노 동 정 책 연 구
2011. 제11권 제1호 pp.103~130
ⓒ 한 국 노 동 연 구 원

연구논문

2000년대 중반 노동조합의 임금교섭 성과 분석
– 2005년과 2007년을 중심으로 –

노 용 진*

본 연구는 한국노동연구원의 「사업체패널조사」 1~2차년도 자료를 이용하여 2000년대 중반에 유노조기업의 임금인상률이 무노조기업보다 낮아지고 있는지, 그리고 그 이유가 무엇인지 등을 실증분석하고 있다. 분석 모형은 노동조합의 교섭력을 독립변수로 포함한 Nash의 임금교섭 모형이다. 실증분석 결과는 노동조합의 존재가 임금인상률에 미치는 영향이 2005년에는 통계적으로 유의하지 않았지만 2007년에는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지고 있다. 그리고 전년도 1인당 영업이익은 2005년과 2007년 모두 임금인상률에 통계적으로 유의하게 긍정적인 영향을 미치며, 고용조정의 실시·계획은 임금인상률에 2007년에만 약하게 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있다. 고용조정은 노동조합의 임금인상률 효과에 대한 매개변수 역할을 약하게나마 하고 있는 것으로 보이지만, 경영성과는 그렇지 않은 것으로 나타나고 있다. 노동조합의 특성들로서 노조 조직률이나 파업, 상급단체 구분 등은 모두 임금인상률에 통계적으로 유의하게 긍정적인 영향을 미치지 못하고 있다. 그리고 2007년에는 2005년에 비해서 무노조사업체의 비율이 증가하고 비가맹노조와 한국노총의 비율은 증가하고 민주노총의 비율이 감소되는 등 노동조합의 연성화가 진행되고 있으며, 그것이 노동조합의 긍정적 임금인상률 효과를 억제하는 데 부분적으로 기여하고 있는 것으로 해석된다. 마지막으로 본 연구의 분석 결과를 요약·해석하고 우리나라 노사관계 변화에 대한 정책적 함의를 도출하였다.

핵심용어 : 임금교섭 결과, 교섭력, 노동조합 임금 프리미엄, 노사관계 변동

논문접수일 : 2011년 3월 2일, 심사의뢰일 : 2011년 3월 8일, 심사완료일 : 2011년 3월 24일
* 서울과학기술대학교 경영학과 부교수(ynho@snut.ac.kr)

Ⅰ. 들어가는 말

1987년의 노동자대투쟁 이후 등장해서 갈등적 노사관계와 높은 임금인상률 등을 주된 특성으로 가지고 있었던 우리나라의 노사관계에 2000년대 중반 이후 변화의 징후들이 발견되고 있다. 우선 노동조합 조직률이 지속적으로 하락해서 2009년 현재 10.1%(고용노동부 2010년 6월 30일 보도자료)로 한자릿수로 떨어질 위기에 처해 있고, 파업건수도 2004년 이후 하락세로 접어들었다. 협약임금인상률도 5% 아래로 떨어지면서 하향 안정세를 보이고 있으며, 전반적으로 증가추세에 있었던 유노조기업-무노조기업 근로자들의 임금격차가 2003년 이후 하락세로 반전되고 있다(김장호, 2008). 본 연구는 이처럼 2000년대 중반에 발견되고 있는 우리나라 노사관계 체제의 변화 징후들을 2005년과 2007년의 임금인상률 분석을 통해서 평가해 보는 데 목적을 두고 있다. 그런 변화들이 실제로 나타나고 있는지, 있다면 그것들이 왜 발생하였고 그것들이 우리나라 노사관계의 전개과정에서 어떤 의미를 갖는지 등을 평가하는 것은 우리나라 노사관계의 향후 전개 방향을 예측하는 데 소중한 실증적 근거를 제공해 줄 것으로 기대된다.

임금은 기업에게는 직접적 비용요소이고 근로자들에게는 대표적인 근로조건이기 때문에 노사관계의 성격을 가장 잘 보여줄 수 있는 핵심 지표 중의 하나이다. 그동안 노동시장의 구성요소로서 노동조합의 임금효과에 관한 실증분석들은 다수 존재하고 있지만(김우영 · 최영섭, 1996; 김장호, 2008; 류재우, 2005; 조우현 · 유경준, 1997; 조동훈, 2008), 노사관계의 성격 변화를 평가하기 위한 맥락에서 이루어진 임금교섭 결과 분석은 거의 존재하지 않는다. 학술지에 게재된 임금교섭 결과에 관한 실증분석 논문으로 노용진 · 이규용(2001)이 존재하지만, 그 논문은 노사 양측의 행위적 관점에서 임금교섭 과정을 분석하고 있을 뿐이고, 임금교섭 결과를 노사관계의 성격 평가와 연계시키지 않고 있다. 그 밖에 정부 정책과 관련해서 임금교섭 과정과 결과에 관한 분석 논문들이 다수 존재하고 있지만[1], 그것은 정부의 단기적 임금 및 노사관계 정책의 근거 자료 확보를 위한 분석들이고 노사관계의 성격을 평가하기 위한 분석들은 아니었다.

이처럼 임금교섭 결과에 대한 실증분석을 통해서 2000년대 중반 이후 우리나라 노사관계의 성격 변화를 평가한 논문이 존재하지 않고 있기 때문에 본 연구는 새로운 시도라는 측면에서도 이론적 가치가 있다고 할 수 있다.

본 연구의 나머지 장들은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 선행연구들과 이론적 논의를 통해서 유노조기업의 임금교섭 결과를 분석하기 위한 연구 모형을 설정하고자 한다. 제Ⅲ장에서는 본 연구의 자료와 기초통계를 설명하고, 제Ⅳ장에서 2000년대 중반 노동조합의 임금인상률 효과와 그 배경들에 관한 실증 결과들을 분석·해석하고자 한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서 실증분석 결과를 요약하고 그 의미들을 해석하면서 본 연구의 결론을 맺고자 한다.

Ⅱ. 이론적 논의와 연구 모형

1. 노동조합의 교섭력과 임금인상률

근로자들이 노동조합에게 기대하는 주된 역할 중 하나는 단체교섭을 통해서 시장임금을 상회하는 임금 프리미엄을 형성·유지하는 데 있다. 노동조합은 다수의 근로자들을 포괄하기 위해서 그들의 일상적인 이해를 중심으로 근로자들을 조직하는 경향이 있고, 그런 점에서 노동조합은 일상적 이해에 기초한 실리주의적 경향을 보인다. 노동조합이 경제적 기능 외에 정치활동을 수행하는 경우도 있지만 그것은 부차적인 기능이고, 근로자들의 일상적인 고용조건 개선이 노동조합 활동의 중심에 있는 것이다. 근로자들과 노동조합에게 그처럼 중요한 근로조건 중 임금이 대표성을 가지기 때문에 임금이 노사관계의 핵심적 고려사항이 되는 경우가 많고, 노동조합의 행위·성격과 임금 사이에 밀접한 연관성이 있다. 이런 점에서 노동조합의 임금효과가 노사관계의 성격과 변화 추이를

1) 정부는 1987년 이후 매년 한국노동연구원에 의뢰하여 임금교섭 과정과 결과에 대한 평가를 실시해 왔지만, 공교롭게도 본 연구의 분석 기간인 2000년대 중반에 들어서면서 그 분석도 중단된 것으로 알려지고 있다. 이처럼 임금교섭과 임금인상률이 정부의 정책적 우선순위에서 밀리는 것 자체도 사실 우리나라 노사관계의 성격 변화 징후 중 하나라고 할 수 있다.

파악하는 데 매우 중요한 기준 중 하나이다.

그동안의 선행연구들에 의하면 프랑스, 독일, 이탈리아, 네덜란드, 스웨덴 등 유노조 부문의 임금교섭 결과가 비노조 부문으로 확대 적용되는 국가들을 제외한 대부분의 국가들에서 노조의 임금 프리미엄은 존재하고 있다. 가령, Blanchflower and Bryson(2002)은 17개국의 평균 노조 임금프리미엄을 12% 정도로 추산하고 있다. 우리나라의 경우에도 추정 모형과 추정 방법에 따라 약간의 차이가 있기는 하지만, 2000년 이후의 기간에 대해서는 노조의 임금효과가 대체로 확인되고 있다. 가령, 임금구조기본조사 자료를 분석한 류재우(2005)와 김장호(2008) 등에는 각각 6~7%와 3~4% 정도, 한국노동패널조사 자료를 분석한 조동훈(2008)에서는 4.6% 정도의 노조 임금 프리미엄이 확인되고 있다. Blanchflower and Bryson(2002)의 문헌 연구에 비추어볼 때 우리나라의 노조 임금효과 추정치는 다른 나라들에 비해서 낮은 편에 속하고 있지만, 본 연구의 주요 분석대상이 아니기 때문에 그에 관한 상세한 논의는 생략하고자 한다. 다만, 우리나라 논문들의 통계 모형들이 대부분 근속연수와 기업규모 등을 통제변수로 포함하고 있는데, 우리나라의 연공급 구조로 인해서 근속연수가 임금결정에 근로자들의 숙련도 이상으로 과다 반영되는 경향이 있고 우리나라 노동조합이 대기업 중심으로 조직되어 있어서 근속연수와 기업규모의 효과 중 일부는 노동조합 효과일 가능성이 높다는 점을 감안하면, 우리나라 노동조합의 임금효과가 과소 추정되어 있을 가능성이 있다는 점만을 지적하고 넘어가고자 한다.

