

노동조합은 근로자의 임금불평등에 어떠한 영향을 미치는가? : 1998-2014년 노동조합 임금효과의 임금분위별 변화추이 분석

김 창 오*

본 연구는 1998년 이후 노동조합이 우리나라 근로자의 임금불평등에 어떠한 영향을 미쳤는지를 규명하기 위하여 수행되었다. 이를 위해 1998-2014년 한국노동패널 자료를 사용하여 임금분위별 노조조직률과 노조임금효과의 변화추이를 기술하였고, RIF 회귀분석모형을 통해 지니계수로 측정되는 임금불평등에 대한 노동조합의 영향을 분석하였다. 연구결과 노조조직률은 0.5분위 이상 중상위 임금근로자에서 높게 나타났으며 2000년 후반에 들어 점차 0.7분위 이상 고위 임금근로자에게로 집중되는 것으로 관찰되었다. 임금분위별 노조임금효과는 0.4분위 이상 중상위 임금근로자에 한하여 유의하였으며 0.7-0.8 분위에서 가장 높은 것으로 나타났다. 노동조합은 2006년까지 전체 임금분포의 지니계수를 0.01~0.053 정도 유의하게 낮추었으나, 이와 같은 임금평준화 효과는 2007년 이후 크게 감소하여 통계학적 유의성을 상실하였다. 결과적으로 우리나라에서 노동조합은 전체 근로자의 임금불평등을 감소시키는 효과가 미약하며 앞으로 이중노동시장의 확대 경향과 함께 저소득 비노조부문의 임금을 하락시키는 불평등 증가효과가 발생할 우려가 크다. 향후 노동조합이 공정한 분배에 대한 사회정의를 확산시키는 주체로 인정되기 위해서는 전통적인 노동계급을 넘어서는 이해관계의 재인식과 사회운동과 연관된 집합행동과의 결합이 보다 중요할 것으로 평가된다.

1. 서론

일찍이 우리나라는 고도성장과 낮은 불평등을 동시에 이룩한 유례없는 국가로 잘 알려져 왔다 (Fields & Yoo, 2000). 하지만 1997년 외환위기 이후 한국사회에서 소득불평등은 급격히 증가하였으며, 이는 비정규직으로 대표되는 이중 노동시장(dual labor market)과 그에 따른 임금불평등에 의한 결과로 이해되고 있다(Jones & Urasawa, 2014). 2014년 현재 우리나라의 임금 90/10분위 비율은 4.71으로 OECD 국가 중 세 번째로 높다. 우리나라에서 비정규직은 정규직으로 가는 가교(bridge)이기보다는 함정(trap)에 가까운 특성을 갖고 있다는 점에서 이와 같은 임금불평등은 한동안 지속될 가능성이 높아 보인다(남재량·김태기, 2000; 성재민, 2014).

임금불평등은 임금결정에 관련한 시장요인과 제도요인 모두에 기인한다. 이중 노동조합은 1980년대 이후 전 세계적으로 증가한 임금불평등을 설명하는 중요한 제도요인으로 활발히 연구되어져

*서울대학교 사회복지학과 박사과정

왔다(Hildreth, 1999; Mosher, 2007; Jacob & Myers, 2014). 대표적으로 Card(2001)는 1970년부터 1990년까지 미국에서 발생한 임금불평등의 15-20%는 이 시기에 감소된 노동조합 조직률로 설명될 수 있음을 보여주었다. 대체로 영국, 미국, 멕시코 등에서 이루어진 실증연구들은 노동조합의 유의한 임금불평등 감소효과를 보고하고 있다(Freeman & Medoff, 1984; Leslie & Pu, 1995; Fairris, 2003). 임금불평등을 하위계층과 상위계층 임금효과로 나누어 분석하였을 때 노동조합은 특히 상위 10% 근로자에 의한 임금불평등을 완화시키는 것으로 알려져 있다(DiNardo et al., 1996).

그렇다면 우리나라에서도 이와 같은 노동조합의 임금평준화 효과는 유의하게 관찰되고 있는가? 비록 많은 연구자에 의해 노동조합이 성별, 생산직·비생산직 또는 정규직·비정규직의 임금 격차에 미치는 영향에 대한 연구가 이루어져 왔으나(이정우·남상섭, 1994; 김유선, 2003; 김기승·김명환, 2013; 김정우, 2014), 노동조합이 전체 근로자의 임금분위별 임금분포에 미치는 영향을 분석한 연구는 많지 않았다(강승복·박철성, 2014). 특히 2000년대 이후 노동조합 임금효과의 변화추이를 체계적으로 분석한 연구는 쉽게 찾아볼 수 없었는데, 이는 1998년 외환위기 이후 한국에서 이중 노동시장에 따른 임금불평등이 매우 중요한 논의로 등장하였음을 고려하였을 때 이에 대한 노동조합의 효과가 총체적으로 검증되지 못한 것은 다소 의외라 하겠다.

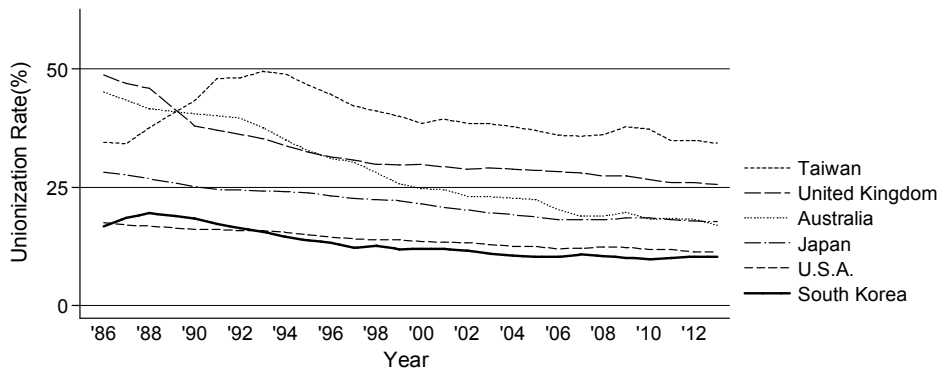
본 연구는 노동조합이 1998년 이후 우리나라 근로자의 임금불평등에 어떠한 영향을 미쳤는지를 실증적으로 분석하고자 하는 목적에서 진행되었다. 이를 위해 본 연구에서는 1) 1998년부터 2014년까지 임금분위별로 노동조합 조직률과 임금효과가 어떻게 나타나는지를 분석하고, 2) 한국사회에서 노동조합이 지니계수로 측정한 전체 근로자의 임금불평등에 어떠한 영향을 주었는지를 보여줄 것이다. 본 연구의 결과는 향후 임금불평등 중재를 논의하기 위한 기초자료로 활용될 수 있다. 또한 본 연구를 통해 노동조합의 이해관계가 결코 조합원 내에 국한되어 있지 않음을 보여줌으로 노동조합의 관심을 사회정의와 관련된 시민사회적 의제로 확대시키는데 기여할 수 있을 것이다.

