 생산성과 연도의 교호항은 제외하였다.

<표 4-8> 생산성-고용조정 관계: 업력별

전 산업 종속변수	(1) 고용변화율	(2) 채용률	(3) 이직률	(4) 노동력 재배분
생산성 × (1~5년)	0.0014 (0.0056)	-0.0270** (0.0088)	-0.0284** (0.0069)	-0.0555** (0.0148)
생산성 × (6~10년)	0.0007 (0.0020)	-0.0099** (0.0031)	-0.0106** (0.0029)	-0.0204** (0.0057)
생산성 × (11년~)	0.0033** (0.0009)	-0.0038** (0.0014)	-0.0070** (0.0013)	-0.0108** (0.0025)
로그 고용규모	-0.0011* (0.0005)	-0.0040** (0.0008)	-0.0029** (0.0008)	-0.0069** (0.0016)
관측치	4,380	4,380	4,380	4,380
R-squared	0.026	0.120	0.118	0.134

〈표 4-8〉의 계속

제조업 종속변수	(5) 고용변화율	(6) 채용률	(7) 이직률	(8) 노동력 재배분
생산성 × (1~5년)	0.0076 (0.0070)	-0.0207 (0.0166)	-0.0282 (0.0146)	-0.0489 (0.0305)
생산성 × (6~10년)	-0.0005 (0.0032)	-0.0047 (0.0049)	-0.0042 (0.0038)	-0.0089 (0.0082)
생산성 × (11년~)	0.0052** (0.0012)	-0.0009 (0.0015)	-0.0061** (0.0015)	-0.0070* (0.0028)
로그 고용규모	-0.0027** (0.0008)	-0.0068** (0.0011)	-0.0041** (0.0012)	-0.0109** (0.0021)
관측치	2,264	2,264	2,264	2,264
R-squared	0.027	0.107	0.084	0.108

주: 1) **은 1%, *은 5% 수준에서 유의함을 의미. 괄호 안은 각 사업체별로 군집화된 오차를 보고함.

2) 산업 더미, 연도 더미 등 통제변수의 계수들과 상수는 별도로 보고하지 않음.

결과를 보면, 업력이 낮을수록 생산성에 대한 고용조정의 반응성이 가장 높은 것을 알 수 있다. 고용변화율((1)열)로는 나타나지 않더라도, 채용과 이직의 경로((2)열 및 (3)열)에서 이러한 경향성이 뚜렷하게 관찰된다. 반면 제조업의 경우는 반대로 오래된 사업체에서 생산성 높은 사업체가 이직을 억제, 높은 고용증가율을 보인다. 앞에서 관찰한 규모에 따른 차이가 실상 사업체의 업력에 따른 차이를 반영하는 것임을 알 수 있다.

IV. 근로자 특성에 따른 고용조정의 이질성

이제 결합자료의 장점을 활용하여 근로자 개인의 특성에 따라 고용조정 패턴이 어떻게 달라지는지를 분석하도록 한다. 근로자의 성별과 연령은 자료에서 가장 손쉽게 파악할 수 있는 특성들이므로, 여기서는 구체적으로 30세 미만의 젊은 근로자들과 50세 이상의 고령 근로자들, 그리고 남성과 여

성 근로자들이 사업체의 생산성과 경기변동에 따라 고용조정되는 정도를 살펴보기로 한다. 앞에서 언급했듯이 이 분석은 각각의 근로자 집단 내에서의 고용조정 정도를 파악하는 것이므로, DHS 지표와 동일한 회귀식을 그대로 사용하되 분자와 분모 모두 각각의 인구집단 규모를 사용한다. 그리고 <표 4-9>에 분석결과를 보고한다.

<표 4-9>는 인구집단별로 상당한 고용조정의 이질성을 드러내고 있다. 표의 (1)열에서 (4)열까지는 전 산업을 대상으로 한 분석 결과이며, (5)열에서 (8)열은 제조업을 대상으로 하고 있다. 우선 전 산업을 대상으로 한 결과를 보자. 사업체의 생산성이 평균보다 높을수록 모든 인구집단의 고용이 증가하는 패턴이 관찰된다. 그러나 생산성에 따라 고용조정을 할 필요가 있을 때 만 30세 미만, 그리고 여성이 다른 연령대나 성에 비해 고용조정의 정도