본 연구는 2000년대 중반의 노조 임금 프리미엄 변화를 주된 분석대상으로 삼고 있다. <표 1>에 정리된 유노조기업-무노조기업 근로자들의 임금격차를 보면, 그것이 1998년 이후 전반적인 상승세 속에 있다가 2003년 이후 하락세로 반전하고 있음을 볼 수 있다. 노조 임금 프리미엄의 존재는 노조조직률과 무관하게 지속되는 경향이 있지만(Blanchflower & Bryson, 2002), 그 크기는 노사관계의 성격에 의존할 것이라고 보는 것이 본 연구의 출발점을 이루고 있다. 가령, 미국의 경우 임금결정에서 노사관계의 영향력이 약화된 것으로 평가되는 1980년대 이후 노조 임금 프리미엄이 얼마간 감소 추세에 있었다(Kaufman, 2002). 이러한 직관적 문제 의식에서 2000년대 중반의 우리나라에서 노조 임금 프리미엄이 줄어들고 있는지, 있다면 그러한 하락세가 왜 발생했는지, 그리고

〈표 1〉 유노조-무노조기업 근로자들의 임금격차와 파업건수 추이

	유노조-무노조 임금격차	파업건수
1988	25.5	1,873
1989	27.5	1,616
1990	29.2	322
1991	21.7	234
1992	23.2	235
1993	27.5	144
1994	27.4	121
1995	27.5	88
1996	28.1	85
1997	27.0	78
1998	31.7	129
1999	38.1	198
2000	41.3	250
2001	44.0	235
2002	45.9	322
2003	46.7	320
2004	46.2	462
2005	43.4	287
2006	42.1	138
2007	40.3	115

자료 : 김장호(2008)와 KLI 노동통계(2002, 2010)를 결합하였음.

그것이 우리나라 노사관계의 변화 흐름에 주는 의미가 무엇인지 등을 평가해 보고자 하는 데 본 연구의 목적이 있다.

노동조합의 임금 프리미엄은 원론적으로 노동조합이 조합원들의 임금을 시장경쟁 밖으로 빼내서 시장임금 이상으로 도출해내는 어떤 능력이나 힘이 있기 때문에 가능한 것인데, 그것을 가능하게 하는 힘을 통칭하여 노동조합의 교섭력(bargaining power)이라고 부르고 있다. 힘을 상대방의 의사와 무관하게 자신의 의지를 관철하는 영향력으로 정의할 수 있다면, 노동조합의 교섭력은 노동조합이 단체교섭에서 사용자 측의 의사와 무관하게 자신의 목표를 달성할 수 있는 능력으로 정의할 수 있다(Katz & Kochan, 1992). 임금교섭에서 노동조합이 자신의 목표를 달성할 수 있는 것은 사용자 측이 노동조합의 요구를 수용하기 때문인데, 사용자 측이 노동조합의 요구를 수용하게 되는 것은 노동조합의 요구를 수용하는 비용이 수용하지 않는 비용보다 작기 때문이다. 이처럼 힘은

타인의 의사와 무관하게 자신의 요구를 관철하는 능력을 의미하기 때문에 단체교섭에서 노동조합의 교섭력은 궁극적으로 노동조합이 파업을 조직하고 지속할 수 있는 역량(strike leverage)으로 측정될 수 있다. 힘은 반드시 외화되어 있을 필요는 없기 때문에 노동조합이 파업을 조직하고 유지할 수 있는 잠재역량도 힘이 될 수 있다. 이처럼 파업 조직 및 유지 역량을 중심으로 논의되는 노동조합의 교섭력은 노동조합이 근로자들을 파업에 동원할 수 있는 조직역량과 단결의 정도, 파업 의사 등 주체적 요인뿐 아니라, 파업에 의해서 기업의 이윤이 영향을 받는 정도(기업의 지불능력 정도, 제품시장의 독점화 정도, 생산방식, 재고의 정도 등), 단체교섭 구조, 정치적 환경, 법률적 환경 등 환경적 요인에 의해서도 영향을 받는다(Mishel, 1986). 따라서 교섭력의 함수인 노동조합의 임금 프리미엄도 근로자들에 대한 노동조합과 기업의 정치적 장악력 외에 기업의 경영상황이나 정치적 · 제도적 상황의 영향을 받게 된다고 할 수 있다.

이상의 논의를 바탕으로 해서 우리는 노동조합의 교섭력을 노동조합의 주체적 조직역량과 기업의 경영상황 등 두 가지 주된 변수들의 함수로 집약할 수 있다. 이들 두 가지 변수들의 상태에 따라서 노동조합의 교섭력이 어떻게 변화하는가를 간단하게 살펴보기 위해 노동조합의 조직역량이 높은 경우와 낮은 경우, 경영상황이 우호적인 경우와 비우호적인 경우 등 4가지 경우의 수로 나눠 보고자 한다. 이 때 노동조합의 조직역량이 높고 기업의 경영상황이 우호적인 때와, 노동조합의 조직역량이 낮고 기업의 경영상황이 비우호적인 때 등 2가지 경우에는 노동조합의 교섭력은 간단하게 판명할 수 있다. 즉, 전자의 경우에는 노동조합의 교섭력과 임금인상률은 높아질 것이고, 후자의 경우에는 노동조합의 교섭력과 임금인상률이 낮을 것이다. 반면에 기업의 경영상황이 우호적이고 노동조합의 조직역량이 낮은 때와 기업의 경영상황이 비우호적이고 노동조합의 조직역량이 높은 때에는 노동조합의 교섭력이 다소간 복잡해질 수 있다. 전자의 경우에는 노동조합의 임금결정력이 약하기 때문에 임금인상률이 시장경쟁에 의해서 결정될 가능성이 높고, 후자의 경우에도 노동조합의 조직역량이 있음에도 불구하고 제품시장경쟁의 압력에 의해서 임금인상이 제한될 가능성이 높다. 이런 이유 때문에 노조의 임금 프리미엄을 상쇄할 수 있는 다른 경쟁우위 요소가 존재하지 않는 한 노동조합이 기존의 임금 프리미엄을 더욱 확대

해 가기는 점점 더 어려워지게 된다. 이런 시각에서 보면, 노동조합의 주체적 역량이 높고 경제적 환경이 우호적인 상황에서만 노동조합의 교섭력이 높아지는 독특한 특성을 가지고 있다.

이상의 논의에서 우리는 노동조합의 임금 프리미엄은 노조의 교섭력에 기초를 두고 있다고 추론하였는데, 역으로 노동조합의 조직역량과 교섭력은 노동조합의 임금 프리미엄에 대한 전망에 기초를 두고 있다고 할 수 있다. 그 이유는 근로자들이 노동조합에 결집하게 되는 것은 결국 그것을 통해서 노조의 임금 프리미엄을 얼마나 많이 확보해낼 수 있을 것인가에 대한 전망에 기초를 둘 가능성이 높기 때문이다. 1987년 이후 우리나라의 민주화 과정에서처럼 어떤 계기를 통해서 단체행동을 통한 임금인상 가능성이 높아지게 되는 경우에 근로자들이 노동조합으로 열광적으로 결집하게 되는 것은 위와 같이 노동조합이 가지고 있는 독특한 도구성(instrumentality)에 기인한다[2]. 그것을 기반으로 해서 노동조합들은 파업이나 집회 등을 통해 힘을 과시하고 근로조건의 개선을 쟁취하게 되고, 무노조기업들마저도 노조조직화 위협 속에서 근로조건을 유노조기업의 근로조건 수준으로 맞추려는 움직임을 보이게 된다. 이처럼 유노조기업의 근로조건이 무노조기업으로 넘쳐흐르는 spillover 효과가 나타나게 되면 그것은 마치 유노조기업으로부터 시작하는 유사 패턴교섭의 양상을 보이게 된다. 따라서 이 시기에는 일부 핵심 대기업을 조직화하는 것만으로도 전체 근로자에 대한 노동조합의 임금효과를 극대화할 수 있다. 이 시기는 결국 노동조합 조직률의 증가 → 높은 임금인상률 → 노동조합 조직률의 증가와 교섭력의 증대 → 높은 임금인상률 등의 순환적 구조를 주된 특징으로 하는 노동조합의 전반적인 공세국면이라고 할 수 있다. 1987년 이후 우리나라 노사관계가 보인 높은 노사분규 빈도와 높은 임금인상률 등이 그 대표적인 사례이다.

그러나 노동조합의 주체적 역량이 확대되더라도 노동조합의 임금 프리미엄이 무제한 확대될 수는 없다. 주된 이유 중 하나는, 앞서 살펴본 것처럼 기업이 무노조기업들과의 제품·서비스시장 경쟁압력을 받고 있고 따라서 노조의 임금 프리미엄을 확대하기는 갈수록 힘들어지기 때문이다. 노동조합의 조직률이

2) 조효래(2005)에 따르면, 우리나라 대기업 노동조합들의 높은 전투성도 노동조합이 가지고 있는 이러한 도구성에 기반을 두고 있다.