II. 이론적 논의 및 연구의 분석 틀

1. 노동조합의 임금효과

우리나라에서 노동조합의 임금효과는 노동운동이 폭발적으로 늘어난 1987년 이후 유의한 현상으로 관찰되고 있다. 1970-1980년대 직종별 임금자료에 대한 시계열 연구에 따르면, 노동조합의 임금효과는 노동운동의 강도와 비례하는 것으로 나타났으며, 1976년에 1.8%, 1981년에 0.5%, 1986년에 -1.4%였으나 1988년에는 8.4%로 크게 상승하였다(배무기, 1990). 1990년 이후 분석에 따르면 노동조합의 임금효과는 0-4% 수준으로 꾸준히 유지되다가 1997년 외환위기 이후 또 다시 7-8%대로 급증하는 것으로 나타난다(류재우, 2005). 두 시기에 이루어진 노동조합 임금효과의 급증은 각각 서로 다른 요인으로 설명된다. [그림 1]에서 볼 수 있듯이 1989년 노조조직률은 19.8%로 최고점을 기록하였으므로 노동조합의 권력자원(power resource)이 임금효과를 주도한 것으로 추론할 수 있

다(Jacob & Myers, 2014). 반면 1997년은 노조조직률이 10% 초반으로 하락했던 시기로 노조조직률을 보다는 경제위기 이후 증가된 단체교섭(collective bargaining) 능력에 의한 것으로 설명된다. Lewis(1963)의 연구에 의하면 노동조합의 임금효과는 경기변동과도 밀접한 연관이 있어 제2차 세계대전 이후 호황기 때는 5% 수준이었으나, 1930년대 대공황 시기에는 25%로 매우 크게 증가하였다고 하였다. 이는 노동조합이 호경기 때 임금을 인상시키기 보다는 불경기 때 임금인하에 저항하는 힘이 더 두드러진다는 사실을 시사하는 것이다(이정우, 2015).



[그림 1] 1986-2013년 6개 국가의 노동조합 조직률 변화추이 (고용노동부, 2014)

2. 노동조합의 임금불평등

노동조합의 임금효과는 불평등 연구에서 매우 중요한 주제로 다루어져 왔는데 이는 노동조합에서의 임금결정이 노동조합에 가입하지 않은 전체 근로자의 임금 수준에도 유의한 영향을 미치는 것으로 잘 알려져 있기 때문이다. 경제학자들은 이를 파급효과(spillover effect)와 위협효과(threat effect)로 흔히 대비하여 설명하곤 한다(Western & Rosenfeld, 2011). 시카고 대학의 Milton Friedman(1962)은 노조부문의 임금인상이 해당 부문의 고용을 감소시키고, 이로 인한 실업자가 비노조부문으로 이동함으로써 결과적으로 저소득 비노조부문의 임금이 하락하는 불평등 증가효과(inequality-increasing effect)가 발생한다고 하였다. 이와 같은 파급효과는 노동조합 조직률이 중상위층 근로자에서 보다 두드러지고 이에 따라 노동조합의 임금효과가 중상위층 근로자에게 집중되어 나타날 경우 보다 분명하게 나타나게 된다. 또한 노동조합의 파급효과는 미국, 영국, 캐나다와 같이 기업별 노조체계에서 보다 잘 설명되는데, 유럽과 같이 산업별 또는 국가 수준의 중앙단체교섭이 이루어지는 경우 노조부문과 비노조부문을 명확하게 구분하기가 어렵기 때문이다(Card et al., 2004).

이에 반하여 위협효과란 근로자들의 잠재적인 조직결성 위협에 비노조 기업주가 사전적으로 대응하여 비노조부문의 임금을 상승시키는 효과를 뜻한다. 이는 사용자들이 노조결성으로 인해 초래되는 노동비용 상승과 경영재량권 제한 등을 회피하기 위한 합리적인 선택으로 간주된다. Western과 Rosenfeld(2011)은 이에 대한 이론을 발전시켜 노동조합이 공정한 분배에 대한 윤리적 규범

(norm)을 확산시킴으로 전체 근로자의 임금불평등을 감소시키는 효과를 가진다고 설명한다. 역사적으로 노동조합은 1) 대중적 발언을 통한 문화적 경로(예를 들어, 노동조합중심 지역운동), 2) 사회정책을 통한 정치적 경로(예를 들어, 최저임금제, 의료보장제도 지지), 3) 노동시장을 통한 제도적 경로(예를 들어, 중앙임금협상) 등을 통해 윤리경제(moral economy)의 규범을 전체 근로자에게 확산시키는데 기여하였다. Western과 Rosenfeld(2011)에 따르면 1970년대까지 미국사회에서 노동조합은 모든 사람들의 공공선에 기여하는 조직으로 받아들여졌으며, 그 결과 비노조 기업들은 노동조합에서 이루어지는 임금협약의 내용을 주의 깊게 지켜보지 않을 수 없었다고 한다. 하지만 이와 같은 윤리적 규범은 1980년대 신자유주의를 대표하는 워싱턴 컨센서스(Washington Consensus)의 등장과 함께 점차 쇠퇴하였으며, 이와 같은 변화는 많은 학자들에 의해 1980년대 이후 미국에서 심각해진 임금불평등을 설명하는 주요 요인으로 보고되고 있다(Card, 2001; Jacob & Myer, 2014).

3. 본 연구의 가설과 분석틀

가. 연구가설

우리나라에서는 이와 같은 두 가지 상반된 이론 중 어떠한 이론을 통해 노동조합과 임금불평등의 관계를 보다 적절히 설명할 수 있는가? 한국사회에 보다 적합한 설명 틀을 찾기 위해서는 다음과 같은 우리나라에서 독특하게 관찰되는 상황적 맥락이 충분히 고려되어야 할 것이다. 첫째, 한국에서 노동조합 조직률은 10% 수준으로 국제수준 평균조직률 32.0%을 크게 밑돌고 있으며(Hayter & Stoevskar, 2011), 이 비율은 1998-2014년 기간 동안 큰 변화를 보이지 않고 있다. 둘째, 한국의 노동조합은 대기업 위주로 조직된 기업별 노조체제로 단체교섭의 중앙화와 조정 정도가 매우 낮다. OECD를 포함한 35개 국가에 대한 조사 자료에 따르면 우리나라의 단체협약 적용률은 12%로 조사 대상국가 중 최하위를 기록하였다(Venn, 2009). 셋째, 한국 노동시장에서 비정규근로자가 차지하는 비중은 세계 최고수준으로 매우 강한 이중 노동시장의 성격을 가지고 있다(Jones & Urasawa, 2014). 2015년 경제활동인구 부가조사 자료에 따르면 전체근로자의 32.0%가 비정규근로자이며 이들 중 92.6%가 열악한 근로조건에 있는 한시적·비정형근로자로 분류되고 있다(통계청, 2015). 또한 2007-2015년 기간 동안 정규직 대비 비정규직 임금비율은 63.5%에서 54.1%로 오히려 감소하여 두 집단의 임금격차는 더욱 심화되고 있다(통계청, 2008; 통계청, 2015). 하지만 비정규직의 노동조합 조직률은 2.9%에 불과하여 노동조합을 통한 임금평준화 효과를 기대하기가 쉽지 않다. 넷째, 2007년 시작된 비정규직 보호법에 의한 비정규근로자 감소는 대부분 300인 이상 사업장에서 이루어졌다. 300인 이상 사업체에서 비정규직 비율은 15% 감소한 반면(2008년 17.3% → 2012년 14.7%), 동기간 300인 미만 사업체에서는 거의 변화하지 않았다(30-299인 사업체 28.1% → 28.1%, 30인 미만 사업체 39.8% → 39.7%). 결국 2000년 후반에 들어서 ‘대기업=정규직’과 ‘중소기업=비정규직’으로 공식화되는 노동시장의 이중화(dualism)는 더욱 심화되는 추세에 있다.

