

# 노사관계의 특성과 노동조합의 고용효과

노 용 진

## I. 들어가는 말

현 정부 들어서서 우리나라 노동시장의 최대 화두는 고용이고, 최근의 노동시장 구조개편 논의에서 확인되고 있듯이 노동조합의 존재와 그로 인한 고용관계 모형이 고용 확대의 주된 장애물로 의심을 사고 있다. 이런 의구심이 얼마나 타당한가를 확인하기 위해서 노동조합의 고용관계효과를 실증 분석해보고자 하는 것이 본 연구의 기본 목적이다.

영국이나 미국, 캐나다, 오스트레일리아 등 영미권의 실증분석에서 노동조합의 존재가 고용증가율에 부정적인 영향을 미치고 있음이 비교적 일관되게 확인되고 있다(Addison and Belfield, 2004; Blanchflower et al, 1991; Leonard, 1992; Long, 1993; Walsworth, 2010; Wooden and Hawke, 2000). 노동조합의 고용효과가 대체로 음의 값을 보이고 있지만, 노동조합의 고용효과에 대해서 혼재된 추정치들이나 유의하지 않은 추정치들을 보여준 Brändle and Goerke(2013), Budd et al(2012), DiNardo and Lee(2004), Long and Walsworth(201?) 등의 실증논문들도 존재하고 있다. 노동조합의 고용효과가 혼재된 결과들을 보이는 이유들로는 국가간 제도적 특성의 차이(Brändle and Goerke,2013; Budd et al, 2012), 추정방법론의 차이(Brändle and Goerke,2013; DiNardo and Lee, 2004), 시간상의 차이(Long and Walsworth, 201?) 등에서 비롯되었을 가능성이 있다. 어쨌든 노동조합의 고용효과가 항상 고정되어 있는 것이 아니고, 노사관계의 특성 변화에 따라서 변화할 수 있다는 점을 알 수 있다.

우리나라에서도 노동조합의 고용효과가 꾸준한 관심의 대상이었지만, 그 효과를 직접적으로 추정한 것은 최근의 일이다(김인경, 2013; 유경준·강창희, 2013). 그런데 특이하게도 다른 나라들과 달리 김인경(2013)과 유경준·강창희(2013) 등에서는 공교롭게도 노동조합이 양(+의 고용효과를 보이는 것으로 추정되고 있다. 두 논문 모두 노동조합의 고용효과에 대한 추정치가 양수라는 점의 타당성에 대해서 의구심을 던지고 있지만, 그 두 논문들이 서로 다른 두 자료(두 자료 모두 패널데이터)와 방법론들을 사용하고 있기 때문에 일단 우리나라 노동조합의 고용효과가 양수라는 점까지 수용하기는 어렵다하더라도 최소한 그것이 음수가 아닐 가능성이 있다는 점을 존중할 필요가 있다. 이처럼 특이한 결과가 나온 이유가 무엇인지를 확인해보는 것은 학술적으로나 정책적 차원에서 중요한 의미를 가지게 된다.

이런 맥락에서 본 연구에서는 2000년대 중반 이후 우리나라 노동조합들의 고용효과가 진짜 음의 값을 갖지 않는지에 대한 실증분석을 먼저 시도하고자 한다. 그 분석 결과를 통해서 노동조합의 고용효과가 음수가 아니라는 것을 확인한다면, 우리나라 노동조합의 고용효과가 음(-)의 값을 갖지 않는 이유가 무엇인지 확인해보고자 한다. 그것을 위해서 노동조합의 고용효과에 영향을 주는 요인들이 무엇인지를 노사관계의 특성 변화를 중심으로 탐색하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다.

## II. 노동조합의 고용효과에 관한 선행연구 검토와 이론적 논의

노동조합의 고용효과에 관한 이론모형들은 노조의 독점효과와 목소리효과를 중심으로 제시되었다(Long, 1993; Wooden and Hawke, 2000). 먼저 노동조합은 단체교섭을 통해서 조합원들의 임금수준을 높이는 역할을 수행하게 되는데, 그것은 노동의 사용비용을 함축하고 있다. 동시에 노동조합이 기업의 유연한 고용조정을 제한하게 되면, 그로 인한 고용조정 비용의 증가도 결국 노동비용을 증가시키는 결과를 낳게 된다. 이처럼 노동조합의 임금인상과 고용조정 억제 등의 활동이 노동비용을 증가시키게 되면 기업들은 우하향하는 노동수요곡선을 따라서 기업들의 노동수요를 줄이는 대신 기계화 등의 대체재 사용을 늘리게 된다. 이런 대체효과와 별개로, 노동조합이 기업의 경쟁력과 기업의 투자욕, 그리고 매출액 등을 떨어뜨리게 된다면 그것이 기업의 매출액과 생산액 감소를 통해서 고용규모를 줄이는 규모효과도 나타나게 된다.

반면에 노동조합이 고충처리절차의 활성화, 근로자들과의 소통 개선, 근로자 사기 제고, 이직률 감소, 훈련투자 증가 등을 통해서 기업의 효율성을 제고할 수도 있다(Freeman & Medoff, 1984). 이것은 노동조합의 목소리효과라고 불리는데, 그것을 통해서 노동조합이 노동생산성을 올린다고 주장되고 있다. 이처럼 목소리효과를 통해서 노동생산성이 증가하게 되면 그것은 노조의 임금 프리미엄에 따른 단위노동비용의 증가를 줄이기 때문에 노동조합의 부정적 고용효과를 줄일 수 있게 된다. 그렇기는 하지만, 영미권 중심의 실증분석에 따르면 목소리효과가 독점효과를 상쇄할 정도로 크지는 않은 것으로 확인되고 있다(Long, 1993). 영미권에서 노조의 임금 프리미엄이 다른 나라들에 비해서 큰 편이지만 목소리효과에 따른 노동생산성 증가가 크지 않다고 주장되고 있다(Kaufman and Kaufman, 1987). 반면에 일본에서는 노동조합의 생산성 효과가 긍정적인 것으로 확인되고 있다(Morikawa, 2010).

이상의 논의들은 고용이 노사간 교섭 대상이 아니라는 독점모형에 기초를 두고 있다. 여기서 독점모형은 임금만이 단체교섭에 의해서 결정되고, 그것을 전제로 고용주가 고용규모를 결정한다고 가정하는 모형이다(Fellner, 1947; Cartter,

1959). 이에 대립하는 교섭모형으로 효율협약모형(Efficient Contract Model)이 제시되고 있는데, 그것은 임금만이 아니라 고용도 단체교섭에서 다루는 모형인데, 그것을 통해서 노사는 파레토 최적 상황에 도달할 수 있다고 주장되고 있다 (McDonald & Solow, 1981). 효율협약모형에서는 단체교섭에서 노사가 임금과 고용을 동시에 결정하기 때문에 그에 따른 임금-고용의 배합은 독점모형의 교섭 결과보다 더 낮은 임금 수준과 더 높은 고용 수준이 더 높을 것으로 전망되고 있다. 현실의 단체교섭에서 고용이 고려될 수 있는가에 대해서는 의구심이 제시되고 있지만, 기업이 위기에 빠지거나 고용조정 가능성이 있을 때처럼 인원감축 대신 임금인상을 억제하는 것으로 타결되는 수도 있기 때문에 현실에서 완전히 배제된 모형이라고 주장할 수는 없다. 이제까지 미국의 실증분석 결과들은 노조의 목소리효과와 단체교섭에서 고용을 고려하는 정도가 낮다고 평가하고 있다 (MaCurdy & Pencavel, 1986).