낮고 기업이나 사업단위 임금교섭이 일반화된 미국이나 일본, 한국 등의 경우에는 임금교섭의 결과가 해당 기업이나 사업에 한정되기 때문에 시장임금에 의존하고 있는 무노조기업, 그리고 해외의 저임금 기업들과의 경쟁압력에 시달리게 된다. 이것은 결국 노사관계 제도가 시장경제라는 하부구조와 충돌되는 것을 의미하게 된다. 이것은 노동조합이 그 이전에 얻은 임금 프리미엄이 높으면 높을수록 그 가능성이 높아지는 경향이 있기 때문에 이런 상황은 노동조합의 성숙 국면에 많이 나타나게 된다. 우리나라의 노동조합들도 지난 1990년대 말의 금융위기 이후 점차 그런 성숙 국면에 진입해가고 있는 것은 아닌가 의구심이 든다. 기업들이 노동조합의 임금 프리미엄을 지불할 능력이 있는가 여부를 파악하기 쉽지는 않지만, 그 주된 현상 중 하나가 단체교섭 과정에서 임금뿐 아니라 고용조정이 쟁점으로 등장하는가 여부에 있다. 노동조합이 단체교섭에서 고용조정 문제를 우려해야 하는 국면에 들어서게 되면 노동조합의 임금 추동력은 약화되기 시작한다. 과도한 임금인상이 고용조정을 낳을 수 있다는 분위기가 존재하게 되면 노동조합이 높은 임금인상률을 밀어붙이기가 쉽지 않게 되기 때문이다. 이처럼 임금교섭에서 고용에 의해 임금인상이 제약을 받는 상황을 임금-고용 상쇄관계(wage-employment tradeoff)라고 한다(Katz & Kochan, 1992).

이와 같이 비우호적인 경영상황으로 인해서 노동조합의 임금 영향력이 약화되는 경우, 그것이 역으로 노동조합의 조직역량에 어떤 영향을 미칠 것인가가 본 연구가 제기하는 문제 의식 중의 하나이다. 순수이론적인 측면에서 볼 때, 비우호적인 환경요인으로 인해서 노동조합의 임금 프리미엄이 확대될 전망이 약화되는 경우 근로자들의 노조 결집도가 떨어지고 그만큼 노동조합의 조직역량이 떨어질 가능성이 있다. 가령, 미국의 경우 1980년대의 경제위기를 거친 이후 노동조합의 임금 영향력이 현저하게 떨어지면서 노동조합의 임금 프리미엄 수준이 다소 떨어지거나 정체되고 있으며(Kaufman, 2002), 미국 근로자들의 실질임금이 20~30년 동안 전혀 오르지 않게 되었다(CNN 2011. 2. 16 보도). <표 1>에서 유노조기업-무노조기업의 임금격차가 줄어드는 2003년 이후에 노동조합의 파업 빈도도 줄어들고 있음을 확인할 수 있는데[3], 이 점에서 우리나라에

3) 참고로 2000년대 중반 궤도연대, GS칼텍스, 코오롱, 두산중공업 등 몇 개의 굵직한 파업

서도 2000년대 중반 이후 노동조합의 약화와 노조의 임금 프리미엄 둔화 사이에 어떤 연관성이 있을 가능성이 있다. 어쨌든 유노조기업의 상대적 임금인상률 둔화가 노동조합의 조직역량 약화로 이어질 것인가 여부는 그 상황에 대한 노사 양측의 대응방식에 의존하기 때문에 그것은 단순히 이론적으로 추론하기는 어렵고 실증적 확인이 필요한 부분이다.

이상의 시각을 통해서 본 연구는 2000년대 중반의 임금인상률 분석을 통해서 우리나라 노조 임금프리미엄이 진짜 줄어들고 있는지, 있다면 그것이 주체적 요인과 경제적 요인에 의해서 얼마나 많은 영향을 받고 있는지, 그리고 그것이 노동조합 조직역량의 약화나 연성화 현상을 수반하고 있는지 등을 실증적으로 확인해 보고자 한다.

2. 연구모형

기업단위 분석에서 노동조합의 임금 프리미엄을 추정하는 연구모형을 설정하기 위해서는 근로자의 교섭력을 한 변수로 포함하는 임금교섭 모형이 필요하다. 본 연구에서는 다음과 같은 내쉬의 일반교섭 모형(Generalized Nash Bargaining Model: GNB)을 기본적인 임금교섭 모형으로 사용하고자 한다[4].

$$\max\ U(W, E)^{\pi}\ P(W, E, Y)^{1-\pi} \tag{1}$$

여기서 U와 P는 각각 노동조합과 기업의 효용함수이고, W는 임금수준, E는 고용수준, Y는 기업의 경영성과에 영향을 주는 기타 변수들인데, 여기서는 대표적으로 1인당 영업이익을 사용하고자 한다[5]. 그리고 π는 노동조합의 교섭

에서 노동조합이 패배를 경험하면서 파업의 파괴력이 약화되고 있었다.

4) Nash의 일반교섭 모형은 어떤 특정 조건을 충족하게 되면 그 최적해가 임금교섭 모형과 같은 비협력교섭 모형(Non-cooperative bargaining model)의 교섭 결과와 일치하기 때문에(Binmore & Dasgupta, 1987) 그것을 임금교섭 모형으로 활용하는 것이 가능하다. 그 조건들은 ① 노사 양측이 서로 교대로 제안을 하고 새로운 제안이 있기 전에 반드시 수용 또는 거절되어야 하고, ② 교섭이 중간에 중단되지 않고 무한히 계속되어야 하며, ③ 합의의 지연에 따른 비용이 있어야 한다는 조건 등이고, 그 밖에 ④ 완벽한 정보와 연속적인 시간, 감가되는 지연비용 등의 조건들이 추가적으로 필요하다(Doiron, 1992). 이들 조건들이 얼마나 현실적인 것인가, 그렇지 않다면 대안은 무엇인가 등은 그 자체로서 중요한 연구 주제이지만, 저의 능력 밖의 과제이기 때문에 여기서 더 이상의 논의를 진행하지 않고자 한다.

력을 의미하는데, 그것이 표준화되어 있기 때문에 사측의 교섭력은 $(1-\pi)$로 표시될 수 있다.

내쉬의 일반교섭 모형에서는 노동조합의 교섭력인 π가 클수록 임금결정에서 노동조합의 효용함수가 더 많이 반영되도록 설정되어 있다. 극단적으로 $\pi=1$인 경우에는 임금이 노동조합에 의해서 결정되고 사측은 노조에 의해 결정된 임금수준에 기초해서 고용규모와 생산량을 결정하게 되는데, 그것은 통상 노동조합의 독점 모형(monopoly model)으로 알려진 임금교섭 모형이다(Fellner, 1949; Cartter, 1959). 반대로 $\pi=0$인 경우에는 임금결정에서 근로자들의 영향력이 전혀 없음을 의미하는데, 무노조기업의 임금결정 모형이 거기에 근접한다. 이 임금교섭 모형에서 임금뿐 아니라 고용규모도 단체교섭의 대상으로 포함하게 되면, 노사가 임금과 고용을 동시에 결정한다고 가정하는 효율협약 모형(efficient contract model)이 탄생하게 된다(McDonald & Solow, 1981). 노사가 효율협약 모형에 입각해서 교섭을 하는 경우에는 $\pi=1$인 노동조합의 독점 모형이나 $\pi=0$인 기업의 독점모형보다 노사 쌍방에게 더 많은 이득을 가져다주는 임금-고용의 배합을 찾을 수 있다고 주장되고 있다. 본 연구에서는 연구모형의 단순화를 위해서 고용은 임금교섭의 대상이 아니라고 가정하고자 한다.

Nash 교섭모형의 최적해는 노사 양측의 효용들을 곱셈한 값을 극대화하는 지점에서 임금수준을 결정하는 것인데, 그 과정을 통해서 우리는 고용, 교섭력, 그리고 경영성과 등의 함수로서 임금결정 모형을 구할 수 있다.

$$W = f(E, \pi, Y) \tag{2}$$

이 임금함수에서 고용(E)과 경영성과(Y) 등은 내생변수이기 때문에 그 변수를 종속변수로 하는 구조방정식 모형이 요구되고 있지만, 여기서는 통계 모형의 단순화를 위해서 임금함수만을 사용하고자 한다. 그리고 π는 노동조합의 함수로 표현되기 때문에 노동조합 더미변수로 대체하고자 한다. 이상의 독립변수

---

5) 임금인상률의 선행변수로서 생산성 변수가 더 적합할 것으로 보이지만, 노동조합의 임금효과에 대한 매개변수로서 수익성 지표가 더 좋을 것으로 판단되어 1인당 영업이익을 사용하고 있다. 본 연구에서 생산성 지표를 독립변수에 포함해 본 결과, 그 통계적 유의도가 수익성 지표보다는 더 낮은 것으로 나타나고, 다른 변수들의 추정치에는 큰 변화를 낳지 않고 있다.

들을 재정리하여 얻은 선형회귀 모형은 다음과 같이 구성될 수 있다.

$$\ln W_t - \ln W_{t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 TU_t + \alpha_2 (E_t - E_{t-1}) + \alpha_3 (Y_t - Y_{t-1}) + \alpha_4 Y_{t-1} + \beta X_t + \epsilon \quad (3\text{-}1)$$

여기서 X와 β는 기타 통제변수들과 그 계수들의 벡터이다. 이 모형에서 경영성과 변수들이 $\alpha_3(Y_t - Y_{t-1})$와 $\alpha_4 Y_{t-1}$ 등 2개 항으로 표시된 것은 임금교섭이 전년도 성과와 그 이후의 변동치에 기초해서 이루어지는 교섭과정을 잡아내기 위한 것이다(노용진・이규용, 2006). 그것은 동시에 오하카분해(Oaxaca Decomposition)와 동일한 전개 방식이어서(Mellow, 1981), α_3는 경영성과의 변화가 임금인상에 미치는 효과성이고, α_4는 경영성과가 임금에 미치는 효과성의 변화를 잡아내고 있다.