이와 같은 특징들은 모두 노동조합의 임금균등화 효과가 충분히 나타나지 못하게 하는 조건들로

작용할 가능성이 높다. 우선 중앙단체교섭은 임금표준화(wage rate standardization)를 통해 동일한 직무를 수행하는 노동자들 사이의 임금격차를 축소시킬 뿐 아니라 공정한 보상에 대한 윤리적 규범을 전체 시장에 확대시킴으로 임금불평등을 완화시키는 중요한 기전이다. 하지만 단체협약과 고용보호에 대한 OECD 보고서에 따르면 한국은 노동조합의 단체협약을 통해 법령 이상의 고용보호를 기대하는 것이 거의 불가능한 국가로 분류되어 있다(there are very few, if any, cases where collective agreements contain provisions more generous than those in legislation; Venn, 2009, pp.17). 또한 점차 심화되는 노동시장의 이중화는 Milton Friedman이 주장하는 파급효과를 유력하게 하는 중요한 조건이 된다. Milton Friedman의 가설이 성립하기 위해서는 1) 우선 노동시장이 중상위임금 노조부문과 저임금 비노조부문으로 구별되어야 하며, 2) 다음으로 근로자의 임금인상이 노조부문에 한정하여 발생되어야 한다. 불행히도 1998년 이후 한국에서는 정규직 노조부문(노조조직률 12% 수준)과 비정규직 비노조부문(노조조직률 3% 수준)으로의 구별이 시작되었으며, 특히 2008년 이후에는 대기업 정규직 노조부문(300인 이상 사업체 노조조직률 2008년 45.4% → 2013년 47.7%)과 중소기업 비정규직 비노조부문(100-299인 사업체 노조조직률 2008년 13.6% → 2013년 8.6%)으로 나누어지는 노동시장의 이중화가 더욱 심화되는 경향이 관찰된다(김정한 등, 2009; 박종희 등, 2014). 따라서 본 연구에서의 실증적 관찰을 통해 노동조합의 임금효과가 중상위소득 계층에 집중되어 발생하는 것이 확인된다면, 우리는 앞으로 한국사회에서도 Milton Friedman이 우려했던 노동조합의 불평등 증가효과가 발생할 것으로 예측할 수 있다.

결국 본 연구는 다음과 같은 연구가설을 제시하고 이를 실증적으로 검증하고자 한다.

1) 1998년 이후 이중 노동시장의 심화 경향에 따라 노동조합 조직률은 점차 중상위 임금계층으로 이동하였을 것이다.

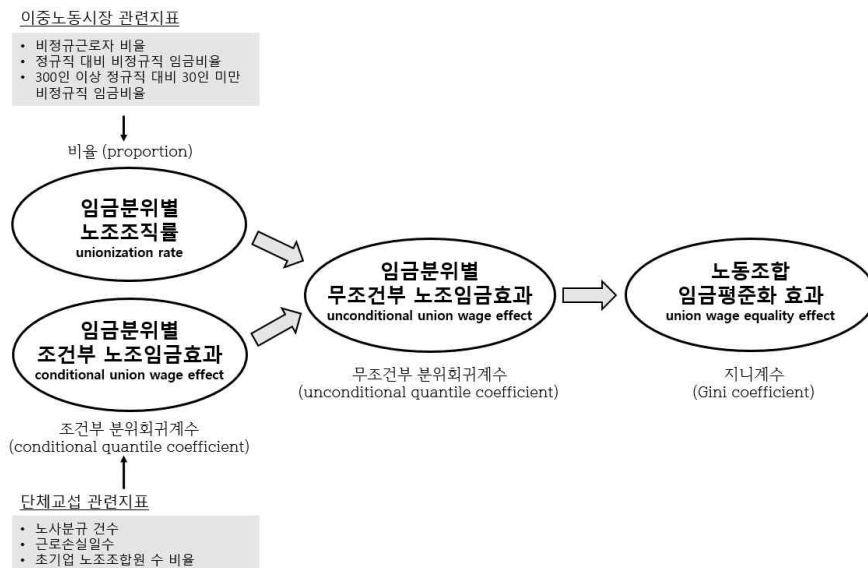
2) 임금분위별로 상이한 노동조합의 분포는 중앙단체교섭을 기대하기 어려운 기업별 노조 환경에서 임금분위별로 상이한 단체교섭 능력으로 파편화될 것이다. 즉, 노동조합의 한계임금효과(marginal income effect)는 중상위 소득계층에서 증가하고 저소득계층에서 감소하는 방향으로 변화할 것이다.

3) 이와 같은 노동조합의 조직률과 한계임금효과의 임금분위별 차이는 주로 파급효과를 통해 전체 근로자의 임금분포를 불평등하게 만드는데 기여할 것이다. 즉, 노동조합은 지니계수로 측정된 전체 근로자의 임금불평등 수준을 점차 증가시키는 방향으로 작동할 것이다.

나. 연구 분석틀

[그림 2]는 이상의 연구가설을 검증하기 위한 연구 분석틀과 방법론을 도식적으로 표현한 것이다. 본 연구에서는 가장 먼저 1998-2014년 기간 동안 임금분위별 노조조직률의 추이를 기술하고, 몇 가지 이중 노동시장 관련지표들(예들 들어, 비정규근로자 비율, 정규직 대비 비정규직 임금비율 등)과의 상관성을 간략하게 비교·검토할 것이다. 다음으로 임금분위별 한계임금효과의 추이를 기술하기 위하여 조건부 분위회귀분석(conditional quantile regression analysis)을 실시하고 이를 통해

추정된 조건부 분위회귀계수(conditional quantile coefficient, CQC)의 변화추이를 기술할 것이다. 이때 CQC로 표현된 노동조합의 한계임금효과가 초기업 노조조합원 수 비율, 노사분규 건수, 근로손실일수 등 단체교섭 관련지표들과 상관관계가 있는지를 간략히 고찰하도록 한다. 다음으로 노동조합의 가입이 1998-2014년 기간 동안 무조건부 임금분포에 어떠한 영향을 미치는지를 검증하기 위하여 무조건부 분위회귀분석(unconditional quantile regression analysis)을 실시할 것이다. 앞으로 다루겠지만 무조건부 분위회귀분석은 다양한 조건변수의 값을 현재 상황 그대로 놔둔 상태에서 분석을 실시하므로 관측시점에서 임금분위별 임금효과의 차이가 실제로 존재하는지를 확인할 수 있다. 마지막으로 시간에 따라 변화하는 노동조합의 임금불평등 효과를 보다 직관적으로 이해할 수 있도록 지니계수로 변환하여 기술할 것이다. 후술하겠지만 임금분포에 미치는 부산물(derivative)을 분석하는 recentered influence function(RIF) 회귀분석을 활용하면 우리는 노동조합이 연도별 지니계수에 미치는 영향을 효과적으로 분석할 수 있다.