<표 4-9> 생산성-고용조정 관계: 근로자 특성별

전 산업 종속변수	(1) 50세 이상	(2) 30세 미만	(3) 남성	(4) 여성
생산성	0.0102* (0.0048)	0.0163** (0.0050)	0.0093** (0.0021)	0.0144** (0.0028)
로그 고용규모	-0.0071** (0.0025)	-0.0082** (0.0026)	-0.0101** (0.0014)	-0.0099** (0.0016)
관측치	4,271	4,292	4,380	4,372
R-squared	0.105	0.083	0.043	0.036

제조업 종속변수	(5) 50세 이상	(6) 30세 미만	(7) 남성	(8) 여성
생산성	0.0190** (0.0061)	0.0208** (0.0062)	0.0137** (0.0025)	0.0190** (0.0038)
로그 고용규모	-0.0055 (0.0033)	-0.0070* (0.0035)	-0.0103** (0.0016)	-0.0095** (0.0023)
관측치	2,225	2,231	2,264	2,264
R-squared	0.114	0.068	0.042	0.036

주: 1) **은 1%, *은 5% 수준에서 유의함을 의미. 괄호 안은 각 사업체별로 군집화된 오차를 보고함.

2) 산업 더미, 연도 더미 등 통제변수의 계수들과 상수는 별도로 보고하지 않음.

가 더 큰 것을 보여주고 있다. 즉 생산성이 높아 고용을 증가시켜야 할 필요가 있을 때는 상대적으로 젊은 근로자, 여성 근로자를 더 고용하고 반대로 생산성이 나빠서 고용을 줄일 필요가 있을 때에도 이들을 우선적으로 정리하는 것을 알 수 있다. 물론 생산성이 좋은 경우와 나쁜 경우의 대응, 그리고 채용과 해고를 포함한 이직이 비대칭적일 수 있으나, 여기서는 총 수의 변화를 살펴보는 데 집중하기로 한다.

제조업에서는 생산성-고용조정의 관계에 있어 연령에 따른 차이가 전 산업에 비해 다소 적은 반면 성별 격차는 여전히 상당한 것을 확인할 수 있다. 생산성에 따른 고용조정이 주로 여성 근로자의 채용 및 해고, 이직을 통해 이루어지는 것을 알 수 있다.

<표 4-10>은 이러한 연령 및 성별에 따른 생산성-고용조정의 관계가 시간에 따라 어떻게 변화해갔는지를 보여준다. 시간이 지남에 따라 생산성에

<표 4-10> 생산성-고용변화율 관계: 인구집단별

종속변수	(1)	(2)	(3)	(4)
	50세 이상	30세 미만	남성	여성
생산성 × 2005-07	0.0071 (0.0146)	0.0283* (0.0122)	0.0204** (0.0062)	0.0222** (0.0083)
생산성 × 2007-09	0.0317* (0.0148)	0.0167 (0.0133)	0.0042 (0.0044)	0.0202** (0.0075)
생산성 × 2009-11	0.0055 (0.0105)	0.0116 (0.0103)	0.0113* (0.0049)	0.0100 (0.0057)
생산성 × 2011-13	0.0178 (0.0104)	0.0216* (0.0101)	0.0046 (0.0033)	0.0098* (0.0047)
생산성 × 2013-15	-0.0062 (0.0098)	0.0070 (0.0121)	0.0070* (0.0030)	0.0142** (0.0051)
로그 고용규모	-0.0075** (0.0025)	-0.0084** (0.0026)	-0.0101** (0.0014)	-0.0100** (0.0017)
관측치	4,271	4,292	4,380	4,372
R-squared	0.106	0.083	0.045	0.037

주: 1) **은 1%, *은 5% 수준에서 유의함을 의미. 괄호 안은 각 사업체별로 군집화된 오차를 보고함.

2) 산업 더미, 연도 더미 등 통제변수의 계수들과 상수는 별도로 보고하지 않음.

대한 고용조정의 정도가 약해지는 것은 공통적으로 관찰이 되지만, 여기서 중요한 것은 인구특성에 따른 차이다. 30세 미만과 50세 이상을 비교해보면, 30세 미만의 조정 정도가 여전히 높게 유지되는 경향이 있는 것으로 보인다. 다만 2007~2009년 금융위기에는 생산성이 낮은 사업체들에서 50세 이상 고령근로자를 우선적으로 내보내는 식으로 대응했음을 짐작할 수 있다.