본 연구의 임금교섭 모형에서는 고용이 임금의 함수로 가정되고 있어서 고용의 변동치($E_t - E_{t-1}$)는 임금인상률에 의해서 영향을 받는 것으로 가정되어 있기 때문에 내생성 문제가 발생하게 된다. 이 문제를 통제하기 위해서 본 연구에서는 최근 3년 동안의 고용조정 경험・계획 여부를 고용변동에 대한 대리변수로 사용하고자 한다. 유노조기업의 임금교섭에서 임금인상률 결정에 영향을 미치는 것은 고용변동 자체보다도 조합원들에 대한 고용조정에 있다는 점을 감안하면[6] 임금결정함수에 고용조정 여부나 고용조정 비율을 사용하는 것이 더 현실적인 것으로 여겨진다. 이상의 논의에 근거하여 설정된 임금인상률 결정모형은 다음과 같다.

$$r = \alpha_0 + \alpha_1 TU_t + \alpha_2 RD_{t-1/t} + \alpha_3 \Delta Y_t + \alpha_4 Y_{t-1} + \beta X_t + \epsilon \quad (3\text{-}2)$$

위의 회귀모형에서 본 연구의 주된 관심은 α_1, α_2, α_3, α_4 등이다. 그 중 α_1은 노동조합의 교섭력과 관련된 제도적 요인의 직접적 임금효과를 잡아내고 있기 때문에 α_1이 통계적으로 유의하지 않거나 음수로 전환되는 경우에는 노동

6) 단순한 고용변동보다 고용조정이 임금교섭에 더 많은 영향을 주는가는 insider-outsider mode이나 median voter model 등에 의해 설명되고 있다. 이 두 가지 모형의 논리는 다소간 차이가 있지만, 두 모형의 핵심 논리는 다수결에 의해 결정되는 노동조합의 집행부 선거나 의사결정 과정에 더 많은 정치적 영향을 미치게 되는 insider나 median voter의 이해를 더 많이 반영하는 방향으로 노동조합의 정책이 결정된다는 데 있다.

조합의 임금효과가 더 이상 확대되지 않거나 또는 감소하고 있음을 의미한다. 노동조합의 직접적 효과를 보다 구체적으로 확인하기 위해서 노동조합 조직률, 파업, 노동조합 소속 상급단체 유형 등의 변수들을 노동조합 더미변수 대신 사용하여 그것들이 임금인상률에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보고자 한다. 그리고 그 추정 결과들 외에 이들 변수들이 2005년과 2007년 사이에 어떤 변화가 있는지를 검토해 봄으로써 이들 변수들의 변화와 임금인상률에 어떤 연관성이 있는가를 추론해 보고자 한다.

한편 α_2, α_3, α_4 등은 노동조합의 간접적 임금효과를 보여주는 지표들이다. 우선 기업의 경영성과는 조합원들의 고용불안을 매개로 해서 임금교섭에 영향을 미치는 경향이 있는데, α_2가 그것을 보여주는 데 사용될 수 있다. 그리고 α_3는 기업의 경영성과가 임금에 미치는 영향을 잡아내고 α_4는 그 효과성에 어떤 변화가 있는가를 잡아내고 있기 때문에 α_3나 α_4가 통계적으로 유의한 양의 값을 가지는 경우에는 기업의 경영성과가 임금에 긍정적 영향을 미치거나 그 영향이 커져가고 있음을 의미한다. 이들 α_3와 α_4는 노동조합이 기업의 경영성과를 통해서 임금인상률에 영향을 미치는 매개효과를 추정하는데도 사용될 수 있다. 이들 변수들을 통한 간접효과를 확인하기 위해서는 노동조합이 기업이 경영성과와 고용조정에 어떤 영향을 미치고 있는지를 확인할 필요가 있기 때문에 본 연구에서는 그 회귀모형들에 대한 추가적 분석도 실시하고자 한다.

Ⅲ. 자료와 기초통계

본 연구는 한국노동연구원의 「사업체패널조사」 1~2차년도 자료와 (주)한국신용평가의 재무정보를 결합하여 사용하고 있다. 이 자료의 조사 시점은 2006년과 2008년이지만, 조사 대상은 2005년과 2007년 정보이다. 「사업체패널조사」의 표본추출과 조사의 방식이나 절차 등은 이미 다른 논문들에서 많이 보고되어 있기 때문에 여기에서는 그에 관한 설명을 생략하고자 한다. 「사업체패널조사」의 1~2차년도 자료의 표본 크기들은 각각 1,424개와 1,744개인데, 본 연구

에서는 2005년과 2007년의 비교를 용이하게 하기 위해 1~2차년도 자료에 모두 포함된 사업체들만을 분석대상으로 삼았으며, 공공부문은 분석대상에서 제외하였다. 그 밖에 본 연구에서 사용되는 변수들에 결측치가 있는 사업체들을 제외하고 남은 관측치들이 본 연구의 기본 표본을 구성하는데, 그 크기는 423개였다[7]. 다만, 파업이나 군필 고졸 남성의 초임, 동종 업계 대비 상대적 임금수준 등 3개 변수들은 결측치를 포함하는 사업체들이 추가로 존재하고 있기 때문에 그 변수들을 포함하는 회귀모형의 표본 크기는 더 줄어들고 있다.

본 연구에서 사용하는 주요 변수들의 기초통계는 <표 2>에 정리되어 있다. 먼저 노사관계 특성 변수들의 측정과 기초통계를 살펴보면, 노조의 존재 여부를 가리키는 더미변수인 유노조 사업체는 2005년의 46.3%에서 2007년에 45.6%로 약간 줄어들고 있다(유노조 사업체 3개가 무노조로 전환되었음). 노조조직률은 전체 근로자수 중 노동조합원 비율로 측정하였고 무노조 사업체는 0으로 처리하였는데, 그것은 2005년에 82.3%, 2007년에 85.1%로 약간 증가하고 있다. 파업은 해당 연도에 파업이 발생했으면 1, 아니면 0으로 처리된 더미변수이다. 파업이 발생한 사업체의 비율은 2005년과 2007년 사이에 거의 변화가 없다. 한국노총, 민주노총, 비가맹노조 등은 가입한 상급단체를 이용해서 구분한 변수이다. 그 중 비가맹노조가 2005년의 6.1%에서 2007년에 7.3%로 증가하고 있고, 그 다음으로 한국노총이 2005년의 68.4%에서 2007년에 68.9%로 약간 증가하고 있다. 반면에 민주노총은 2005년의 25.5%에서 2007년에 23.8%로 감소하고 있다. 이상의 노사관계 특성 변수들을 보면, 2005년과 2007년에 큰 차이는 없지만 약간의 변화 조짐이 감지되고 있다. 특히 소수의 무노조화가 진행되고 있고 민주노총 계열 노조의 감소와 비가맹 독립노조의 증가가 가장 눈에 띄는 변화인데, 이 점들은 일정하게 노동조합의 연성화를 시사한다.

임금인상률은 인사노무 담당자들에게 직접 조사한 것인데, 유노조기업의 경우에는 조합원수가 가장 많은 직종을, 무노조기업의 경우에는 다수 직종 정규

7) 표본의 크기가 이처럼 대폭 줄어든 이유는 전년도 재무정보 지표에 결측치가 있는 기업이 다수 존재하기 때문이다. 그러나 본 연구의 회귀모형에서 전년도 재무정보를 제외하여 표본 크기를 900개 이상으로 확대해서 노동조합의 임금인상률 효과를 분석해 본 결과 이 논문에서 제시된 분석 결과와 유사한 패턴을 보이고 있어서 표본 감소가 편의를 일으키고 있지는 않은 것으로 보인다.

직 근로자를 기준으로 호봉승급분을 제외한 임금총액 기준의 인상률로 측정하였다. 인상률 기준이 임금총액이기 때문에 원리상 모든 급여 항목을 포괄하는 것이지만, 사후에 결정되는 성과배분액까지 포함하는 것으로 응답하였는지는 분명하지 않다. 임금인상률이 2005년과 2007년 공히 무노조 사업체가 유노조 사업체보다 높게 나타나고 있는 점이 눈에 띈다[8]. 그리고 2007년의 임금인상률이 2005년의 그것보다 낮게 나타나고 있는 점도 주목된다. 반면에 군필 고졸 남성 정규직 신입사원의 평균 초임으로 측정된 고졸 초임은 여전히 유노조기업이 무노조기업보다 400만 원 정도 더 높게 나타나고 있다. 마지막으로, 국내 동종 업계 평균 임금수준과 비교해서 어느 정도의 임금수준인지 정성적으로 측정한 상대적 임금수준(① 매우 낮다~⑤ 매우 높다 등의 5점 척도)에서는 유노조기업이 약간 더 높은 점수를 보이고 있다. 이상의 통계에서 임금수준은 유노조기업이 더 높지만 임금인상률에서는 무노조기업이 더 높게 나타나고 있음을 알 수 있다.

고용조정은 최근 3년간 정규직 근로자에 대한 고용조정(정리해고, 명예퇴직 등)을 실시하였거나 계획한 적이 있으면 1, 그렇지 않으면 0으로 처리한 고용조정 실시 · 계획을 가리키는 더미변수이다[9]. 그 평균값을 보면, 2005년과 2007년 공히 유노조 사업체가 무노조 사업체보다 고용조정의 실시 또는 계획이 더 많았던 것을 알 수 있다. 즉, 고용조정을 실시 또는 계획한 사업체의 비율은 무노조기업의 경우 29.1%(2005년)와 22.6%(2007년)임에 반해 유노조기업은 각각 41.3%와 30.1%로 나타나고 있다.