[그림 2] 본 연구의 분석틀 및 분석방법

III. 연구방법

1. 자료원 및 연구표본

본 연구는 1998년부터 2014년까지 한국노동패널조사 1-17차년도 자료를 이용한 관찰연구이다. 한국노동패널은 도시지역에 거주하는 한국의 5,000가구와 가구에 속한 13,321명(15세 이상)을 대상으로 1년에 1회씩 조사를 실시하고 있으며, 17차년도까지 69%의 표본유지율을 기록하고 있다. 또

한 한국노동패널은 1차년도부터 모든 임금근로자의 가구특성과 경제활동 전반에 대해 조사하고 있을 뿐 아니라 노동조합 가입여부에 대한 설문을 담고 있어서 본 연구에서의 가설을 검증하기에 적합한 자료로 판단하였다.

연구표본은 1998-2014년 동안 주된 일자리에서 근무한 적이 있는 15-64세 임금근로자의 관측값으로 노동조합 가입여부, 임금수준 등 분석에 사용된 변수들에 대해 결측이 없는 71,759개 표본이다. 이들은 총 12,135명의 임금근로자의 반복관측값으로 구성되어 있으므로 개인당 약 5.9개의 관찰치가 분석에 사용되었다. 한국노동패널은 조건부 응답확률 및 추출률 등을 고려한 이후 조사표본이 연도별로 우리나라 전체 인구를 대표할 수 있도록 횡단면 가중치를 제공하고 있다. 본 연구에서 모든 분석은 연단위로 실시되었으며 횡단면 가중치(1-11차년도 98년도 가중치, 12-17차년도 09년도 가중치)가 적용되었다. 따라서 본 연구의 모든 연구표본은 독립적인 관측값으로 간주되었다.

2. 변수측정

임금분위별 노동조합 조직율의 변화추이를 기술하기 위한 분석에서 노동조합 가입여부는 ‘당신은 현재 노동조합에 가입하고 계십니까?’라는 질문에 ‘예’ 또는 ‘아니오’로 응답한 설문을 사용하였다. 이중노동시장 관련지표는 연도별 1) 비정규근로자 비율, 2) 정규직 대비 비정규직 임금비율, 3) 300인 이상 사업장 정규직 대비 30인 미만 사업장 비정규직 임금비율을 사용하였다. 비정규근로자는 2014년 경제활동인구조사에서 사용한 근로형태별 분류기준을 바탕으로 한시적근로자, 시간제근로자, 비전형근로자로 구분하여 측정하였다.¹⁾ 하지만 한시적근로자와 비전형근로자는 성격상 명확한 구별이 어려워 동일범주로 분류하였다. 한편 한국노동패널에서는 비전형근로의 많은 부분을 차지하는 파견·용역, 독립도급 및 가내근로에 대한 조사가 5차년도(2002) 이후에서야 이루어졌다. 따라서 본 연구에서 특히 1998-2003년 기간 동안 비정규근로자 비율이 과소측정되었을 가능성이 높다. 이를 보완하기 위하여 본 연구에서는 조사대상자 스스로 자신의 직업을 정규직 또는 비정규직으로 응답한 설문조사 결과를 함께 기술하였다. 이 설문은 3차자료(2001)를 제외하고 전체 기간 동안 측정되었다.

노동조합 임금불평등 효과의 변화추이를 기술하기 위한 분석에서 종속변수는 연도별 조건부 및 무조건부 임금분포이다. 임금근로자의 자가보고를 통해 측정된 월 명목임금은 분석 기간 동안의 소비자물가지수(2010년 기준)로 조정되어 월 실질임금으로 환산되어 사용되어졌다. 노동조합의 임금불평등 효과를 추정하기 위한 모든 분석과정에서는 대상자의 개인 특성요인(연령, 연령², 성별, 결혼상태, 가구주 여부, 교육수준)과 근로 특성요인(고용형태, 근로시간, 근속년수, 사업장규모, 직종 분류)이 교란변수로 분석에 포함되었다. 이때 근로시간은 주당 평균근로시간을 뜻하며, 근속년수는

1) 본 연구에서 한시적근로자는 임시직 또는 상용직으로 분류되나 1개월 미만의 계약조건이거나, 1년 미만의 계약조건으로 계속고용을 기대할 수 없을 경우로 정하였고, 시간제근로자는 파트타임·아르바이트로 일하거나, 같은 업무에 종사하는 사람들 보다 적은 시간동안 일하거나, 임금이 시간 단위로 지급되는 경우로 정하였으며, 비전형근로자는 일용직이거나, 파견 또는 용역근로이거나, 독립도급업 또는 가내근로자로 정하였다.

주된 일자리에 취업한 해로부터 현재까지의 시간을 년 단위로 측정된 것이다. 사업장규모는 현재 일자리의 전체 종업원 수로 약 15-25%의 연구표본에서 잘 모르겠다고 응답하였거나 무응답으로 처리되었다. 이들은 직장의 규모를 확인할 수 없는 비정형근로자일 가능성이 있으므로 본 연구에서는 이를 독립적 범주로 구분하였다. 직종분류는 전체자료의 연도별 비교가 가능하도록 표준직업 분류 5차년도(2000년코드)를 사용하여 재분류하였으며 빈도와 유사성을 고려하여 최종적으로 5개 범주로 구분하였다.

3. 분석전략

본 연구에서 노동조합이 임금분포에 미치는 영향은 분위회귀분석과 RIF 회귀분석을 통해 추정하였다. 두 가지 방법은 대표통계량이 중심부에 위치하지 않는 비대칭적 분포에 대하여 보다 효과적인 분석을 가능하게 하는 통계학적 방법론이다. Koenker와 Bassett(1978)에 의해 최초로 제안된 분위회귀분석은 선형회귀분석과 달리 회귀계수를 추정하는데 독립변수에 대한 종속변수의 조건부 평균(conditional mean) 대신 조건부 분위값(quantile)의 변화량을 사용한다. 연구자는 임금과 같이 우측으로 늘어진(skewed) 분포에 대한 독립변수의 영향을 추정하기 위해 10분위, 50분위, 95분위 등 적합한 분석위치를 선택할 수 있으므로 조건부 평균을 바탕으로 하는 선형회귀분석 보다 유연한 분석이 가능하다. 또한 분위회귀분석은 회귀계수 추정을 위하여 최소자승법을 사용하는 대신 잔차의 절대값을 최소화하는 방법을 사용하므로 잔차에 대한 엄격한 가정을 요구하지 않는다. 따라서 분위회귀분석에서 임금변수는 정규성 가정을 위해 굳이 로그-변환을 시키지 않아도 된다. 이는 해석상에 편리함을 줄 뿐 만아니라 수리적으로도 정확성을 높이는 것으로 알려져 있다(Hao & Naiman, 2007).