그 동안 노동조합의 고용효과에 대해서는 영미권에서 많이 실증 분석되었는데, 분석 결과는 대체로 음의 효과를 보이고 있다. 가령, 1980년대 중반의 영국 데이터를 분석한 Blachflower et al(1991)에서는 유노조기업의 고용증가율이 무노조기업의 그것보다 3% 정도 낮고, 미국 캘리포니아 제조업체를 분석 대상으로 삼고 있는 Leonard(1992)에서는 노동조합의 존재가 고용증가율을 4% 정도 낮추고 있는 것으로 보고되고 있다. 캐나다의 제조업체와 비제조업체를 분석했던 Long(1993)에서는 노동조합의 부정적 고용효과가 3.7~3.9%로 나타나고 있고, 또 다른 캐나다 연구인 Walsworth(2010)에서는 민간 사업체에서의 다수노조 존재가 고용 증가율을 2.2% 정도 낮추고 있다. 2000년대 이후 오스트레일리아의 데이터들을 분석한 Wooden and Hawke(2000)와 Addison and Belfield(2004) 등에서도 노동조합의 고용효과가 부정적인 것으로 확인되고 있다.

이처럼 일관되게 확인되고 있는 노동조합의 부정적 고용효과에 대해서 의문을 제기하는 실증결과들이 최근에 나타나고 있다. 캐나다 서비스업을 분석한 Walsworth & Long(2012)에서는 소기업의 경우 노조의 고용효과가 통계적으로 유의한 양의 값으로 나타나고 있고, 대기업의 경우에는 노조의 부정적 고용효과가 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 그리고 독일에서의 노동조합 고용효과를 분석한 Brändle and Goerke(2013)에서도 OLS나 임의효과 모형에서는 통계적으로 유의한 음의 값을 보이지만, 고정효과모형과 GMM기법으로 추정된 동태적 패널모형에서는 통계적으로 유의하지 않은 양의 값을 보이고 있다. 노조의 내생성을 통제한 GMM-sys모형에서는 다시 통계적으로 유의한 음으로 나타나고 있어서 노조의 고용효과에 대해서 결정적이지 않다는 결론을 내리고 있다. 중국 데이터를 분석한 Budd et al.(2014)에서는 OLS모형에서는 음의 값을 갖지만, 도구변수를 사용한 모형에서 노조의 고용효과가 통계적으로 유의하지 않은 양의 값을 보이고 있다. 이처럼 영미권을 벗어난 분석들이나 최근의 분석에서 노조의 부정적 고용효과가 확정적이지 않은 것으로 나타나고 있다는 점에서 노사관계의

특성이나 상황적 조건에 따라서 노조의 고용효과가 다를 수 있다는 추측을 가능하게 한다. 특히 우리나라의 노조 고용효과를 분석한 김인경(2013)과 유경준·강창희(2013)에서 노조의 부정적 고용효과가 발견되지 않고 있으며, 통계적으로 유의한 양의 값을 보이는 경우들도 있기 때문에 그 원인들을 탐색해보는 것이 이론적으로나 실천적으로 중요한 의미를 가지게 된다.

이런 문제의식에서 본 연구에서는 먼저 여러 가지 회귀분석 모형을 사용해서 노조의 고용효과가 얼마나 robust한지를 비교 분석해보고자 한다. 이제까지의 분석모형들은 횡단면 분석을 하거나 2 포인트 패널자료를 이용하여 종속변수는 고용변화율을 사용하고 독립변수로 노조의 존재 여부를 사용하고 있다. 언뜻 보면 패널분석처럼 보이는 이 분석모형들은 실제로는 횡단면분석에 가깝다. 반면에 유경준·강창희(2013), Brändle and Goerke(2013) 등은 패널분석인데, 공교롭게도 이 모형들에서는 노조의 부정적 고용효과가 확인되지 않고 있다. 더구나 Budd et al.(2014)에서도 도구변수를 사용한 모형에서 노조의 고용효과에 관한 추정치가 양수로 전환되고 있어서 노조의 고용효과에 관해서는 모형별로 차이가 날 가능성이 있음을 시사하고 있다. 이상의 문제의식에서 본 연구는 패널고정효과와 동태적 패널고정효과모형(Dynamic Panel-data Analysis)를 기본으로 사용하고, 동시에 Pooled OLS와 패널데이터 임의효과모형도 추정해보고자 한다.

또 다른 가능성은 노동조합의 힘이 약화되어서 노동조합의 독점적 지위가 약화되고 있는 점에도 있다. 노조의 교섭력이 떨어지게 되면 노조의 임금 프리미엄이 줄어들게 되고(Doiron, 1992; Svejnar, 1986), 그만큼 노동 비용의 증가가 완화되기 때문에 노조의 고용효과도 줄어들 가능성이 있다. 실제로 독일의 비노조 근로자대표기구인 작업장평의회는 고용에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며(Jirjhan, 2010), 중국의 노동조합이 부정적 고용효과를 보이지 않는 것은 중국 노동조합의 힘이 약하기 때문이라는 추론이 있다(Budd et al, 2014). 이것을 위해서는 본 연구는 노동조합 조직력이나 상급단체 등 노조의 교섭력 지표들을 가리키는 변수들을 사용해서 노조의 고용효과에 어떤 변화가 있는지를 분석해보고자 한다.

또 하나의 가능성은 우리나라 노동조합운동이 성숙 국면에 접어들면서 근로자들의 임금뿐 아니라 고용에도 높은 관심을 둘 수 있다. 더구나 이번 세계적 차원의 금융위기 국면에서 노조가 고용에 대해 더 높은 비중을 둘 수도 있다. 실제로 금융위기 국면에는 유노조기업의 노동수요탄력성이 낮은 것, 즉 고용감축이 덜 이루어지는 것으로 나타나고 있다(윤윤규, 2008). 노동조합이 단체교섭을 통해서 고용증가에 대해서 개입하기는 어렵지만, 인원을 감축하는 고용조정에 대해서는 개입할 여지가 있다. 그 경우에는 노동조합이 고용안정을 위해서 임금인상률을 자제할 수도 있기 때문에 임금인상률과 고용증가율의 관계가 정의 관계로 나타날 가능성이 있다(Doiron, 1992). 이런 문제의식에 본 연구는 임금인상률과 고용변화율 사이에 어떤 관계가 있는가를 살펴보고자 한다.

### III. 자료와 기초 통계

본 연구는 한국노동연구원의 『사업체패널조사』 1-5차 웨이브(2005-2013년)를 사용하고 있다. 『사업체패널조사』의 모집단과 표본추출 방식, 조사 대상자, 설문조사 방식과 절차 등에 관해서는 「사업체패널조사 가이드북」에 상술되어 있기 때문에 여기에서는 그것들에 관한 설명을 생략하고자 한다. 『사업체패널조사』의 표본 크기는 2005년 자료에서 1,900개, 2007년 자료에서 1,735개, 2009년 자료에서 1,737개, 2011년 자료에서 1,770개, 2013년 자료에서는 1,775개 등인데, 여기에서는 사용 변수들에 결측치가 있는 관측치들을 삭제한 다음 최소 2 개 이상의 패널을 유지하는 것들만을 남겼다. 그 결과 표본의 크기가 2005년에는 827 개, 2007년에는 1,041개, 2009년에는 1018 개, 2011년에는 1,041개, 2013년에는 914개로 나타났다.