경영성과는 영업이익을 근로자수로 나눈 1인당 영업이익으로 측정하였다. 회귀모형에서 1인당 영업이익의 로그값을 사용하고 있는데, 그 때 영업이익이 -1보다 작은 음수인 경우에는 -log(-영업이익)로 처리하였고, -1에서 1 사이에 위

8) <표 1>에 볼 수 있듯이, 임금구조기본조사에 기초를 두고 있는 김장호(2008)에서 유노조기업과 무노조기업의 임금격차가 2003년 이후 줄어들고 있기 때문에 본 연구에서 보이는 유노조기업의 상대적으로 낮은 임금인상률 추이와 그 결과 사이에는 일관성이 있다.

9) 여기에서 고용조정 계획까지를 포함한 이유는 고용조정이 필요했지만 노동조합의 반대로 실시되지 않은 경우까지를 포괄하기 위한 것이다. 고용조정의 실시/계획 변수 대신 고용조정 실시 변수를 사용해도 분석 결과 패턴은 유사하게 나타나고 있어서 어느 변수를 사용해도 무방한 것으로 보인다. 본 연구에서는 고용조정을 계획했다가 노사간 교섭에 의해 그것을 중지하는 대신 임금인상률을 조정하는 상황이 발생할 수 있다는 점을 감안하여 그런 상황을 통제하기 위해 고요조정 실시/계획 변수를 사용했다.

치하는 경우에는 0값을 부여하였다. 1인당 영업이익은 해당 연도와 전년도 정보를 모두 사용하였다. 그 평균값을 보면, 유노조 사업체의 1인당 영업이익이 무노조 사업체의 그것보다 더 높게 나타나고 있음을 알 수 있다. 1인당 유형자산으로 측정된 노동장비율도 유노조 사업체가 무노조 사업체보다 더 높게 나타나고 있으며, 근로자수도 유노조 사업체가 훨씬 더 많은 것으로 나타나고 있다.

그 밖의 통제변수들로 사용된 비정규직 비율, 복수 사업체 여부, 기업연령, 주당 근로시간 등에 관한 기초통계도 <표 2>에 정리되어 있다. 그 중 비정규직 비율은 전체 근로자수 대비 비정규직 근로자수의 비율로 구하였다. 이 때 비정

〈표 2〉 기초통계

	2005		2007	
	무노조기업 (N=227)	유노조기업 (N=196)	무노조기업 (N=230)	유노조기업 (N=193)
유노조(더미)	0.463(0.499)		0.456(0.499)	
노조조직률(%)	0.000(0.000)	82.347(27.576)	0.000(0.000)	85.123(25.942)
파업(더미)[1]	0.007(0.082)	0.072(0.260)	0.008(0.091)	0.061(0.240)
한노총(더미)	0.000(0.000)	0.684(0.466)	0.000(0.000)	0.689(0.464)
민노총(더미)	0.000(0.000)	0.255(0.437)	0.000(0.000)	0.238(0.427)
비가맹(더미)	0.000(0.000)	0.061(0.240)	0.000(0.000)	0.073(0.260)
임금인상률(%)	6.715(3.896)	5.817(3.222)	5.775(3.215)	4.528(2.974)
고졸 초임(백만)[2]	17.472(3.059)	21.278(4.874)	19.009(3.453)	23.350(5.739)
상대적 임금(5점)[3]	3.044(0.670)	3.232(0.816)	2.987(0.632)	3.156(0.735)
고용조정(더미)	0.291(0.455)	0.413(0.494)	0.226(0.419)	0.301(0.460)
인당 영업이익$_t$(M)	18.521(59.976)	36.437(65.781)	19.563(58.492)	36.929(75.110)
인당 영업이익$_{t-1}$(M)	21.523(56.209)	40.415(76.096)	13.087(66.158)	29.937(58.765)
인당 유형자산(M)	106.52 (173.18)	262.26 (408.66)	114.66 (161.20)	273.05 (407.68)
근로자수(명)	532.29 (1357.40)	1776.95 (5348.20)	557.27 (1426.74)	1807.04 (5455.35)
비정규직 비율(%)	15.852(21.386)	15.642(17.196)	10.826(17.688)	7.464(12.089)
복수 사업체(더미)	0.441(0.498)	0.745(0.437)	0.452(0.499)	0.715(0.453)
기업연령(년)	17.520(12.903)	28.128(15.715)	19.883(13.407)	29.860(15.480)
주당 근로시간[4]	7.115(5.679)	7.727(5.378)	47.320(5.745)	47.263(6.990)

주: 1) 파업의 표본 크기: 2005년(무노조 149개, 유노조 180개), 2007년(무노조 121개, 유노조 180개)

2) 고졸 초임의 표본 크기: 2005년(무노조 182개, 유노조 148개), 2007년(무노조 183개, 유노조 147개)

3) 상대적 임금수준의 표본 크기: 2005년(무노조 227개, 유노조 194개), 2007년(무노조 229개, 유노조 192개)

4) 2005년 주당 근로시간은 주당 초과근로시간임.

규직 근로자로는 직접고용 비정규직뿐 아니라 사내하청, 용역, 파견근로자 등 간접고용 비정규직 근로자들도 포함하였으며, 비전문직 외국인 근로자도 포함하였다. 비정규직 비율은 2005년에 비해서 2007년에 다소간 줄어들고 있고, 특히 유노조기업에서 약간 더 많이 줄어들고 있다. 그리고 주당 근로시간의 경우, 2005년 자료에는 주당 총근로시간이 포함되어 있지 않기 때문에 주당 초과근로시간을 대리변수로 사용하였다. 근로자수와 복수 사업체 여부, 기업연령 등의 측정방법은 평이하기 때문에 여기에서 더 이상 설명하지 않기로 한다. 그 밖에 산업대분류도 통제하고 있는데, 산업분포에 관한 기초통계는 <부표 1>에 정리되어 있다.

Ⅳ. 실증분석 결과

실증분석 결과들은 <표 3>과 <표 4>에 정리되어 있다. <표 3>의 <패널 A>에는 노동조합의 존재와 경영성과, 고용조정 등이 임금인상률에 미치는 영향에 관한 실증분석 결과가 정리되어 있고, <패널 B>와 <패널 C>에는 경영성과와 고용조정이 노동조합의 임금효과에 매개변수 역할을 하는지를 점검하기 위해 경영성과와 고용조정을 종속변수로 하는 회귀모형의 추정 결과가 정리되어 있다. <표 4>에는 노조조직률, 파업, 상급단체 등 노동조합의 특성 변수들이 임금인상률에 미치는 영향에 관한 분석 결과가 정리되어 있고, 이 추정치들과 함께 2005년과 2007년 사이의 노사관계 특성 변화도 고려하면서 노동조합의 임금효과를 보다 입체적으로 살펴보고자 한다.

먼저 <표 3>의 <패널 A>에 정리된 추정 결과를 보면, 노동조합의 존재가 임금인상률에 미치는 영향은 2005년에는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값이지만 2007년에는 α=0.01 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지고 있음을 알 수 있다[10]. 이 분석 결과들은 2005년 이후 2007년 사이에 임금인상에

10) 이 결과들은 이 시기에 유노조기업의 임금인상률이 무노조기업보다 낮다는 것을 의미하지, 노동조합의 임금효과가 없음을 의미하는 것은 아니다. 군필 남성 고졸 초임 수준을 종속변수로 하는 회귀모형을 추정해 본 결과 유노조기업의 임금수준이 무노조기업의 그

서 대한 노동조합의 영향력이 떨어지고 있음을 시사하고 있다[11].

1인당 영업이익으로 측정된 경영성과가 임금인상률에 미치는 영향의 추정치도 <표 3>의 <패널 A>에 정리되어 있다. 그 결과를 보면, 전년도 1인당 영업이익이 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가지고 있다. 즉, 전년도 1인당 영업이익은 2005년에는 α=0.05 수준에서, 2007년에는 α=0.10 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있다. 반면에 1인당 영업이익의 변화는 2005년과 2007년 공히 임금인상률에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있다. 이 결과들은 임금인상률이 전년도 경영성과를 반영하여 결정되고 있음을 시사하고 있는데, 그것은 노용진・이규용(2001)의 분석 결과와 일관된다. 한편 <표 3>의 <패널 B>에 정리된, 노동조합의 존재가 1인당 영업이익에 미치는 영향에 관한 추정 결과와 비교해 보면 노동조합이 1인당 경영성과에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않기 때문에 경영성과가 노동조합의 임금인상률 효과에 매개변수 역할을 하지 않는 것으로 나타나고 있다.