남성과 여성 간에는 뚜렷한 차이가 관찰된다. 남성 근로자에 대해서는 생산성-고용조정 관계가 현저히 약화된 반면, 여성근로자들의 경우 그 감소의 정도가 남성 근로자들에 비해서는 매우 적다. 즉 사업체들은 사업실적의 부침에 따라 고용조정을 해야 할 경우 상대적으로 여성 노동력을 조정하는 정도가 더 크다는 것이다. 또한 흥미롭게도, 2007~2009년 금융위기 극복 과정에서 남성과 여성 간의 계수 차이가 가장 극명하게 나타난다. 거시적인

〈표 4-11〉 생산성-고용변화율 관계: 인구집단별, 제조업

종속변수	(1) 50세 이상	(2) 30세 미만	(3) 남성	(4) 여성
생산성 × 2005-07	0.0403 (0.0209)	0.0472** (0.0180)	0.0300** (0.0076)	0.0367** (0.0125)
생산성 × 2007-09	0.0364* (0.0180)	0.0209 (0.0184)	0.0039 (0.0057)	0.0238** (0.0085)
생산성 × 2009-11	0.0160 (0.0119)	0.0223* (0.0112)	0.0162** (0.0054)	0.0152* (0.0065)
생산성 × 2011-13	0.0047 (0.0110)	0.0142 (0.0104)	0.0083* (0.0035)	0.0054 (0.0055)
생산성 × 2013-15	0.0151 (0.0129)	0.0078 (0.0166)	0.0137** (0.0038)	0.0284** (0.0066)
로그 고용규모	-0.0064 (0.0034)	-0.0075* (0.0035)	-0.0104** (0.0016)	-0.0101** (0.0023)
관측치	2,225	2,231	2,264	2,264
R-squared	0.116	0.070	0.046	0.040

주: 1) **은 1%, *은 5% 수준에서 유의함을 의미. 괄호 안은 각 사업체별로 군집화된 오차를 보고함.

2) 산업 더미, 연도 더미 등 통제변수의 계수들과 상수는 별도로 보고하지 않음.

충격이 닥치는 경우 고령, 여성 근로자들이 고용조정의 주 대상이 된다는 것을 보여준다.

<표 4-11>은 <표 4-10>의 분석을 제조업에 대해서 다시 수행한 결과인데, <표 4-10>과 전반적으로 같은 결과를 보여주지만 계수가 현저히 큰 것을 관찰할 수 있다. 즉 사업체들은 생산성에 따라 청년 및 여성 노동력을 우선 조정하지만, 그 정도가 제조업에서 훨씬 더 크다는 것이다. 마찬가지로 금융위기 당시 고령 및 여성 근로자들이 우선적인 고용조정 대상이 된 것도, 추세적으로 여성 근로자가 남성 대비 생산성에 따른 조정 정도가 커지는 현상도 제조업에서 더욱 극명하게 드러난다. 서비스산업은 전반적인 반응도뿐 아니라 연령 간, 성별 간 격차도 상대적으로 낮은 것으로 보인다.

V. 요약 및 추후 연구과제

이 연구는 사업체패널-고용보험 DB 연계자료를 활용하여 우리나라 사업체들이 생산성에 대응하여 고용을 조정하는 패턴을 파악하고, 조정이 이루어지는 경로와 사업체 사이, 그리고 근로자 특성 사이의 이질성을 드러내고자 했다.

분석 결과 우리나라 사업체들은 생산성이 산업 평균 이상인 경우 이를 고용으로 연결시키고 있으나, 그 정도가 계속해서 감소하는 추세를 보이고 있다. 이러한 반응성의 약화는 미국에서도 관찰되는 현상이다. 흥미로운 것은 고용조정의 주된 경로가 채용보다는 이직이라는 것이다. 즉 상대적인 생산성이 높을 때 기업은 채용을 추가로 하기보다는 이직(과 해고)을 억제하는 방향으로 고용을 조정하는 것으로 보인다. 제조업의 경우 생산성-고용조정의 반응성도 높았을 뿐 아니라 이직률의 영향력이 더 높았다.

이후 근로자 특성, 구체적으로 연령과 성별에 따라 생산성에 따른 고용조정 패턴에 차이가 나는지를 관찰했다. 특히 50세 이상과 30세 미만 근로자

들에 집중했는데, 이 두 집단은 제조업에서만 사업체의 생산성에 따라 고용이 조정되는 양상을 보였으며, 전체 산업을 대상으로 했을 때에는 생산성에 고용이 별다른 영향을 받지 않았다. 반면 남성과 여성의 차이는 상대적으로 두드러졌다. 여성의 생산성 계수가 남성보다 현저히 높아 사업체가 충격을 마주하는 경우 주로 여성 노동력을 통해 조정을 하고 있다는 점을 확인할 수 있었다. 이러한 현상은 제조업에서 더 두드러진다.