본 연구에서 사용되는 종속변수들인 고용변화율에 관한 기초통계가 <표 1>에 노조 유무별로 구분되어 정리되어 있다. 고용변동률은 직접고용 근로자수(정규직 + 직접고용 비정규직 근로자), 직·간접고용 근로자수(파견근로자, 용역근로자 등 간접고용 근로자를 포함한 조직규모), 정규직 근로자수 등 3 가지이다. 직접고용 근로자수는 전년도 고용규모가 있어서 전년도 고용규모 대비 변화율을 의미하지만, 직·간접고용 근로자수와 정규직 근로자수는 전년도 정보가 없어서 2년 전 규모를 기준으로 측정된 변동률이다. 따라서 직·간접고용 근로자수와 정규직 근로자수의 연간 변동률을 읽으려 할 때에는 2로 나눈 값을 사용해야 하고, 패널조사의 첫 대상 연도인 2005년에는 직·간접고용 근로자수와 정규직 근로자수의 변동률이 계산될 수 없다. 그리고 변동률 계산 방식은  $(100 * (E_t - E_{t-1}) / [(E_t + E_{t-1}) / 2])$ 의 공식을 사용했는데, 주된 이유는 그 방식에 따른 변동률이 정규분포에 더 부합하기 때문이다(Brändle and Goerke, 2013).

개별 기업 차원이 아니라 국민경제 차원에서 노동조합의 고용효과를 추정하기 위해서는 외주하청 근로자까지를 포함하는 것이 타당할 것으로 보이지만, 그에 관한 데이터가 존재하지 않기 때문에 사내에 들어와 있는 간접고용 근로자까지를 포함하는 고용효과 모형으로서 그것을 간접적으로 유추해보고자 한다. 특히 우리나라에서는 노동조합의 임금인상효과가 기업 내로 제한되는 경향이 있고 대 중소기업간 임금격차가 크기 때문에 유노조기업의 높은 임금에 대해서 기계와 노동의 대체뿐 아니라 원청근로자-하청근로자간 대체관계도 존재할 가능성이 있기 때문에 간접고용 근로자를 포함한 고용효과를 추정해보는 것이 필요하다.

<표 1>에 정리된 통계 결과들을 보면, 우선 유노조기업들에서 음(-)의 고용변동률이 많이 발견되고 있고, 무노조기업에서는 그나마 양(+)의 변동률이 많은 편이어서 무노조기업의 고용변동률이 더 양호하게 나타나고 있다. 즉, 유노조기업에서는 직접고용 근로자수와 직·간접고용 근로자수에서 2007년, 2009년, 2013년

에 감소를 보이고 있고, 2011년에만 증가를 보이고 있다. 한편 정규직의 경우에는 2009년과 2011년에 음수를, 2007년과 2013년에는 양수를 보이고 있다. 반면에 무노조기업 표본에서는 직접고용의 경우 2009년을 제외하면 모두 양수의 변동률을 보이고, 직·간접고용 근로자수 변동률에서는 2009년과 2013년에 음수, 2007년과 2011년에 양수를 보이고 있으며, 정규직의 경우에는 2007년을 제외하면 모두 음수를 보이고 있다. 전체적으로 2007년 이후 세계적 금융위기를 겪으면서 고용 성과가 낮은 것으로 보이며, 이런 상황적 조건들이 노동조합의 고용효과에 어떤 형태로든 영향을 미칠 가능성이 있을 것으로 추측된다.

<표 1> 고용증가율에 관한 기초 통계

변수		2005	2007	2009	2011	2013
유 노 조	직접고용	-0.938 (11.218)	-1.066 (13.399)	-0.911 (7.872)	1.475 (10.256)	-0.268 (8.865)
	직·간접고용	-	-0.018 (40.124)	-4.969 (35.921)	3.991 (37.478)	-1.407 (25.490)
	정규직	-	7.243 (36.392)	-2.892 (36.163)	-0.492 (37.581)	1.217 (25.917)
무 노 조	직접고용	4.527 (19.027)	0.355 (18.280)	-1.233 (15.997)	0.881 (16.926)	0.299 (16.813)
	직·간접고용	-	1.802 (46.061)	-4.160 (39.608)	0.998 (41.170)	-2.519 (38.241)
	정규직	-	9.077 (49.614)	-0.981 (44.106)	-1.378 (43.208)	-0.223 (40.674)
전 체	직접고용 <sup>a</sup>	1.8 (15.8)	-0.3 (16.3)	-1.1 (13.2)	1.1 (14.5)	0.1 (14.0)
	직·간접고용 <sup>b</sup>	-	0.9 (43.4)	-4.5 (38.0)	2.4 (39.5)	-2.0 (33.1)
	정규직 <sup>b</sup>	-	8.2 (43.9)	-1.8 (40.9)	-1.0 (40.7)	0.4 (34.9)

a) N= 827(05년), 1041(07년), 1018(09년), 1041(11년), 914(13년)

b) N= 783(07년), 874(09년), 877(11년), 795(13년)

<표 2>에는 본 회귀분석 모형에서 사용되는 독립변수들에 대한 기초 통계가 정리되어 있다. 먼저 노동조합이 존재하는 사업체의 비율은 2005년에 51%에서 2007년부터 점차 줄어들어서 2007년에 44%, 2009년에 42%, 2011년에 43%, 2013년에 42% 등으로 나타나고 있다. 노조의 상급단체 비율은 무노조기업까지 포함한 전체 표본에서 구하고 있는데, 한국노총 계열이 2005년의 30%에서 2009년의 20%까지, 민주노총이 18%에서 12%까지, 비가맹노조가 3%에서 6%까지 변동폭을 보이고 있다. 한국노총과 민주노총의 비율이 줄어들고 있음에 반해서 비가맹노조의 비율이 증가하고 있는 추세를 알 수 있다. 노조 조직률도 노조기업은 조직률을 0으로 처리하면서 무노조기업까지 포함하고 있다. 노조 조직률이 전반적으로 낮아지고 있는 것으로 보이는데, 주된 원인은 무노조기업 비율이 증가하기 때문이다.

그 다음으로 임금과 고용안정협약 관련 변수들도 정리되어 있다. 임금은 1인당 인건비와 임금인상률 등을 포함하고 있다. 그 중 1인당 인건비는 임금과 퇴직금 등을 포함한 인건비를 근로자수로 나누어 얻은 값으로서 기업체 단위 변수이다. 그 통계결과들을 보면, 2005년에 42.8백 만 원에서 2013년에 54.2 백 만원까지 오르고 있다. 임금인상률은 통상 임금 기준으로 인상률이 얼마인가에 대한 응답치를 사용하였다. 고용안정협약은 노사간에 고용안정협약이 맺어져 있는지를 가리키는 더미변수이다.

다른 통제변수들로는 먼저 인당 영업이익과 인당 고정자산 등 재무정부가 있다. 인당 영업이익은 재무성과를 통제하기 위해서, 인당 고정자산은 노동장비율을 통제하기 위해서 포함하였다. 이들 재무 관련 변수들에 대해서는 GDP 디플레이터를 사용하여 조정하였다. 하청회사 존재는 하청 활용 여부를 통제하기 위해서 포함하였으며, 조직규모별로 고용변동률이 다를 수 있기 때문에 전년도 조직규모도 통제하였다. 그 밖에 시장경쟁 정도, 수요변동, 복수사업체 등도 통제변수에 포함하였다. Pooled OLS 모형에서는 산업변수들도 통제하였는데, 지면의 절약을 위해서 여기에서는 보고하지 않고 있다.