RIF 회귀분석은 이와 달리 범함수(statistical functional)를 사용하여 반드시 대칭적이지 않은 경험적 분포에 대하여 독립변수의 영향을 추정하도록 하는 방법이다. 범함수[T(·)]란 누적분포(F)를 알고 있을 때 요약통계량(Θ)을 산출할 수 있게 하는 함수로 평균(μ), 분산(σ²), pth 분위값(v_p), 지니계수(G) 등에 대해 다음과 같은 범함수식이 잘 알려져 있다(Essama-Nssah & Lambert, 2011). 결국 우리는 임금분포를 경험적으로 알고 있을 경우 다음과 같은 요약측정값을 손쉽게 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Theta &= T(F) \\ \mu_F &= T_\mu(F) = \int xF(x)dx \\ \sigma_F^2 &= T_{\sigma^2}(F) = \int (x-\mu)^2(x)dx \\ v_p &= T_{v_p}(F) = F^{-1}(p) \\ G &= T_G(F) = (1/\mu_F) \int F(x)[1-F(x)]dx \end{aligned}$$

하지만 1913년 프랑스 수학자 René Gâteaux는 경험적 분포에 극미량의 오차(δ_x)가 포함되었다면 범함수를 통한 추정은 정확할 수 없음을 증명하였다. 따라서 통계학적 관점에서 δ_x는 T(F)를 통해

추정한 요약통계량의 강건성을 저해하는 부산물(directional derivative)로 간주된다. 그러나 다른 한편으로 정책효과와 불평등을 연구하는 사회학자에게 δ_x 는 전체분포에 유의한 영향을 주는 것으로 확인된 고마운 함수로 이해되었으며 이에 보다 적극적인 의미에서 influence function이라고 불리우게 되었다. Influence function은 분포함수(F)에 발생한 매우 작은 혼란으로 분포통계량[$T(F)$]에 미치는 영향으로 해석된다. 예를 들어, $F(y)$ 를 임금에 대한 누적확률밀도함수라 하고, $T_{vp}(\cdot)$ 와 $T_G(\cdot)$ 를 분위값과 지니계수에 대한 범함수라고 하고, $H(y)$ 를 노동조합과 관련된 정책이 적용된 이후 변화된 오염분포(contaminated distribution)라고 하자. 이 경우 우리는 노동정책을 통해 변화된 분포상의 변화($F_y \rightarrow H_y$)를 다음과 같은 influence function($\nabla T_{F_y \rightarrow H_y}$)으로 표현할 수 있으며, 이를 통해 특정 노동정책이 전체 임금분위 또는 지니계수에 미치는 영향을 계량적으로 검정할 수 있게 된다.

$$\nabla T_{F \rightarrow H} = \left. \frac{d}{dt} T(tH + (1-t)F) \right|_{t=0} = \lim_{t \rightarrow 0} \frac{T(tH + (1-t)F) - T(F)}{t}$$

Firpo 등(2009)은 이와 같은 influence function에 약간의 변형을 더한 recentered influence function[RIF($y; T; F$) = $T(F) + IF(y; T; F)$]에 대한 선형회귀분석을 통해 독립변수(x)가 임금 등의 분포함수[$F(y)$]에 미치는 영향을 확인할 수 있음을 보여주었다. RIF 회귀분석의 장점은 노동조합 가입과 같이 개인적 수준에서 발생한 독립변수(x)의 변화가 전체 임금분포에 미치는 영향을 계산할 수 있다는 점에 있다. Firpo 등(2009)은 특별히 RIF 회귀분석을 $T(F)=F^{-1}(p)$ 에 적용하는 것을 무조건부 분위회귀분석이라고 명명하였다. 따라서 다수의 문헌에서 Koenker와 Bassett(1978)의 분위회귀분석은 조건부 분위회귀분석으로 불리우고 있다(Killewald & Bearak, 2010; (Fournier & Koske, 2012).

Firpo 등(2009)에 따르면 무조건부 분위회귀분석을 통해 추정된 회귀계수(unconditional quantile coefficient, UQC)는 조건부 분위회귀분석을 통해 추정된 CQC의 가중평균값(weighted average)이다. 이는 CQC와 UQC가 해석상에 약간 다른 의미를 가지고 있음을 뜻한다. 예를 들어, 저임금분위에서 높은 CQC가 관찰되었다 하더라도 이는 저임금근로자에서 노동조합의 임금효과가 높은 것으로 해석될 수 없다. 이는 모든 공변량이 일정하다는 가정하에서 조건적으로 성립하는 사실이기 때문이다(Killewald & Bearak, 2010). 그러나 저임금분위에서 높은 UQC가 관찰되었다면 이는 저임금근로자에서 높은 노동조합 임금효과가 존재한다고 해석할 수 있다. RIF 회귀분석에서 사용되는 임금분포는 공변량의 변화에 의존하지 않는 무조건적 분포이기 때문이다(Killewald & Bearak, 2010). 결국 본 연구에서 CQC는 모든 개인적 또는 근로 특성이 일정하였을 때 노동조합 비가입자와 비교하여 노동조합 가입자에게 기대되는 임금분위별 임금변화량으로 해석된다(Fournier & Koske, 2012). 반면 UQC는 해당년도의 인구학적 특성과 근로특성을 있는 그대로 둔 전체 임금분포에서 노동조합 조직률이 1% 증가하였을 경우 기대되는 임금분위별 임금변화량으로 해석된다(Fournier & Koske, 2012).²⁾ 또한 본 연구에서는 노동조합이 전체 임금분포의 불평등수준에 미치는 효과를

보다 직관적으로 이해할 수 있도록 RIF 회귀분석을 $T_G(F) = (1/\mu_F) \int F(x)[1-F(x)]dx$ 에 적용한 결과를 기술하였다. 이는 노동조합 가입에 따른 분포상의 작은 변화가 해당년도의 임금불평등에 미치는 영향으로 해석할 수 있다(Alejo et al., 2014).