<표 3>의 <패널 A>에는 고용조정의 실시・계획이 임금인상률에 미치는 영향의 추정치도 정리되어 있는데, 그것은 2005년에는 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값을 가지고 있음에 반해 2007년에는 단측검증으로 α=0.10 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지고 있어서 2005년과 2007년 사이에 차이를 보여주고 있다. 고용조정이 임금-고용 상쇄효과를 통해서 임금인상률의 결정에서 영향을 미치는 것은 근로자들이 고용조정을 노동조합의 힘으로 방어하기 힘든 상황에서 발생할 가능성이 높다는 점을 감안하면, 고용조정 추정계수의 통계적 유의도가 2007년에서만 발견되는 것은 2007년에만 노동조합의 임금인상률 효과가 존재한다는 점과 일관된다. 이 결과들은 2005년과 2007년 사이에 노동조합의 성격에 일정한 변화들이 발생하고 있을 가능성이 있음을 시사한다. 그 변화가 무엇인지는 본 연구의 기초통계에서 일정하게 확인되고 있는데, 무노조기업으로의 전환이나 비가맹노조나 한국노총 계열 노조의 증가 등으로

것보다 2005년에 12.2%, 2007년에 10.2%만큼 더 높게 나타나고 있다(부표 2 참조).

11) 1인당 영업이익 변수의 결측치로 인한 표본 크기의 대폭 감소가 노동조합의 임금인상률 효과에 편의를 낳았는지 체크해 보기 위해 1인당 영업이익 지표를 제외하고 표본의 크기를 900개 이상으로 증가시켜 추정해 본 결과 노동조합의 임금인상률 효과가 본 연구의 그것들과 매우 유사하게 나타나고 있다. 한 가지 차이점은 2005년 모형에서 노동조합의 추정계수가 단측검증으로 α=0.10 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 변화하는 정도이다.

표현되는 노동조합의 연성화가 그것을 함축하고 있다. 이 시기에 몇 개의 대기업 노동조합들이 파업에서 패배한 경험은 다른 노동조합들에게도 분위기를 상당히 많이 위축시켰던 것이 아닌가 추측된다.

고용조정이 노동조합의 임금인상률 효과에 매개변수 역할을 하는지 확인해 보기 위한 한 단계로서 노동조합이 고용조정의 실시 · 계획에 어떤 영향을 미치고 있는지를 추정해 보았는데, 그 결과가 <표 3>의 <패널 C>에 정리되어 있다. 그 결과를 보면, 2007년에 노동조합의 존재가 고용조정의 실시 · 계획에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치고 있음을 알 수 있다[12]. 그리고 2007년의 경우에는 고용조정의 실시 · 계획이 임금인상률에 약하게 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있기 때문에 2007년에는 고용조정의 실시 · 계획이 약하게나마 노동조합의 임금인상률 효과를 억제하는 매개변수 역할을 했을 가능성이

〈표 3〉 노동조합의 존재와 임금인상률

A. 노동조합, 경영성과, 고용조정과 임금인상률 : OLS(N=423)

변수	종속변수 = 임금인상률			
	2005		2007	
	(1)	(2)	(3)	(4)
상수	12.176(3.876)	12.175(3.881)	6.029(3.584)	6.171(3.578)
유노조	-0.384(0.422)	-0.386(0.425)	-1.072***(0.370)	-1.016***(0.370)
인당 영업이익$_{t-1}$	0.247**(0.103)	0.249**(0.105)	0.178**(0.077)	0.149*(0.079)
Δ인당 영업이익	0.001(0.001)	0.001(0.001)	0.001(0.001)	0.001(0.001)
고용조정	-	0.023(0.379)	-	-0.596^(0.362)
비정규직 비율	0.003(0.010)	0.003(0.010)	0.007(0.011)	0.009(0.011)
복수사업체	0.179(0.426)	0.178(0.427)	-0.118(0.374)	-0.104(0.374)
기업연령	-0.030**(0.013)	-0.030**(0.013)	0.000(0.011)	0.000(0.011)
주당 근로시간	-0.015(0.033)	-0.015(0.033)	0.000(0.025)	-0.002(0.025)
log(고용)	-0.299*(0.174)	-0.298*(0.174)	-0.228^(0.152)	-0.234^(0.151)
R^2	0.098	0.098	0.083	0.089

주 : ^p<0.10(단측) *p<0.10(양측) **p<0.05(양측) ***p<0.01(양측)
산업대분류를 독립변수에 포함하고 있으나 간명한 표 정리를 위해 여기에 보고하지 않고 있음.

12) 참고로, 2000년대 초반 자료를 분석한 윤진호(2004)와 윤윤규(2008)에서는 각각 노동조합의 존재가 고용조정에 영향을 미치지 않거나, 유노조기업의 고용탄력성이 낮은 것으로 나타나고 있다. 이들 연구와 본 연구의 차이가 자료의 시기적 차이에서 비롯되는 것인지, 분석모형의 차이에서 기인하는 것인지는 여기서 확인되고 있지 않다.

B. 노동조합과 경영성과 : OLS(N=423)

	종속변수 = 1인당 영업이익	
	2005	2007
상수	1.027(2.093)	2.685(2.446)
유노조	-0.137(0.230)	0.052(0.255)
인당 유형자산	0.001***(0.000)	0.001^(0.000)
log(고용)	0.228**(0.093)	0.244**(0.103)
비정규직 비율	-0.010**(0.005)	-0.006(0.007)
복수사업체	0.120(0.229)	0.262(0.257)
기업연령	-0.005(0.007)	-0.009(0.008)
주당 근로시간	-0.041**(0.018)	-0.047***(0.017)
R^2	0.216	0.156

주 : ^p<0.10(단측) *p<0.10(양측) **p<0.05(양측) ***p<0.01(양측)
산업대분류를 독립변수에 포함하고 있으나 간명한 표 정리를 위해 여기에 보고하지 않고 있음.

C. 노동조합과 고용조정 : 로짓모형(N=421)

	종속변수 = 고용조정 실시/계획	
	2005	2007
상수	-10.394(175.700)	-9.300(193.700)
유노조	0.552(0.248)	0.467*(0.270)
인당 영업이익$_{t-1}$	-0.225***(0.065)	-0.240***(0.057)
Δ인당 영업이익	-0.001^(0.001)	-0.001(0.001)
상대적 임금수준	-0.002(0.153)	-0.103(0.179)
비정규직 비율	0.006(0.006)	0.012^(0.008)
복수사업체	0.181(0.251)	0.111(0.264)
기업연령	0.002(0.008)	0.000(0.008)
주당 근로시간	0.000(0.021)	-0.016(0.019)
-2 * Log-L	499.564	436.556

주 : ^p<0.10(단측) *p<0.10(양측) **p<0.05(양측) ***p<0.01(양측)
산업대분류를 독립변수에 포함하고 있으나 간명한 표 정리를 위해 여기에 보고하지 않고 있음.

있다. 그것을 체크하기 위한 마지막 단계로서, 임금인상률을 종속변수로 하는 회귀모형에서 고용조정의 실시·계획을 포함한 경우와 그렇지 않은 경우 노동조합의 계수에 변화가 있는지를 검토한 결과가 <표 3>의 <패널 A>에 정리되어 있다. 그 결과를 보면, 약간의 차이이기는 하지만 노동조합 계수의 유의도가 줄어들고 있음을 볼 수 있다. 이상의 결과로 미루어 볼 때, 우리나라에서도 고용조정이 노동조합의 임금인상률 효과에 매개변수 역할을 할 가능성이 약하게나

마 존재하고 있다.

<표 4>에 정리된 노동조합 특성별 임금인상률 효과들도 2005년보다 2007년

〈표 4〉 노동조합의 특성과 임금인상률

	종속변수= 임금인상률					
	2005			2007		
	(1) (N=423)	(2) (N=329)	(3) (N=423)	(4) (N=423)	(5) (N=301)	(6) (N=423)
상수	12.212 (3.874)	13.624 (3.783)	12.095 (3.899)	6.041 (3.569)	8.037 (3.628)	6.187 (3.597)
노조조직률	-0.005 (0.005)	-	-	-0.013*** (0.004)	-	-
파업	-	-0.407 (0.953)	-	-	-0.520 (0.900)	-
한노총	-	-	-0.371 (0.461)	-	-	-0.900** (0.405)
민노총	-	-	-0.265 (0.625)	-	-	-1.179** (0.551)
독립노조	-	-	-1.000 (1.097)	-	-	-1.590* (0.902)
인당 영업이익$_{t-1}$	0.247** (0.105)	0.163^ (0.110)	0.252** (0.105)	0.138* (0.079)	-0.043 (0.091)	0.152* (0.079)
Δ인당 영업이익	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
고용조정	0.025 (0.378)	-0.612^ (0.405)	0.009 (0.380)	-0.596^ (0.361)	-1.108*** (0.406)	-0.606* (0.363)
비정규직 비율	0.003 (0.010)	0.008 (0.012)	0.003 (0.010)	0.008 (0.011)	0.006 (0.013)	0.008 (0.011)
복수사업체	0.183 (0.427)	0.291 (0.461)	0.180 (0.428)	-0.075 (0.373)	-0.345 (0.429)	-0.114 (0.375)
기업연령	-0.029** (0.013)	-0.031** (0.013)	-0.030** (0.013)	0.001 (0.011)	0.001 (0.012)	0.000 (0.011)
주당 근로시간	-0.013 (0.033)	-0.035 (0.036)	-0.013 (0.033)	0.000 (0.025)	-0.001 (0.027)	-0.001 (0.026)
log(고용)	-0.293* (0.173)	-0.404** (0.180)	-0.303* (0.175)	-0.218^ (0.151)	-0.417** (0.172)	-0.225^ (0.152)
R^2	0.099	0.145	0.099	0.094	0.106	0.091

주 : ^ p<0.10(단측) * p<0.10(양측) ** p<0.05(양측) ***p<0.01(양측)
산업대분류를 독립변수에 포함하고 있으나 간명한 표 정리를 위해 여기에 보고하지 않고 있음.