<표 2> 독립변수들에 대한 기초 통계

변수	2005(N=827)	2007(N=1041)	2009(N=1018)	2011(N=1041)	2013(N=914)
유노조	0.51 (0.50)	0.44 (0.50)	0.42 (0.49)	0.43 (0.49)	0.42 (0.49)
한국노총	0.30 (0.46)	0.25 (0.44)	0.20 (0.40)	0.25 (0.43)	0.23 (0.42)
민주노총	0.18 (0.38)	0.15 (0.36)	0.17 (0.37)	0.12 (0.32)	0.13 (0.33)
비가맹	0.03 (0.17)	0.03 (0.18)	0.05 (0.23)	0.06 (0.24)	0.06 (0.24)
조직률	31.4 (35.4)	21.0 (29.7)	21.2 (30.2)	25.0 (33.4)	19.3 (28.3)
인당 인건비	42.8 (17.9)	46.3 (19.0)	45.7 (19.2)	51.9 (20.3)	54.2 (21.4)
임금인상률	5.8 (3.1)	5.2 (3.6)	3.9 (3.7)	4.5 (3.3)	4.1 (3.0)
고용안정협약	0.3 (0.5)	0.3 (0.5)	0.2 (0.4)	0.3 (0.5)	0.4 (0.5)
인당영업이익	48.1 (626.5)	56.6 (830.6)	61.9 (429.9)	44.9 (333.5)	48.2 (270.8)
인당고정자산	197.3 (388.3)	196.8 (472.0)	266.2 (926.1)	241.8 (533.3)	260.3 (647.9)
하청있음	0.4 (0.5)	0.4 (0.5)	0.3 (0.5)	0.3 (0.5)	0.3 (0.5)
조직규모 (전년도)	503.9 (1025.4)	490.6 (1102.6)	430.8 (856.0)	454.7 (1056.5)	441.0 (918.8)
시장경쟁	4.0 (1.1)	3.9 (1.0)	3.8 (0.9)	3.9 (0.9)	3.9 (0.9)
수요변동	3.2 (1.0)	3.2 (1.0)	3.2 (0.9)	3.1 (1.0)	3.1 (0.9)
복수사업체	0.5 (0.5)	0.5 (0.5)	0.5 (0.5)	0.5 (0.5)	0.6 (0.5)

## IV. 실증분석 결과

먼저 노조의 고용효과에 관한 실증분석 결과들은 <표 3>~ <표 5>에 정리되어 있다. <표 3>에는 패널데이터 고정효과 모형의 추정치들이, <표 4>에는 동태적 고정효과 패널데이터 모형이, <표 5>에는 Pooled OLS모형과 패널데이터 임의효과 모형의 추정치들과 각 년도별 OLS 모형의 추정치들이 정리되어 있다. 이들 모형들은 모두 종속변수로 정규직 근로자수 변화율, 직접고용 근로자수 변화율, 직·간접고용 근로자수 변화율 등 3 가지를 사용하고 있다.

<표 3> 노조의 고용효과에 관한 회귀분석 결과: 고정효과모형

독립변수	종속변수		
	정규직 고용규모 증가율(N=1114)	직접고용 규모 증가율(N=1434)	직접+간접고용 규모 증가율(N=1114)
상수항	-198.561 (22.174)	71.419 (5.582)	-227.889 (20.300)
유노조	0.711 (6.566)	0.983 (1.652)	4.432 (6.011)
log(인당 인건비)	-2.370 (3.921)	-5.056*** (1.020)	-7.764** (3.590)
임금인상률	0.633** (0.300)	0.283*** (0.077)	1.075*** (0.274)
고용안정협약	-1.435 (2.219)	0.002 (0.593)	1.144 (2.031)
log(인당 영업이익)	1.775*** (0.469)	0.796*** (0.127)	1.774*** (0.429)
log(인당 고정자산)	-2.865** (1.216)	-0.915*** (0.327)	-3.329*** (1.113)
하청 존재	-1.897 (2.380)	-0.0003 (0.626)	-0.693 (2.179)
log(고용규모) <sub>t-1</sub>	39.160*** (2.646)	-10.468*** (0.672)	47.019** (2.422)
시장경쟁 정도	0.983 (1.269)	-0.057 (0.332)	0.796 (1.162)
수요변동	2.363** (1.158)	1.319*** (0.304)	2.092** (1.060)
복수사업체	0.198 (4.270)	-0.117 (1.012)	-2.431 (3.909)
2007	-	0.070 (0.682)	-
2009	-8.027*** (2.194)	-0.803 (0.725)	-2.558 (2.008)
2011	-7.517*** (2.270)	1.235*** (0.748)	4.206** (2.078)
2013	-3.345 (2.423)	1.141 (0.801)	2.878 (2.218)
R <sup>2</sup>	0.113	0.100	0.169

주: ^ p<0.10(단측검증) \* p<0.10(양측검증) \*\* p<0.05(양측검증) \*\*\* p<0.01(양측검증)

먼저 <표 3>에 정리된 고정효과모형 추정결과들을 보면, 노조의 고용효과는 정규직 근로자수 변화율, 직접고용 근로자수 변화율, 직·간접고용 근로자수 변화율 등 3 가지 종속변수 모두에서 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값을 취하고 있다. 그 밖에 1인당 인건비는 직접고용 근로자수 변화율, 직·간접고용 근로자수 변화율에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지고 있어서 이론적 예측과 대체로 부합된다. 다만, 1인당 인건비 영향을 가장 많이 받을 가능성이 높은 정규직 근로자수에 대해



서 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 점은 특이하다. 임금인상률이 3 가지 모형에서 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보이고 있는 점이 주목된다. 이 추정치는 단체교섭에서 고용이 얼마나 많이 고려되는가를 가리키는 지표인데, 2000년대 중반 이후 우리나라의 노동조합들이 고용을 상당히 고려하고 있음을 시사하고 있다. 1인당 영업이익은 3 가지 모형에서 양(+)의 값을, 1인당 고정자산은 3 가지 모형에도 모두 음(-)의 값을 보이고 있는데, 이 결과도 이론적 예측과 부합된다. 마지막으로, 회사의 조직규모는 정규직 근로자수 변동률과 직·간접근로자수 변동률에 대해서는 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치면서 직접고용 근로자수 변동율에 대해서는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지고 있는 점이 흥미롭다.

<표 4> 노조의 고용효과에 관한 회귀분석 결과: 동태적 패널분석

독립변수	종속변수		
	정규직 고용규모 증가율(N=1114)	직접고용 규모 증가율(N=1434)	직접+간접고용 규모 증가율(N=1114)
상수항	-350.350 (68.781)	80.873 (14.351)	-417.513 (45.325)
lag(종속변수)	-0.247 (0.044)	0.030 (0.045)	-0.184 (0.036)
유노조	6.359 (9.940)	6.789*(2.831)	16.744^(10.256)
log(인당 인건비)	-7.970^5.216)	-5.500*** (1.679)	-2.502 (6.028)
임금인상률	1.389*** (0.370)	0.329*** (0.127)	1.175*** (0.364)
고용안정협약	-0.839 (2.584)	-1.146^(0.799)	2.021 (2.950)
log(인당 영업이익)	1.409** (0.575)	1.086*** (0.258)	1.128* (0.623)
log(인당 고정자산)	-4.811** (2.112)	-1.552** (0.623)	-6.103*** (2.257)
하청 존재	-4.209* (2.479)	0.434 (0.976)	-0.697 (2.877)
log(고용규모) <sub>t-1</sub>	69.200*** (11.955)	-12.194*** (2.137)	79.154*** (5.899)
시장경쟁 정도	3.512* (2.132)	0.610 (0.480)	2.804* (1.596)
수요변동	2.144 (1.751)	1.427*** (0.519)	-0.605 (1.861)
복수사업체	-2.666 (8.357)	-0.267 (1.951)	-1.631 (5.213)
2009	-	-0.153 (0.796)	-
2011	-3.201^(2.070)	1.504*(0.819)	4.472** (1.868)
2013	3.325 (2.701)	1.735*(1.001)	2.584 (2.727)
$\chi^2$	140.13	76.65	312.00