IV. 연구결과

1. 연구표본의 일반적 특성

1998년부터 2014년까지 연구표본의 일반적 특성을 보여주는 기초통계량은 <표 1>에 기술되어 있다. 먼저 개인적 특성을 살펴보면 2000년 이후 임금근로자의 고령화와 고학력화가 두드러졌다. 우리나라 임금근로자의 평균연령은 최근 16년 동안 4세 증가하였으며(37.2세→41.2세), 대재이상 고학력자의 비율은 24.8% 증가하였다(35.3%→60.1%). 근로특성에 대해서는 평균 근로시간의 감소(49시간→42시간)가 눈에 띄는 변화로 관찰되었다. 또한 직종별 고용율의 변화 보다는 사업장 규모에 따른 고용변화가 보다 두드러지는 현상으로 나타났다. 이에 따라 전체 대비 300인 이상 사업장의 근로자 비율은 1998년 21.6%에서 2014년 18.6%로 3.0% 감소하였다. 한편 연구기간 동안 명목임금과 실질임금의 평균, 표준편차 및 사분위값은 꾸준히 증가한 것으로 나타났다.

2. 임금분위별 노조조직율의 변화추이

한국노동패널 자료를 통해 측정한 노동조합 조직률은 1998년 15.2%에서 2014년 10.7%로 꾸준한 감소추세를 보여주고 있다. 이는 고용노동부(2014)에서 공식 집계한 조직률보다 약간 높은 것이나 전반적 추세를 비교하는데 큰 차이는 없는 것으로 보인다.³⁾ <표 2>는 노조조직율을 임금분위별로 구분하여 요약한 것이다. 전체적으로 임금분위별 노조조직율은 상위 임금분위에서 높았으나 1998-2014년 기간 동안 이 추세는 더욱 심화되고 있는 것으로 나타났다. 예를 들어, 상위 25% 임금소득자의 노조조직율은 1998년 20.5%에서 19.6%로 큰 변화를 보이지 않았으나, 하위 25% 임금소득자의 노조조직율은 1998년 8.3%에서 4.8%로 거의 절반 수준으로 감소하였다. 특히 상위 10% 임금소득자의 노조조직율은 관찰기간 동안 오히려 증가하였는데(16.8% → 26.3%), 이는 중위 임금소득자의 노조조직률 감소추세와 비교하여 특이할만한 것이다[그림 2-A].

2) 따라서 CQC와 UQC로 추정된 독립변수의 임금효과는 종종 서로 다른 값을 가질 수 있다. 이에 대한 보다 상세한 논의는 Firpo 등(2009), Killewald와 Bearak(2010), Fournier와 Koske(2012) 등을 참조하기 바란다.

3) 고용노동부와 통계청(경제활동인구조사 부가조사)에서 공식 집계한 1998-2014년 노동조합 조직률과 비정규직 비율은 다음과 같다.

	98	99	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14
노조조직률, %	12.6	11.9	12.0	12.0	11.6	11.0	10.6	10.3	10.3	10.8	10.5	10.1	9.8	10.1	10.3	10.3	-
비정규직비율, %	-	-	-	26.8	27.4	32.6	37.0	26.6	35.5	35.9	33.8	34.9	33.3	34.2	33.3	32.6	32.4

<표 1> 연구표본의 일반적 특성

	1998	2000	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014
표본크기, 명	3873	3486	3711	4069	4137	4162	4788	4874	4664
개인 특성									
연령, 평균(SD), 년	37.2 (10.6)	37.6 (10.7)	38.4 (10.9)	38.5 (10.8)	39.2 (10.7)	40.2 (10.9)	39.9 (10.5)	40.5 (10.9)	41.2 (11.0)
여성, %	37.0	39.4	40.7	40.7	39.9	40.4	40.1	40.4	39.9
결혼상태, %									
미혼	27.2	28.8	28.9	30.7	30.8	30.2	28.1	28.3	26.8
유배우	68.0	66.4	65.6	63.6	62.6	63.0	65.4	65.3	66.8
이혼/별거/사별	4.8	4.8	5.5	5.8	6.6	6.8	6.5	6.4	6.4
가구주, %	55.5	51.9	50.2	51.2	53.0	54.1	56.5	56.5	58.5
교육수준, %									
중졸 이하	22.9	23.5	23.0	18.8	17.3	15.8	13.0	10.9	9.0
고졸 이하	41.8	40.2	37.5	35.5	33.5	32.1	32.4	32.3	30.9
대재 이상	35.3	36.3	39.4	45.7	49.1	52.2	54.6	56.8	60.1
근로 특성									
고용형태, %									
정규근로	-	-	68.0	72.2	75.3	81.4	80.3	80.4	80.0
시간제근로	-	-	5.6	5.4	4.5	5.1	5.8	6.4	7.3
한시적·비정형근로	-	-	26.4	22.4	20.2	13.5	13.8	13.2	12.7
고용형태(자가분류), %									
정규직	76.7	-	78.6	73.4	70.5	70.0	67.3	65.9	66.5
비정규직	23.3	-	21.4	26.6	29.5	30.0	32.8	34.1	33.5
근로시간, 평균(SD), 시간	49.3 (15.1)	50.1 (15.2)	48.8 (14.4)	47.8 (14.6)	46.6 (13.7)	46.0 (12.2)	44.9 (10.5)	43.2 (10.6)	42.4 (10.2)
근속년수, 평균(SD), 년	5.9 (7.2)	5.2 (6.7)	5.1 (6.7)	5.5 (7.0)	5.7 (7.1)	6.0 (7.3)	6.0 (7.1)	6.1 (7.2)	6.6 (7.4)
사업장 규모, %									
모르겠음 또는 무응답	25.2	20.8	19.0	18.4	15.9	15.2	15.8	15.4	15.6
30인 미만	33.5	38.5	42.2	38.7	38.5	41.0	41.3	41.0	41.3
30-299인	19.8	22.0	21.3	21.3	21.6	22.5	23.3	23.7	24.6
300인 이상	21.6	18.6	17.5	21.6	24.0	21.3	19.6	19.8	18.6
직종분류, %									
고위임직원·관리·전문가	15.4	14.4	15.0	16.0	16.9	17.5	18.3	18.3	19.0
기술공·준전문가·사무직	29.9	28.0	28.7	30.5	31.2	30.3	30.1	30.7	32.3
서비스직·판매종사자	13.6	12.8	14.1	14.5	12.9	14.3	15.0	16.2	15.2
농어업·기능원·장치조립	30.0	31.6	28.6	26.9	27.1	26.4	25.9	24.6	22.9
단순노무종사자	11.1	13.2	13.6	12.1	11.9	11.4	10.6	10.2	10.6
노동조합 임금효과									
노동조합 가입, %	15.2	13.8	10.7	10.8	11.2	10.7	9.6	9.8	10.7
월임금, 만원									
명목임금, 평균(SD)	111.9 (65.3)	110.7 (63.8)	132.2 (80.1)	161.2 (104)	181.6 (82.5)	198.4 (154)	208.4 (129)	228.3 (143)	245.3 (157)
실질임금, 평균(SD)	14.9 (8.7)	48.1 (27.7)	47.2 (28.6)	44.8 (28.8)	82.5 (62.8)	42.2 (32.7)	69.5 (42.9)	103.8 (64.8)	188.7 (120.5)
실질임금, 중위(IQR)	13.3 (9,20)	43.5 (28,63)	39.3 (29,57)	38 (25,56)	68.2 (45,105)	34.0 (21,53)	60.0 (40,87)	90.9 (59,136)	153.8 (115,231)