에 통계적 유의도가 더 높다. 우선 노동조합의 주체역량을 가리키는 변수인 노조조직률의 경우 계수 추정치가 2005년에는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을 가지고 있지만 2007년에는 α=0.05 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지고 있다. 여기에는 보고하지 않았지만, 유노조 표본을 대상으로 한 회귀분석에서도 노조조직률의 임금인상률 영향은 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값이다. 이상의 결과들을 종합해 볼 때 노조조직률은 임금인상률에 미치는 영향이 없거나 부정적인 것으로 나타나고 있다.

<표 4>에는 파업이 임금인상률에 미치는 영향도 정리되어 있는데, 그 추정치는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을 보이고 있다. 이 결과는 임금교섭에서 파업의 파괴력이 약해지고 있거나 또는 노동조합의 파업이 임금인상보다는 고용조정과 같은 수세적 쟁점을 둘러싸고 발생하고 있기 때문인 것으로 보이는데, 추정계수가 통계적 유의성은 없지만 음수인 점으로 미루어 볼 때 후자일 가능성이 높다. 이처럼 노동조합이 수세적 국면에서 파업을 조직하는 경우 고용조정을 회피하거나 또는 그 규모를 완화하기 위해 임금인상을 양보할 수 있기 때문이다.

마지막으로 <표 4>에 소속 상급단체가 임금인상률에 어떤 영향을 미치고 있는가에 관한 추정 결과도 정리되어 있다. 여기서 소속 상급단체는 노동조합의 성격에 대한 대리변수로 사용되고 있다. 민주노총 계열 노동조합은 전투적인 투쟁노선을 견지하는 경향이 있고, 비가맹노조들은 사용자 측과 분규를 경험한 이후 상급단체에서 탈퇴한 노조들인 경향이 있다. 그 결과를 보면, 2005년에는 소속 상급단체가 임금인상률에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않지만, 2007년에는 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있다. 여기에는 보고하고 있지 않지만, 유노조기업 표본만을 대상으로 한 회귀분석에서는 비가맹노조의 임금인상률이 한국노총이나 민주노총 계열 노조들보다 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을 가지고 있다. 그리고 <부표 2>에 소속 상급단체가 군필 남성 고졸 초임 수준에 어떤 영향을 미치고 있는가에 관한 회귀분석 결과가 정리되어 있는데, 비가맹노조의 임금수준이 무노조기업의 임금수준과 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 이 점에서 비가맹노조의 임금효과가 다른 상급단체 소속 노동조합들보다 낮은 경향을 보이고 있음을 알 수 있다. 그런데

본 연구의 기초통계는 비가맹 노동조합의 비율이 2005년에서 2007년 사이에 증가하고 있음을 보여주고 있는데, 이 점에서도 임금결정에서 노동조합의 영향력이 감소하는 한 이유를 알 수 있다.

Ⅴ. 결 론

이상으로 본 연구는 한국노동연구원의 「사업체패널조사」 1~2차년도 자료를 이용하여 2005년과 2007년에 노동조합의 임금인상률 효과를 실증적으로 분석하고, 경영성과와 고용조정, 그리고 노동조합의 특성 변화 등을 중심으로 해서 그 원인의 실증적 근거 찾기를 시도하였다. 본 연구의 기본 분석모형은 노동조합의 교섭력을 독립변수로 포함한 내쉬의 임금교섭 모형이었다.

기초통계 분석 결과는 2005년과 2007년 공히 유노조기업의 임금인상률이 무노조기업의 그것보다 낮게 나타나고 있음을 보여주고 있다. 이 결과는 2003년 이후 유노조-무노조 임금격차가 줄어들고 있다는 김장호(2008)의 연구 결과와 일관된다. 그리고 2005년과 2007년 사이에 무노조기업으로 전환된 사업체가 3군데 발견되고 있고, 상급단체 중 비가맹노조와 한국노총 계열 노동조합의 비율이 증가하고 민주노총 계열 노동조합의 비율이 낮아지고 있다. 두 해 모두 파업이 발생한 사업체의 비율은 이전보다 낮은 상태에 있다. 인당 영업이익은 유노조기업이 더 높지만, 고용조정을 실시하거나 계획했던 기업의 비율이 유노조기업에서 더 높게 나타나고 있다.

회귀분석 결과는 노동조합의 존재가 임금인상률에 미치는 영향이 2005년에는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을, 2007년에는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지고 있는 것으로 나타나고 있다. 그리고 고용조정의 실시 또는 계획이 임금인상에 미치는 영향도 2005년에는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을, 2007년에는 약하게 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지고 있다. 그리고 2007년에 고용조정은 유노조기업에서 더 많이 발생하고 있기 때문에 그것은 약하게나마 노동조합의 임금인상률 효과에 매개변수 역할을 할 가능성이 있음을 보여주고 있다. 반면에 1인당 영업이익으로 측정된 경영성과는 2005년

과 2007년 공히 임금인상률에 통계적으로 유의한 양의 영향을 미치고 있지만, 노동조합의 임금인상률 효과에 매개변수 역할을 하고 있지 않은 것으로 보인다. 이상의 결과들은 2000년대 중반 이후 노조의 임금인상률 효과가 약화되고 있으며, 그 배경에 약하게나마 고용조정이나 또는 고용조정 위협이 자리잡고 있음을 시사한다. 고용조정은 2005년에도 많이 존재했지만 그것이 임금인상률에 부정적 영향을 미치는 것이 2007년에만 나타나는 이유는 노동조합이 자신의 힘으로 고용조정을 방어해 내지 못하게 되는 상황이 점차 많아져 가고 있는 점과 관련이 있는 것으로 보인다. 이러한 상황은 2000년대 중반에 노동조합들이 몇 개의 대기업에서 경험했던 파업 패배에 기인하는 것으로 추측된다.

노동조합의 특성들 중 노조 조직률과 상급단체 등의 변수들은 임금인상률에 2005년에는 통계적으로 유의하지 않은 영향을, 2007년에는 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있다. 이 추정 결과들을 비가맹노조와 한국노총 계열 노조의 비율 증가 및 민주노총 계열 노조의 비율 감소와 연계하여 생각해 보면, 2005년과 2007년 사이에 발생하고 있는 노조 임금인상률 효과 차이 중 일부는 노동조합의 연성화에서 기인할 가능성이 있다. 반면에 파업은 임금인상률에 2005년과 2007년 공히 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있었다. 이상의 결과들을 종합해 보면, 전반적으로 노동조합의 주체 역량을 구성하고 있는 조직률이나 파업, 전투성 등의 특성들이 임금인상률에 미치는 영향력이 줄어들었을 가능성이 있음을 알 수 있다. 우리나라의 1987년 이후 노사관계의 특성들이 바로 노조조직률, 파업, 전투성 등이었다는 점을 감안해 보면, 2000년대 중반 이후에는 그 특성들이 근로자들의 근로조건을 개선하는 효과성이 떨어지고 있으며, 그 결과 노동조합의 연성화도 부분적으로 약하게나마 진행되고 있는 것으로 보인다. 1990년 말의 금융위기와 달리 이번 금융위기 시에는 파업이 극히 제한적으로만 발생한 한 이유도 노동조합의 이런 변화와 관련이 있는 것으로 보인다. 이런 점에서 우리나라 노동조합들의 운동 방식에 전반적인 변화 조짐들이 발생하고 있으며, 향후 전임자 축소와 복수노조 허용 등의 국면들을 적절하게 대응하지 못하게 되면 그 경향들이 더욱 강화될 가능성이 있다.

임금인상률 결정에 대한 노동조합의 영향력이 떨어지게 되면 그것의 간접효과로서 무노조기업의 임금인상률도 떨어지기 때문에 노동조합의 영향력이 약

화되더라도 노조의 임금 프리미엄이 둔화되거나 약간 감소하는 정도이지 전반적인 하락추세로는 떨어지지 않는 경향이 있다(Kaufman, 2002; Kochan et al., 1986). 본 연구의 분석대상인 2000년대 중반에 우리나라는 유노조기업의 임금인상률이 무노조기업보다 더 낮은 것으로 나타나는 특이한 모습을 보이고 있다. 본 연구에서 밝혀진 한 가지 이유는 고용조정이다. 유노조기업에서 고용조정 가능성이 더 높고, 그것을 통해서 유노조기업의 임금인상이 억제되고 있는 것이 확인되고 있지만, 통계적 유의도가 약하기 때문에 그것만으로 최근의 유노조-무노조 간 임금인상률 역전 현상을 충분히 설명할 수 있는 근거로 보기는 어려워서 향후 다른 추가적인 요인들을 찾는 연구가 필요한 것으로 보인다.

이와 관련해서 생각해 볼 수 있는 한 가지 고려사항은 최저임금의 인상률이다. 최저임금의 인상률은 임금수준이 낮은 무노조기업의 근로자들에게 더 많은 영향을 미칠 가능성이 높은데, 2000년대 이후 최저임금 인상률이 매우 가파른 인상률을 보여왔다. 이처럼 높은 최저임금액의 인상률이 무노조기업의 높은 임금인상률을 압박하고 있지만 유노조기업이 그 정도의 인상률을 따라잡기가 힘들기 때문에 유노조-무노조 임금인상률의 역전 현상이 발생했을 가능성이 있지만 본 연구의 분석틀과 자료가 그것을 연구하기에 적합하지 않아서 여기에서는 그것을 다루지 못했음을 본 연구의 한계로 밝히고자 한다. 다만, 최저임금 인상률이 2007년(12.3%)뿐 아니라 2005년에도 13.1%의 높은 인상률을 보이고 있고, 영향률도 2005년의 8.8%와 2007년의 11.9% 사이에 현격한 차이를 보이는 것은 아니기 때문에 최저임금액의 인상률만으로 2005년과 2007년 사이의 노조임금인상률 효과 차이를 충분히 설명하기는 어려울 것으로 보인다.