주: ^ p<0.10(단측검증) \* p<0.10(양측검증) \*\* p<0.05(양측검증) \*\*\* p<0.01(양측검증)

<표 4>에 동태적 패널고정효과 모형 추정 결과들이 정리되어 있는데, 동태적 패널고정효과 모형은 GMM기법을 통해서 노동조합의 내생성을 통제할 수 있는 장점이 있다. 노동조합의 고용효과가 정규직 근로자수 변화율에 대해서는 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값을 가지고 있지만, 직접고용 근로자수 변화율에 대해서는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을, 과 직·간접고용 근로자수 변화율에 대해서는 약하게나마 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다. <표 3>의 고정효과모형에

비해서 통계적 유의도가 높아지고 있음을 볼 수 있다. Brändle and Goerke(2013)에서도 동태적 패널분석을 사용하게 되면, 노조의 긍정적 고용효과가 더 커지고 있는데, 이 연구에서도 동일한 패턴이 발견되고 있다. 이 결과는 고용증가율이 더 낮은 곳에서 노동조합이 조직되어 있음을 시사하는데, 그것이 무엇을 함축하는지는 이 연구결과만으로는 분명하지 않다. 어쨌든 노조의 내생성 문제를 통제하게 되면 노조의 긍정적 고용효과가 커지게 되고, 일부 모형에서는 통계적으로 유의하게 긍정적인 영향까지 미치고 있다.

여기에서도 <표 3>의 고정효과모형에서와 같이 임금인상률은 여전히 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보이고 있는데, 그것은 이 시기의 우리나라 노사관계에서 효율협약모형이 일정하게 적용되고 있음을 시사하고 있다. 이 시기가 고용이 감축되는 시기이기 때문에 단체교섭에서 고용감축과 임금인상간에 교환되고 있는 경우들이 있는 것이 아닌가 추측된다. 1인당 인건비는 직접고용 근로자수와 정규직 근로자수 변동률에만 영향을 미치고, 직·간접고용근로자수 변동률에는 영향을 미치지 않고 있는데, 이것이 <표 3>의 고정효과 추정결과보다 더 타당성있는 모습이다. 그 밖에 인당 영업이익과 인당 고정자산도 앞의 고정효과모형과 같이 각각 통계적으로 유의한 양(+)과 음(-)의 값을 보이고 있다. <표 4>의 결과에서 또 한 가지 흥미로운 점은 하청회사가 있는 기업에서 정규직 근로자수 변동률이 더 낮다는 점이다.

<표 5> 노조의 고용효과에 관한 연도별 비교: OLS 모형과 패널데이터 임의효과모형

연도	종속변수		
	정규직 고용규모 증가율	직접고용 규모 증가율	직접+간접고용 규모 증가율
2005	-4.369*** (1.397)	-	-
2007	0.358 (1.338)	-16.371*** (3.926)	-14.019*** (3.962)
2009	0.582 (1.060)	-4.052 (3.595)	-3.827 (3.270)
2011	1.550* (1.091)	-0.316 (3.376)	0.714 (3.323)
2013	-0.209 (1.173)	-4.332 (3.616)	-1.715 (2.993)
Pooled OLS	-5.170*** (1.772)	-0.230 (0.539)	-4.438*** (1.693)
임의효과모형	-5.170*** (1.772)	0.015 (0.578)	-4.438*** (1.693)

주: ^ p<0.10(단측검증) \* p<0.10(양측검증) \*\* p<0.05(양측검증) \*\*\* p<0.01(양측검증)

1) log(인당 인건비), 임금인상률, 고용안정협약, log(인당 영업이익), log(인당 고정자산), 하청 존재, log(고용규모)<sub>t-1</sub>, 시장경쟁 정도, 수요변동, 복수사업, 산업대분류 등을 통제하였으며, Pooled OLS와 임의효과모형에서는 연도 더미 변수들도 통제하였음

<표 5>에 Pooled OLS모형과 패널데이터 임의효과분석 모형들이 정리되어 있는데, 그 모형들은 log(인당 인건비), 임금인상률, 고용안정협약, log(인당 영업이익), log(인당 고정자산), 하청 존재, log(고용규모)<sub>t-1</sub>, 시장경쟁 정도, 수요변동, 복수사업, 산업대분류 등을 독립변수에 포함하여 통제하였으며, Pooled OLS와 패널데이터 임의효과모형에서는 연도 더미 변수들도 통제하였지만, 지면을 줄이기 위해서 노조

변수에 대해서만 추정치를 보고한 것이다. Pooled OLS모형과 임의효과 패널분석에서는 노동조합의 존재가 직접고용 근로자수 변동률에 대해서는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않지만, 정규직 근로자수 변동률과 직·간접고용 근로자수 변동률에 대해서는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 더구나 놀랍게도 Pooled OLS모형과 임의효과 패널분석은 정규직 근로자수 변동률과 직·간접고용 근로자수 변동률에 대해서 추정치와 유의도가 거의 비슷하게 나타나고 있다. 앞서의 고정효과모형과 동태적 패널분석에서는 기업의 고용변동에 영향을 주는 고정효과를 통제하는 장점이 있지만, 1라운드부터 5라운드까지 계속 존재했던 노조의 효과도 없애 버리는 단점을 가지고 있다. 결국 고정효과모형에서는 무노조기업에서 유노조기업으로, 또는 역으로 유노조기업에서 무노조기업으로 변동한 관측치들의 고용효과만을 보는 단점이 있다. 반면에 임의효과모형은 처음서부터 마지막 라운드까지 노조가 있는 기업의 효과를 포착할 수 있지만, 고용변동에 영향을 주는 고정효과들을 분포형태로만 통제하는 약점이 있다. 이런 점에서 노조의 실제 고용효과는 양 추정치 사이에 어딘가 위치하고 있을 가능성이 높다.

<표 5>에는 연도별 OLS모형 추정치들도 정리되어 있다. 그 결과들을 보면, 직접고용 근로자수 변동률에 대해서는 2005년에, 정규직 근로자수 변동률과 직·간접고용 근로자수 변동률에 대해서는 2007년에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있다. 정규직 근로자수 변동률과 직·간접고용 근로자수 변동률의 경우 2007년 변동률이 2005년을 기준으로 만들어진 것이기 때문에 2006년 효과가 포함되어 있다. 그 이후에는 노동조합의 부정적 고용효과를 보이는 모형들이 존재하지 않고 있다. 더구나 정규직 근로자 변동률에서 2009년과 2011년에, 직·간접고용 근로자수 변동률에서는 2011년에 통계적으로 유의하지는 않지만 양(+)의 추정치를 보이기도 하고 있다. 이런 점에서 2008년 이후 세계적 금융위기가 노동조합의 부정적 고용효과를 줄이고 있는 것이 아닌가 추정된다.