자료: 한국노동패널 1998-2014년

약어: SD, 표준편차; IQR, 사분위범위

<표 2> 임금분위별 노조조직률 변화추이

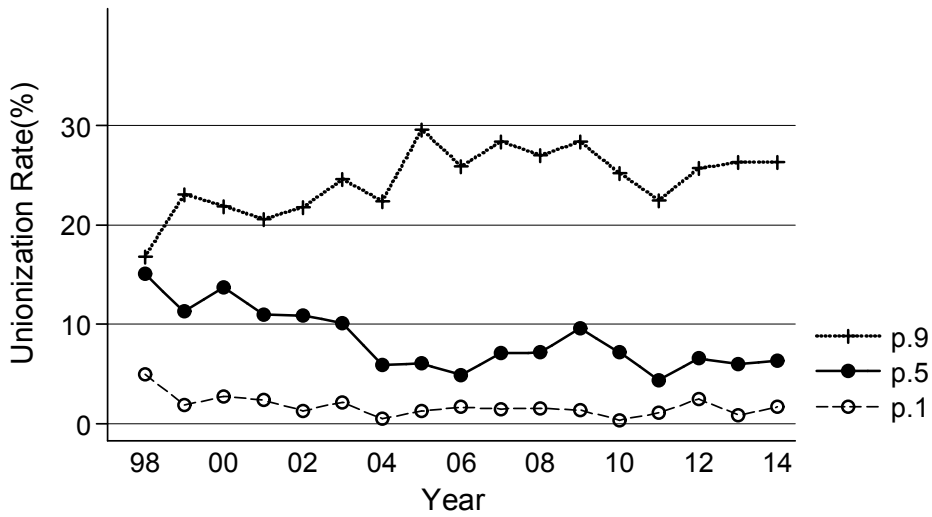
연도	노동조합 조직률, %										
	전체	0.0-0.1	0.1-0.2	0.2-0.3	0.3-0.4	0.4-0.5	0.5-0.6	0.6-0.7	0.7-0.8	0.8-0.9	0.9-1.0
1998	15.2	5.0	9.9	8.3	11.4	15.1	26.2	24.5	20.5	23.3	16.8
1999	12.3	1.9	4.0	8.0	8.7	11.3	9.4	15.6	20.6	26.2	23.1
2000	13.8	2.8	5.7	8.1	8.7	13.7	14.3	20.3	17.9	29.7	21.9
2001	12.0	2.4	5.8	6.5	10.3	11.0	13.0	14.3	17.1	22.9	20.6
2002	10.7	1.3	4.7	2.1	7.0	10.9	10.8	14.2	19.2	18.9	21.8
2003	11.9	2.2	3.9	3.6	5.7	10.1	11.0	23.1	17.4	27.8	24.6
2004	10.8	0.5	2.4	4.6	7.7	5.9	9.4	14.1	17.1	26.3	22.4
2005	11.5	1.3	2.7	2.5	4.5	6.1	8.4	17.4	21.2	24.1	29.6
2006	11.2	1.7	2.7	0.8	6.3	4.9	14.1	13.2	21.8	27.0	25.9
2007	10.9	1.5	1.4	1.9	5.0	7.1	12.8	13.1	15.4	23.2	28.4
2008	10.7	1.6	0.6	3.7	2.3	7.2	9.4	20.6	20.3	22.9	27.0
2009	11.2	1.4	3.0	1.8	4.2	9.6	12.0	14.1	19.6	23.0	28.4
2010	9.6	0.4	2.1	0.9	2.8	7.2	8.7	15.2	16.2	24.5	25.2
2011	9.8	1.1	2.2	4.1	3.5	4.4	6.0	11.9	23.3	22.8	22.5
2012	9.8	2.5	1.2	2.5	4.8	6.6	5.4	14.0	15.3	21.2	25.7
2013	10.3	0.9	1.7	2.3	5.5	6.0	16.1	11.9	17.8	21.3	26.3
2014	10.7	1.7	1.2	4.8	4.9	6.4	12.8	11.1	19.6	19.0	26.3

자료: 한국노동패널 1998-2014년

주: 빈도 추정을 위한 모든 결과 값에는 횡단면가중치가 적용되었음.

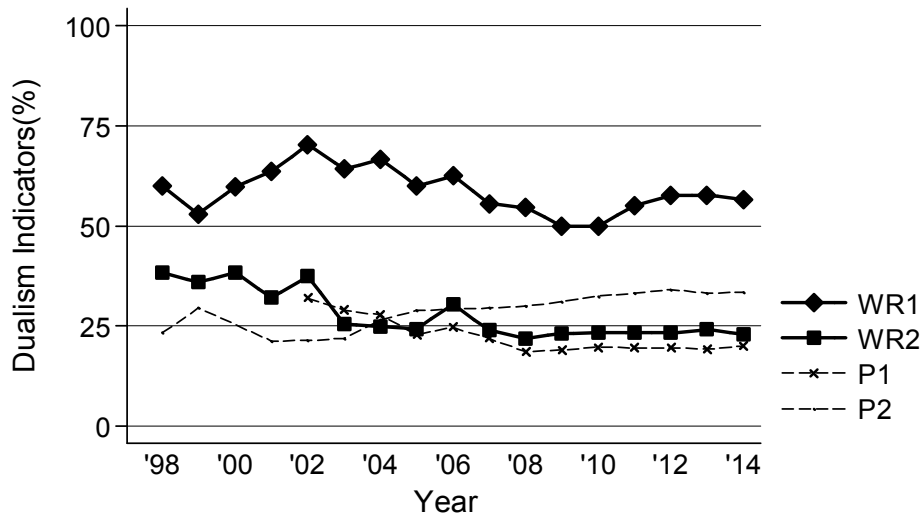
노동조합 조직률이 왜 상위임금근로자에게 한정하여 점차 집중되고 있는지를 밝히는 것은 본 연구의 범위를 넘어서는 일이다. 하지만 이중노동시장 지표에 대한 [그림 2-B]를 함께 보았을 때 1998년 이후 두드러진 노동시장의 이중화 경향은 이에 대한 설명의 일부분을 제공할 수 있을 것으로 보인다. [그림 2-B]에 따르면 2000년대 이후 비정규직 비율(자가응답 기준)은 지속적으로 증가하고 있는 반면(23.3% → 33.4%),⁴⁾ 300인 이상 사업장 정규직 대비 30인 미만 사업장 비정규직 임금비율은 지속적으로 감소하고 있다(38.5% → 22.9%). 이는 근로조건이 소속 기업 내 규칙에 의해 결정되는 1차 내부노동시장과 시장의 원리가 규제 없이 관철되는 2차 외부노동시장으로의 분화가 2000년대 이후 더욱 심화되고 있으며, 이와 같은 분절체제가 300인 이상 사업장 정규직근로자와 30인 미만 사업장 비정규직근로자의 임금격차로 드러나고 있음을 뜻한다. 노동조합의 결성이 2차 외부노동시장 환경에서 쉽게 이루어지기 어렵다는 점을 고려하였을 때, 이와 같은 노동시장의 이중화 경향은 앞으로도 노동시장을 중상위임금 대기업 노조부문과 저임금 중소기업 비노조부문으로 구별시킬 가능성이 높다. 이는 1998-2014년 한국사회에서 관찰되는 임금분위별 노조조직률의 차이를 적절하게 설명하는 요인이 될 뿐만 아니라 Milton Friedman이 우려했던 노동조합의 불평등 증가효과를 발생시키는 전제조건이 된다.