이상의 내용은 사업체의 고용조정에 있어 어느 정도 새로운 발견을 제시하기는 하지만, 아직 초보적인 수준으로서 보완되어야 할 부분들이 많다. 무엇보다 고용주-종사자 연계자료의 잠재력을 보다 잘 활용하는 방향으로 연구가 심화될 필요가 있다. 앞에서 사업체들이 고용조정을 위해 채용과 이직을 활용하는 정도가 다르다는 것을 보였는데, 이것이 근로자 특성별로, 예컨대 여성 근로자들의 경우 어느 경로가 더 중요한 것인지 분석할 필요가 있다. 또한 고용보험 DB에는 자격 취득일과 상실일이 포함되어 있어 개개인의 근속기간에 대한 파악이 가능하므로, 근로자 개인들에게 축적된 인적자본이 사업체의 고용조정 대상 결정에 어떠한 영향을 주는지 확인할 필요가 있다. 또한 불완전하지만 임금 정보가 수록되어 있으며, 상당수가 해당 연도의 최저임금을 받는 근로자인 것으로 보인다. 최저임금 근로자를 다수 활용하는 사업체들이 생산성의 변화와 최저임금 상승에 어떠한 방식으로 대응을 했는지 분석하는 것도 흥미로운 연구 확장 방향이 되리라 생각한다. 마지막으로 사업체패널에서 조사하는 임금체계와 인적관리 방향, 노동조합의 특성과 결합하여 사업체의 고용조정 행태를 분석하는 것도 추후 이루어져야 할 연구방향으로 들 수 있다. 시간의 부족으로 이 논문 내에서 이러한 분석을 실시하지 못한 것이 아쉽다.

참고문헌

- 박진희 · 이시균 · 윤정혜 · 양수경(2014), 『고용보험 DB를 활용한 노동시장 동향 분석』, 한국고용정보원.
- 이규용 · 김기민(2015), 『노동시장의 동태적 변화와 특징』, 한국노동연구원.
- 이창근(2017), 『노동력 재배분의 생산성 및 임금 효과』, 한국개발연구원.
- 전병유 · 김혜원(2003), 『디지털경제와 일자리창출』, 한국노동연구원.
- 황수경 · 윤윤규 · 조성재 · 전병유 · 박경로 · 안주엽(2010), 『경제위기와 고용』, 한국노동연구원.
- Davis, Steven J., John C. Haltiwanger, and Scott Schuh(1996), *Job Creation and Destruction*, MIT Press.
- Davis, Steven J, and John Haltiwanger(2014), “Labor Market Fluidity and Economic Performance”, 20479 NBER Working Paper.
- Decker, Ryan A., John C. Haltiwanger, Ron S. Jarmin, and Javier Miranda (2018), “Changing Business Dynamism and Productivity: Shocks vs. Responsiveness”, 2018-007, Finance and Economics Discussion Series.
- Foster, Lucia, Cheryl Grim, and John C. Haltiwanger(2016), “Reallocation in the Great Recession: Cleansing or Not?”, David Card and Anlexandre Mas(eds.), *Journal of Labor Economics* 34(S1), pp.293-331.
- Foster, Lucia, John C. Haltiwanger, and Chad Syverson(2008), “Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability?”, *American Economic Review* 98, pp.394-425, doi:10.1257/aer.98.1.394.
- Haltiwanger, John C., Henry R. Hyatt, Lisa B. Kahn, and Erika McEntarfer (2018), “Cyclical Job Ladders by Firm Size and Firm Wage”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 102(2), pp.52-85, doi:10.1257/mac.20150245.

2018년도 사업체패널 워킹페이퍼 시리즈

▪ 발행연월일	2018년 12월 24일 인쇄 2018년 12월 28일 발행
▪ 발 행 인	배 규 식
▪ 발 행 처	한국노동연구원 30147 세종특별자치시 시청대로 370 세종국책연구단지 경제정책동 ☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089
▪ 조판 · 인쇄	(주)이환디앤비 (02) 2254-4301
▪ 등 록 일 자	1988년 9월 13일
▪ 등 록 번 호	제13-155호

© 한국노동연구원 2018 정가 5,000원

ISBN 979-11-260-0235-1