<표 6> 노조 조직물의 고용효과에 관한 회귀분석 결과: 고정효과모형

독립변수	종속변수		
	정규직 고용규모 증가율(N=1114)	직접고용 규모 증가율(N=1434)	직접+간접고용 규모 증가율(N=1114)
상수항	-202.449 (17.349)	58.356 (4.362)	-248.040 (15.881)
조직률	-0.004 (0.241)	0.007 (0.059)	0.273 (0.220)
조직률 <sup>2</sup>	0.0005 (0.003)	-0.0003 (0.001)	-0.003 (0.002)
log(인당 인건비)	-0.130*(0.085)	-0.116*** (0.023)	-0.198** (0.078)
임금인상률	0.632*** (0.300)	0.286*** (0.077)	1.087*** (0.274)
고용안정협약	-1.412 (2.216)	0.060 (0.592)	1.200 (2.028)
log(인당 영업이익)	1.782*** (0.469)	0.796*** (0.127)	1.773*** (0.429)
log(인당 고정자산)	-2.781** (1.213)	-0.966*** (0.326)	-3.340*** (1.110)
하청 존재	-1.877 (2.379)	-0.017 (0.626)	-0.735 (2.178)
log(고용규모) <sub>t-1</sub>	39.266*** (2.646)	-10.378*** (0.671)	47.093*** (2.422)

시장경쟁 정도	0.965 (1.268)	-0.079 (0.332)	0.741 (1.161)
수요변동	2.344**(1.158)	1.306*** (0.304)	2.078**(1.060)
복수사업체	0.133 (4.272)	0.003 (1.013)	-2.209 (3.911)
2007	-	-0.065 (0.698)	-
2009	-8.000*** (2.196)	-0.863 (0.738)	-2.487 (2.010)
2011	-7.301*** (2.339)	1.285*** (0.750)	4.472**(2.141)
2013	-2.625 (2.438)	1.150^(0.820)	3.194^(2.231)
R <sup>2</sup>	0.114	0.100	0.170

주: ^ p<0.10(단측검증) \* p<0.10(양측검증) \*\* p<0.05(양측검증) \*\*\* p<0.01(양측검증)

<표 7> 노조 조직률의 고용효과에 관한 회귀분석 결과: 동태적 패널분석

독립변수	종속변수		
	정규직 고용규모 증가율(N=1114)	직접고용 규모 증가율(N=1434)	직접+간접고용 규모 증가율(N=1114)
상수항	-367.086 (67.536)	69.107 (12.476)	-418.992 (37.156)
lag(종속변수)	-0.251 (0.043)	0.026 (0.046)	-0.193 (0.035)
조직률	0.000 (0.003)	0.121^(0.085)	-0.006**(0.003)
조직률 <sup>2</sup>	0.043 (0.321)	-0.001^(0.001)	0.645*(0.336)
log(인당 인건비)	-0.252**(0.111)	-0.152*** (0.036)	-0.162^(0.120)
임금인상률	1.384*** (0.363)	0.327*** (0.125)	1.208*** (0.356)
고용안정협약	-0.814 (2.553)	-0.991 (0.794)	2.106 (2.935)
log(인당 영업이익)	1.386** (0.566)	1.065*** (0.255)	1.087* (0.616)
log(인당 고정자산)	-4.886** (2.100)	-1.557** (0.631)	-5.796** (2.325)
하청 존재	-4.306* (2.460)	0.385 (0.974)	-0.938 (2.863)
log(고용규모) <sub>t-1</sub>	69.379*** (11.864)	-12.046*** (2.117)	79.398*** (5.885)
시장경쟁 정도	3.450^(2.131)	0.568 (0.481)	2.686* (1.603)
수요변동	2.161 (1.739)	1.419*** (0.515)	-0.614 (1.827)
복수사업체	-2.947 (8.349)	-0.069 (1.939)	-1.388 (5.173)
2009	-	-0.104 (0.793)	-
2011	-3.198^(2.183)	1.707* (0.857)	4.856** (1.889)
2013	4.119^(2.762)	2.057* (1.002)	3.488 (2.727)
X <sup>2</sup>	137.61	76.86	318.85

주: ^ p<0.10(단측검증) \* p<0.10(양측검증) \*\* p<0.05(양측검증) \*\*\* p<0.01(양측검증)

노조의 교섭력이 고용효과에 어떤 영향을 미치는지를 알아보기 위해서 <표 6>과 <표 7>에는 노조 조직률이 고용에 어떤 영향을 미치는지에 관한 회귀분석 결과가 정리되어 있다. <표 6>에는 패널 고정효과모형의 추정 결과들이, <표 7>에는 동태적 패널 고정효과 모형의 추정 결과들이 정리되어 있다. 종속변수들은 이전과 같이 정규직 근로자수 변동률, 직접고용근로자수 변동률, 직·간접고용 근로자수 변동률 등이고, 조직률이 고용증가율에 비선형적으로 영향을 미치는지를 알아보기 위해서 조직률 1-2차항을 동시에 포함하였다. 이론적 기대는 조직률과 고용증가율 사이에 역U자형 관계를 가지면서 꼭짓점이 낮은 조직률에 위치하는 것에 있다.

먼저 <표 6>에 정리된 고정효과모형 추정결과들을 보면, 조직률은 고용에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있다. 역U자형을 그럴 가능성이 있는 모형은 직접고용근로자수 변동률, 직·간접고용 근로자수 변동률 등을 종속변수로 하는 모형인데, 통계적 유의도가 약해서 이론적 기대를 충족하지 못하고 있다. 여기에 보고하지는 않았지만, 조직률 1차항만을 넣어도 통계적 유의도가 없기 때문에 노조 조직률이 고용에 영향을 미치지 않는 것으로 추정된다. 이 추정결과들만을 보면, 우리나라 노조들의 교섭력 약화가 노조의 부정적 고용효과를 약화시키는 배경으로 보이지는 않는다.

그런데 <표 7>에 정리된 동태적 패널 고정효과모형의 추정결과들을 보면, 노조 조직률이 어느 정도는 고용에 영향을 미치고 있는 것으로 확인되고 있다. 조직률 1차항과 2차항 모두 직·간접고용 근로자수 변화율에 통계적으로 유의한 U자형 영향을 미치고 있는데, 최저점이 0에 가깝기 때문에 이 결과는 유노조기업 내에서는 조직률이 높을수록 직·간접고용 근로자수의 증가율이 높음을 시사하고 있어서 이론적 기대와는 반대되고 있다. 그나마 이론적 예측과 가까운 모형은 직접고용 근로자수 변화율을 종속변수로 하는 모형인데, 조직률 1차항과 2차항 모두 약하게나마 통계적으로 유의한 역U자형 영향을 미치고 있다. 이 모형에서는 고용증가율이 가장 높은 조직률이 60% 정도로 추정되고 있다. 마지막으로 노조 조직률은 정규직 근로자수 변화율에 대해서는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있다. 이상의 결과들은 노조의 교섭력이 고용증가율에 영향을 미치고 있음을 보여주고 있지만, 이론적 예측에 부합하지 않아서 노조의 교섭력 약화가 우리나라 노동조합의 부정적 고용효과가 완화되는데 기여를 하고 있는 것으로 추정되지 않고 있다.

마지막으로 <표 8>과 <표 9>에는 노조의 상급단체가 고용에 어떤 영향을 미치는지에 관한 추정결과가 정리되어 있다. <표 8>에는 패널 고정효과모형의 추정 결과들이, <표 9>에는 동태적 패널 고정효과 모형의 추정 결과들이 정리되어 있다. 우리나라 노조들의 경우 가입한 상급단체에 따라서 노동조합의 성격이 다르기 때문에 교섭력과 노사협력 정도 등 노동조합의 특성에 대한 대리변수로서 상급단체를 사용하고 있다. 상급단체는 한국노총, 민주노총, 비가맹노조 등 3 가지로 구분하였다. 2011년과 2013년 데이터에는 국민노총도 있으나 그것은 현재 한국노총과 통합된 상태이기 때문에 한국노총에 편입하였다. 이론적 기대는 비가맹노조, 한국노총,

민주노총 순으로 부정적 고용효과가 낮을 것이라는 데 있다. 종속변수는 앞의 모형들과 같이 정규직 근로자수 변동률, 직접고용근로자수 변동률, 직·간접고용 근로자수 변동률 등이다.