마지막으로 유노조-무노조의 임금인상률 역전 현상을 이해하기 위해서는 우리나라에서 유노조-무노조기업의 임금격차가 어느 정도까지 확대될 수 있는지에 대한 평가가 필요한 것으로 보인다. 자본주의적 시장경쟁 속에서 유노조기업이 감내할 수 있는 유노조-무노조 임금격차가 얼마인지 통계적으로 추정하기는 쉽지 않더라도 그 격차의 무한한 확대를 용인한다고 보기는 어렵다. 이런 점에서 유노조-무노조 임금격차에 대한 유노조기업의 반발점이 존재할 것으로 추론할 수 있는데, 그 반발점에 가까워질수록 노동조합의 임금프리미엄을 높이기는 어려워지며 그만큼 노동조합의 결집력이 약화될 가능성이 있는 것으로 보

인다. 이 문제와 관련해서 2000년대 중반에 우리나라의 유노조-무노조 임금격차가 얼마나 감내될 수 있는 상태인지를 평가하는 것이 중요하기 때문에 추후 그에 관한 실증연구가 필요한 것으로 보인다. 본 논문에서는 그것을 직접적으로 다루고 있지 않지만, 분석 결과는 그동안 계속 확대되어 왔던 유노조-무노조 간 임금격차가 2000년대 중반에 들어서면서 시장의 반발에 부닥치고 있을 가능성도 배제할 수 없음을 보여주고 있다. 다만, 본 연구는 2005년과 2007년만을 분석대상으로 삼고 있어서 유노조-무노조 임금인상률 역전 현상이 일시적인 현상인지 아니면 추세적인 변화를 의미하는지 확정하기는 힘든 상태이기 때문에 그 이후 시기의 임금교섭 결과에 대한 실증연구들을 통해서 보완될 필요가 있다.

참고문헌

김우영 · 최영섭.「노동조합의 임금 프리미엄은 존재하는가?」.『노동경제논집』19 (1) (1996): 29-52.

김장호.「노동조합 임금효과의 변화: 1988~2007」.『노동경제논집』31 (3) (2008): 75~105.

노용진 · 김동우.『2004년 임금교섭 실태와 정책과제』. 노동부, 2005.

노용진 · 이규용.「동태적 협약임금인상률 결정과정의 분석」.『산업관계연구』11 (2) (2006): 85~105.

류재우.「노동조합의 임금과 고용효과」.『노동경제논집』28 (1) (2005): 105~133.

윤윤규.「노동조합과 고용조정」.『노동경제논집』31 (2) (2008): 35~72.

윤진호.「고용조정과 노동조합의 역할: 과연 노동조합은 고용조정에 영향을 미쳤는가?」.『산업노동연구』10 (2) (2004): 89~122.

조동훈.「패널자료를 이용한 노동조합의 임금효과 분석」.『노동경제논집』31 (2) (2008): 103~128.

조우현 · 유경준.「노동조합 가입성향의 결정요인과 노조의 상대적 임금효과」.『경제학연구』45 (3) (1997): 99~127.

조효래.「대기업 노사관계와 노동조합의 전투성」.『산업노동연구』11 (2) (2005): 229~260.

Binmore, K., and P. Dasgupta. *The Economics of Bargaining.* NY: Basil Blackwell, 1987.

Blanchflower, D. G. and A. Bryson. "Changes over Time in Union Relative Wage Effect in the UK and the US Revisited." NBER Working Paper 9395(2002).

Cartter, A. *Theory of Wage and Employment.* Homewood, IL, Irwin, 1959.

Doiron, D. "Bargaining Power and Wage-Employment Contracts in a Unionized Industry." *International Economic Review* 33 (1992): 583~606.

Fellner, W. *Competition Among the Few*. NY: Knopf, 1949.

Kaufman, B. E. "Models of Union Wage Determination: What Have We Learned Since Dunlop and Ross?" *Industrial Relations* 41 (1) (2002): 110~158.

Katz, H. C. and T. A. Kochan. *An Introduction to Collective Bargaining and Industrial Relations*. McGraw-Hill, 1992.

Kochan, T. A., H. C. Katz, and R. B. McKersie. *The Transformation of American Industrial Relations*. NY: Basic Books, 1986.

McDonald, I. and R. Solow. "Wage Bargaining and Employment." *American Economic Review* 71(1981): 896~908.

Mellow, W. "Unionism and Wages: A Longitudinal Analysis." *The Review of Economics and Statistics* 63 (1) (1981): 43~52.

〈부표 1〉 산업 분포 : 대분류(9차 기준)

	2005		2007	
	무노조(N=227)	유노조(N=196)	무노조(N=230)	유노조(N=193)
제조업	0.608(0.489)	0.638(0.482)	0.609(0.489)	0.637(0.482)
전기 가스 수도업	0.009(0.094)	0.031(0.173)	0.009(0.093)	0.031(0.174)
하수, 폐기물처리, 원재료생, 환경복원업	0.004(0.066)	0.010(0.101)	0.009(0.093)	0.005(0.072)
건설업	0.053(0.224)	0.046(0.210)	0.061(0.240)	0.036(0.187)
도소매업	0.093(0.290)	0.041(0.198)	0.087(0.282)	0.047(0.211)
운수업	0.031(0.173)	0.143(0.351)	0.026(0.160)	0.150(0.358)
숙박 음식점업	0.018(0.132)	0.010(0.101)	0.017(0.131)	0.010(0.102)
출판, 영상, 방송통신, 정보서비스업	0.048(0.215)	0.036(0.186)	0.048(0.214)	0.036(0.187)
부동산, 임대업	0.004(0.066)	0.000(0.000)	0.004(0.066)	0.000(0.000)
전문, 과학, 기술서비스업	0.075(0.264)	0.005(0.071)	0.074(0.262)	0.005(0.072)
사업시설관리, 사업지원 서비스업	0.035(0.185)	0.010(0.101)	0.035(0.184)	0.010(0.102)
교육서비스업	0.000(0.000)	0.000(0.000)	0.000(0.000)	0.000(0.000)
보건 사회복지서비스업	0.018(0.132)	0.010(0.101)	0.017(0.131)	0.010(0.102)
예술 스포츠, 여가관련서비스업	0.004(0.066)	0.015(0.123)	0.004(0.066)	0.016(0.124)
협회, 단체, 수리, 기타 개인서비스업	0.000(0.000)	0.005(0.071)	0.000(0.000)	0.005(0.072)

〈부표 2〉 임금수준 결정모형(N=330)

	종속변수 = log(고졸 초임)			
	2005		2007	
상수	2.507(0.121)	2.496(0.121)	2.815(0.144)	2.804(0.143)
유노조	0.124***(0.026)	-	0.102***(0.027)	-
한국노총	-	0.109***(0.028)	-	0.088***(0.028)
민주노총	-	0.178***(0.041)	-	0.164***(0.041)
비가맹	-	0.106^(0.082)	-	0.020(0.076)
인당영업이익$_{t-1}$	0.015**(0.006)	0.016***(0.006)	0.007^(0.005)	0.007^(0.005)
비정규직 비율	0.001(0.001)	0.001(0.001)	-0.002***(0.001)	-0.002***(0.001)
복수사업체	0.011(0.025)	0.013(0.025)	0.020(0.026)	0.025(0.026)
기업연령	0.000(0.001)	0.000(0.001)	0.000(0.001)	0.000(0.001)
주당 근로시간	-0.001(0.002)	-0.001(0.002)	-0.004**(0.002)	-0.004**(0.002)
log(고용)	0.047***(0.010)	0.045***(0.010)	0.054***(0.010)	0.052***(0.010)
R^2	0.305	0.312	0.340	0.350

주 : ^p<0.10(단측) *p<0.10(양측) **p<0.05(양측) ***p<0.01(양측)
산업대분류를 독립변수에 포함하고 있으나 간명한 표 정리를 위해 여기에 보고하지 않고 있음.

abstract

On Wage Bargaining Outcomes in the Mid-2000s

Yongjin Nho

This study examines empirically whether the wage increase rate of the union sector is lower than that of the-non-union sector in the mid-2000s in Korea, and why. I adopt the generalized Nash bargaining model. The results of this study indicate that the wage increase rate of the union sector is really lower than that of the-non-union sector in 2007, but not in 2005. It is also indicated that employment adjustment has a weak negative effect on wage increase rate only in 2007, and that employment adjustment is likely to act as a mediator between trade union and wage increase rate. On the other hand, one-year lagged operating income per capita has positive effects on wage increase rate both in 2005 and 2007, but it is not supported as a mediator. Trade union characteristics such as unionization rate, strike, and types of federation affiliated do not have significantly positive effects on wage increase rate, and some of them have rather negative effects. The rates of the non-union sector, independent unions, and KFTU are higher in 2007 as compared to 2005, and the softer trend may affect the negative effect of trade union on wage increase rate. Finally the interpretation and implication of the study results for the Korean IR trends are discussed.

Keywords : wage bargaining outcomes, bargaining power, union wage premium, IR dynamics