먼저 <표 8>에 정리된 고정효과모형의 추정결과들을 보면, 상급단체는 모두 통계적으로 유의하지 않은 영향을 미치고 있는데, 대부분의 추정치가 양(+)의 값을 보이고 있다. 유일한 음(-)의 추정치는 한국노총 계열 노조가 정규직 근로자수의 변동률에 미치는 영향이다. 이 추정치 패턴에서 가장 중요한 것은 상급단체간 추정치의 차이가 보이는가에 있는데, 직접고용 근로자수의 변동률과 직·간접고용 근로자수 변동률에 미치는 영향에서는 비가맹노조가 가장 크고, 이어서 민주노총과 한국노총 순으로 줄어들고 있다. 정규직 근로자수 변동률에서도 민주노총 계열 노조가 가장 높은 고용효과를 보이고 있어서 이론적 예측과 부합되는 분석결과들이 보이질 않는다.

<표 8> 노조 상급단체별 고용효과에 관한 회귀분석 결과: 고정효과모형

독립변수	종속변수		
	정규직 고용규모 증가율(N=1114)	직접고용 규모 증가율(N=1434)	직접+간접고용 규모 증가율(N=1114)
상수항	-198.536 (22.196)	71.688 (5.586)	-227.101 (20.316)
한노총	-0.306 (7.270)	0.125 (1.883)	1.445 (6.654)
민노총	2.633 (7.320)	0.753 (1.876)	5.265 (6.700)
비가맹	-0.195 (7.926)	2.591 (2.044)	8.226 (7.255)
log(인당 인건비)	-2.400 (3.929)	-5.114*** (1.021)	-7.993** (3.597)
임금인상률	0.626** (0.300)	0.281*** (0.077)	1.061*** (0.275)
고용안정협약	-1.472 (2.221)	0.025 (0.594)	1.191 (2.033)
log(인당 영업이익)	1.780*** (0.469)	0.795*** (0.127)	1.780*** (0.429)
log(인당 고정자산)	-2.858** (1.217)	-0.923*** (0.327)	-3.380*** (1.114)
하청 존재	-1.906 (2.381)	-0.012 (0.626)	-0.687 (2.180)
log(고용규모) <sub>t-1</sub>	39.164*** (2.651)	-10.431*** (0.673)	47.162*** (2.426)
시장경쟁 정도	0.992 (1.269)	-0.045 (0.332)	0.821 (1.162)
수요변동	2.377** (1.159)	1.313*** (0.304)	2.098** (1.061)
복수사업체	0.179 (4.272)	-0.138 (1.012)	-2.457 (3.910)
2007	-	0.050 (0.682)	-
2009	-8.111*** (2.214)	-0.898 (0.731)	-2.848* (2.027)
2011	-7.418*** (2.280)	1.174* (0.750)	4.125** (2.087)
2013	-3.256* (2.432)	1.071* (0.803)	2.773 (2.226)

R <sup>2</sup>	0.113	0.100	0.170
----------------	-------	-------	-------

주: ^ p<0.10(단측검증) \* p<0.10(양측검증) \*\* p<0.05(양측검증) \*\*\* p<0.01(양측검증)

<표 9>에 정리된 동태적 패널 고정효과모형의 추정치들을 보면, 상급단체 변수들은 직접고용 근로자수 증가율과 직·간접고용 근로자수 증가율에 대해서 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있지만, 정규직 근로자수 증가율에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하고 있다. 전체적으로 고정효과모형에 비해서 추정치들의 통계적 유의도가 더 높아지고 있다. 동시에 상급단체에 대한 모든 계수추정치들이 양(+의 값을 가지고 있다는 점도 특징적이다. 그런데 <표 9>에 정리된 계수 추정치와 t값 등을 보면, 비가맹 노조가 한국노총이나 민주노총보다 고용효과가 더 양호하지는 않은 것으로 나타나고 있다.

<표 9> 노조 상급단체별 고용효과에 관한 회귀분석 결과: 동태적 패널분석

독립변수	종속변수		
	정규직 고용규모 증가율(N=1114)	직접고용 규모 증가율(N=1434)	직접+간접고용 규모 증가율(N=1114)
상수항	-351.850 (68.623)	79.016 (14.235)	-416.772 (45.537)
lag(종속변수)	-0.248 (0.044)	0.028 (0.045)	-0.184 (0.036)
한노총	10.670 (9.812)	7.059*(3.118)	14.374*(10.249)
민노총	1.670 (11.013)	6.156**(2.885)	18.018*(11.570)
비가맹	8.516 (10.734)	7.268**(2.979)	16.497*(10.357)
log(인당 인건비)	-7.295*(5.233)	-5.558*** (1.684)	-2.850 (6.093)
임금인상률	1.435*** (0.371)	0.340*** (0.127)	1.172*** (0.366)
고용안정협약	-0.812 (2.590)	-1.120*(0.797)	2.004 (2.944)
log(인당 영업이익)	1.394** (0.575)	1.081*** (0.256)	1.110* (0.624)
log(인당 고정자산)	-4.892** (2.122)	-1.550* (0.620)	-6.173*** (2.258)
하청 존재	-4.224* (2.477)	0.463 (0.977)	-0.651 (2.870)
log(고용규모) <sub>t-1</sub>	69.150*** (11.972)	-12.142*** (2.131)	79.268*** (5.907)
시장경쟁 정도	3.475 (2.114)	0.600 (0.477)	2.851* (1.604)
수요변동	1.936 (1.778)	1.421*** (0.516)	-0.510 (1.856)
복수사업체	-2.483 (8.355)	-0.205 (1.946)	-1.489 (5.219)
2009	-	-0.099 (0.820)	-
2011	-3.899* (2.190)	1.517* (0.820)	4.741** (1.953)
2013	2.623 (2.791)	1.762* (1.004)	2.870 (2.770)
X <sup>2</sup>	140.84	78.83	140.13

주: ^ p<0.10(단측검증) \* p<0.10(양측검증) \*\* p<0.05(양측검증) \*\*\* p<0.01(양측검증)

## V. 결론

이상으로 본 연구는 「사업체패널조사」 자료를 이용하여 노조의 특성이 고용증가율에 어떤 영향을 미치는지를 실증 분석하였다. 본 연구를 시작하게 된 동기는 유경준·강창희(2013), 김인경(2013) 등에서 우리나라 노동조합의 고용효과가 양(+)<sup>1</sup>의 값으로 추정되고 있어서 그 배경이 무엇인지를 확인해보는데 있다. 그것을 위해서 먼저 정교한 방법론을 사용하고 여러 가지 방법론들을 사용해서 서로 비교 검토함으로써 노동조합의 긍정적 고용효과가 얼마나 robust한가를 확인하여 보았다. 둘째로, 노동조합의 부정적 고용효과가 완화하는데 2000년대 중반 이후 노동조합의 교섭력 약화와 관련이 있는 것이 아닌가를 추정하여 보았다. 그것을 위해서 노조 조직률이나 상급단체 변수들을 대리변수로 사용해서 약한 노조가 존재하는 사업체에서 고용효과가 더 크게 나타나는가를 체크해보았다. 셋째로, 2008년부터 시작된 세계적 금융위기로 인한 고용감축이 요구되는 상황 때문에 근로자들과 노조가 고용에 관심을 더 많이 가지게 되고, 그런 상황적 변화가 노조의 고용효과를 긍정적인 것으로 바꾸었을 수 있다. 넷째로, 시계열적으로 노조의 고용효과가 어떤 추이를 보이고 있는가를 추적해보았다. 마지막으로 종속변수로 정규직 근로자수뿐 아니라 직접 고용 근로자수, 직·간접고용 근로자수 등을 사용하고 있는데, 이들 사이에 어떤 차이가 발생하는지를 밝혀보고자 한다.

분석 결과, Pooled OLS나 임의효과모형에서는 노조의 고용효과가 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보이고 있지만, 고정효과모형과 동태적 패널분석 모형에서는 노조의 부정적 고용효과가 사라지고 있다. 특히 동태적 패널분석 모형에서는 노조의 고용효과가 마치 양수인 것처럼 추정되기도 하고 있다. 고정효과모형과 동태적 패널분석 모형에서는 1라운드부터 마지막 라운드까지 줄곧 노조가 조직되어 있었던 관측치들은 계속 노조가 없었던 사업체와 똑같이 분석에서 제외되고 있기 때문에 노조의 고용효과를 모두 포착할 수는 없다. 이처럼 노조의 고용효과를 추정하는데 임의효과모형의 장점이 부각될 수 있지만, 그것은 시간불변적인 고정효과를 통제하지 못하는 단점이 있다. 이런 점에서 노조의 고용효과에 대한 추정치는 고정효과모형과 임의효과모형 사이에 어딘가에 위치하고 있을 것으로 보인다.

둘째로, 2000년대 중반 이후 약화된 노조의 교섭력이 노조의 부정적 고용효과를 완화하는 것이 아닌가를 살펴보기 위해서 노조 조직률과 상급단체를 대리변수로 해서 추정하여 보았다. 본 연구의 분석 결과들은 노조조직률이 직·간접고용 근로자수 변화율과 직접고용 근로자수 변화율에 대해서 노조 조직률 1-2차항이 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있지만, 이론적 예측과 부합하지는 않고 있다.

셋째로, 2008년부터 시작된 세계적 금융위기의 영향으로 노조와 근로자들이 단체 교섭에서 고용의 비중을 높였는지를 살펴보기 위해서 임금인상률과 고용증가율 사이의 관계를 살펴보았다. 그 결과 모든 모형에서 임금인상률이 고용증가율에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있다. 그리고 노조의 고용효과에 대한 추정치의 시계



열적인 추이를 보더라도, 세계적 금융위기 시점인 2009년부터 노조의 부정적 고용 효과가 완화되고 있음을 알 수 있다. 이런 점에서 세계적 금융위기를 맞이해서 고용이 줄어들 우려가 있기 때문에 자신의 근로자들을 보호하기 위해서 임금인상을 자제할 수도 있다.

마지막으로 노조의 존재나 조직률, 상급단체 등이 정규직 근로자수 변동률이나 직접고용 근로자수 변동률보다 직·간접근로자수 변동률에 미치는 긍정적 영향이 더 큰 것으로 확인되고 있다. 이 분석 결과들은 임금인상에 의해서 높은 인건비 부담을 주는 직접고용 근로자에 대해서 외주화를 통해 하청기업근로자로 대체하는 것으로 추측되고 있다. 만약 이것이 사실이라면, 우리나라에서 노조의 고용효과는 하청기업 근로자까지를 포함하는 확대된 모형으로 분석할 것이 요구되고 있다.

## 참고문헌

- 김인경(2013) 노동조합의 고용효과 분석, 『한국개발연구』, 제 35권 제 4호, pp. 95-136
- 김정우(2014) 『노동조합과 비정규 고용』 한국노동연구원
- 류재우(2005) 노동조합의 임금과 고용효과, 『노동경제논집』, 제 28권(4), pp. 105-33
- 유경준 • 강창희(2013) 노동조합이 사업체의 고용규모와 성과지표에 미치는 영향, 『노동조합의 거예적 효과와 근로자대표권 연구』 (유경준 편), pp. 83-118
- 윤윤규(2008) 노동조합과 고용조정, 『노동경제논집』, 제 31권(2), pp. 35-72
- 이시균(2008) 노동조합이 비정규노동의 고용에 미치는 효과, 『산업관계연구』, 제 18권 제 1호, pp. 1-27
- 조동훈 • 조준모(2007) 노동조합이 고용안정에 미치는 효과에 관한 연구, 『노동경제논집』, 제 30권(3), pp. 43-75
- Addison J. T. and C. R. Belfield(2004) Unions and Employment Growth: The One Constant? Industrial Relations, Vol. 43, No. 2, pp. 305-23
- Blanchflower, D. G. and S. M. Burgess(1996) Job Creation and Job Destruction in Great Britain in the 1980s, Industrial and Labor Relations Review, Vol. 50, No. 1, pp. 17-38
- Blanchflower, D. G., N. Millward and A. J. Oswald(1991) Unionism and Employment Behavior, The Economic Journal, 101, pp. 815-34
- Brändle, T. and L. Goerke(2013) The One Constant: A Causal Effect of Collective Bargaining on Employment Growth? IAW-Diskussionspapiere, 116
- Budd, J., W. Chi, Y. Wang and Q. Xie(2014) What Do Unions in China Do? Provincial-Level Evidence on Wages, Employment, Productivity, and Economic Output, Journal of Labor Research, Vol. 35(2), pp. 185-204
- Cartter, A. M. (1959): Theory of Wages and Employment. Richard D. Irwin Inc., Homewood, Illinois.
- DiNardo, J. E. and D. S. Lee(2004) Economic Impacts of New Unionization on Private Sector Employers: 1984~2001, Quarterly Journal of Economics, Vol. 119, No. 4, pp. 1384-441
- Doiron, D. T.(1992) Bargaining Power and Wage-Employment Contracts in a Unionized Industry, International Economic Review, Vol. 33, No. 3, pp. 583-606
- Fellner, W. (1947): Prices and Wages Under Bilateral Monopoly, Quarterly

- Journal of Economics, Vol. 61, No. 4, 503 - 532.
- Jirjhan, U.(2010) Works Councils and Employment Growth in German Establishments, Cambridge Journal of Economics, Vol. 34, No. 3, pp. 475-500
- Kaufman, R. S. and R. T. Kaufman(1987) Union Effects on Productivity, Personnel Practices, and Survival in the Automotive Parts Industry, Journal of Labor Research, Vol. 8, pp.330-50
- Leonard, J. S.(1992) Unions and Employment Growth, Industrial Relations, Vol. 31, No. 1, pp. 80-94
- Long, R. J.(1993) The Effect of Unionization on Employment Growth of Canadian Companies, Industrial and Labor Relations Review, Vol. 46, No. 4, pp.691-703
- MaCurdy, T. E. and J. H. Pencavel(1986) Testing Between Competing Models of Wage and Employment Determination in Unionized Markets, Journal of Political Economy, Vol. 94, pp. 3-39
- McDonald, I. M. and R. M. Solow(1981) Wage Bargaining and Employment, American Economic Review, Vol. 71, pp. 896-908
- Morikawa, M.(2010) Labor Unions and Productivity: An Empirical Analysis Using Japanese Firm-Level Data, Labour Economics, Vol. 17, No. 6, pp. 1030-37
- Svejnar, J.(1986) Bargaining Power, Fear of Disagreement and Wage Settlements: Theory and Empirical Evidence from U.S. Industry, Econometrica 54, pp/ 1055-78
- Walsworth, S.(2010) Unions and Employment Growth: The Canadian Experience, Industrial Relations, Vol. 49, No. 1, pp. 142-56
- Walsworth, S. and R. J. Long(2012) Is the Unions Employment Suppression Effect Diminishing?: Further Evidence from Canada, Relations Industrielles/Industrial Relations, Vol. 67, No. 4, pp. 654-727
- Wooden, M. and A. Hawke(2000) Unions and Employment Growth: Panel Data Evidence, Industrial Relations, Vol. 39, No. 1, pp. 88-107