4) 2000년대 이후 우리나라에서 비정규직 비율의 증감여부는 논란이 많다. <표 1>에 따르면 한국노동패널에서 비정규직 비율은 2002-2014년 기간 동안 12% 가량 감소한 것으로 나타났으나(32.0% → 20.0%), 경제활동인구조사를 통해 집계한 통계청 자료에 따르면 이 시기 비정규직 비율은 증가와 감소를 반복하여 30% 초반으로 수렴하고 있는 것으로 보고하고 있다(각주 3 참조). 한편 한국비정규노동센터 보도자료(2013)에 따르면 우리나라 비정규직 비율은 2000년 58.4%에서 2013년 45.9%로 12.5% 감소하였으나 절대규모는 7,578명에서 8,143명으로 증가하였다고 보고하였다.



A. 임금분위별 노동조합 조직률 변화추이

p.9: 상위10% 임금소득자, p.5: 중위 임금소득자, p.1: 하위 10% 임금소득자



B. 정규직대비 비정규직임금비율(굵은선)과 비정규직 비율(점선) 변화추이

WR1: 정규직대비 비정규직 임금비율, WR2: 300인 이상 정규직 대비 30인 미만 비정규직 임금비율
 P1: 비정규근로자 비율, P2: 비정규근로자 비율(자가분류 정의기준)

[그림 2] 임금분위별 노동조직률 및 이중노동시장 관련지표 변화추이 (한국노동패널 1998-2014)

3. 임금분위별 조건부 노조임금효과의 변화추이

<표 3>은 1998-2014년 동안 임금분위별 조건부 노조임금효과의 변화추이를 보여주고 있다. 우선 전체 임금근로자의 로그-실질임금에 대해 선형회귀분석(최소자승제곱방법)을 적용한 결과는 <표 3>의 가장 우측 열에 기술되어 있다. 이에 따르면 노동조합의 한계임금효과는 2003년부터 유의해진 것으로 나타났다. 개인적 특성과 근로특성을 일정하게 통제하였을 때 노동조합 가입은 비가입자와 비교하여 2003년 1.06만원(β 0.062, SE 0.03, p .015, $e^{0.062}=1.06$), 2010년 1.14만원(β 0.129, SE 0.09, p <.001, $e^{0.129}=1.14$), 2014년 1.10만원(β 0.092, SE 0.03, p .001, $e^{0.092}=1.10$)의 실질임금을 상승시키는 것으로 나타났다.

조건부 분위값의 변화량에 근거하여 실질임금에 대해 분위회귀분석을 적용한 임금분위별 노동조합의 한계임금효과는 좌측 첫 번째에서 아홉 번째 열에 기술되어 있다. 이에 따르면 노동조합의 조건부 임금효과는 2003-2008년도에는 0.4-0.6 구간에서 최고점을 기록한 후 감소되는 역U자형 모양을 보였으나, 2009년 이후에는 0.9 임금분위에서 최고점이 기록되는 쌍봉형 모양으로 기본 패턴의 변화가 관찰되었다. 이에 따라 노동조합 한계임금효과의 변화추이는 임금분위별로 다르게 나타났다. 예를 들어, 하위 10% 임금근로자의 조건부 노조임금효과는 1998년 0만원(β -0.177, SE 0.31, p .572)에서 12.2만원(β 12.216, SE 4.53, p .007)으로 상승한 반면 상위 10% 임금근로자의 조건부 노조임금효과는 1998년 0만원(β -1.171, SE 0.90, p .194)에서 30.2만원(β 30.207, SE 8.24, p <.001)으로 보다 크게 상승하였다. 특히 2011년 이후 상위 10% 임금근로자의 조건부 노조임금효과는 중위임금근로자에서 보다 큰 것으로 나타났는데(그림 3-A), 이는 일반적인 OECD 국가에서 노동조합의 한계임금효과가 중위 임금분위에서 가장 크게 나타나는 것을 고려하였을 때 주목할만한 결과로 평가된다(Fournier & Koske, 2012).

한편 중앙단체교섭능력과 관련이 있을 것으로 여겨지는 초기업노조 조합원수 비율[(초기업조합원수/전체조합원수)x100]은 공식집계를 시작한 2003년 이후 꾸준히 상승하고 있어(31.3% → 55.7%), 동일기간 증가한 조건부 노조임금효과의 상승추세를 일부 설명하고 있다. 여기서 초기업노조란 산별노조, 지역별·업종별 노조를 모두 포함하는 개념이다(고용노동부, 2011; 고용노동부, 2014). 기업별 단체교섭능력과 관련하여 노사분규발생건수 및 근로손실일수는 1998-2014년 동안 지속적인 감소추세를 보여 조건부 노조임금효과의 상승추세와 뚜렷한 연관이 없는 것으로 나타났다.⁵⁾ 하지만 2006년 이후 사업장 규모별로 노사분규건수 비율을 살펴보면 50인 미만 사업장의 경우 2006년 13.0%에서 2014년 9.9%로 감소한 반면 300인 이상 사업장에서는 2006년 48.6%에서 2014년 53.2%로 증가한 것으로 나타나 2007년 정도부터 두드러진 임금분위별 조건부 노조임금효과의 변화추이를 일부 설명하고 있는 것으로 보인다(국가통계포털, <http://kosis.kr>).

5) 고용노동부(노사분규통계)에서 공식집계한 1998-2014년 노사분규건수 및 근로손실일수는 다음과 같다.

	98	99	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	13	14
노사분규건수	129	198	250	235	235	322	462	287	138	115	108	121	86	65	105	72	111
근로손실일수	1452	1366	1894	1083	1580	1299	1199	848	1201	536	809	627	511	429	933	638	651

<표 3> 임금분위별 조건부 노조임금효과의 변화추이

연도	조건부 노동조합 임금효과									
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	전체 (OLS)
1998	-0.18 (0.31)	-0.00 (0.30)	-0.01 (0.31)	-0.07 (0.35)	0.29 (0.27)	0.19 (0.34)	-0.09 (0.39)	-0.78 (0.49)	-1.17 (0.90)	-0.018 (0.021)
1999	-0.29 (3.49)	1.61 (2.81)	3.87 (2.69)	4.62 (3.21)	8.12* (3.50)	8.93* (3.35)	7.24 (4.29)	4.01 (5.24)	0.76 (6.69)	0.033 (0.025)
2000	0.13 (1.11)	0.66 (0.95)	0.23 (1.03)	0.24 (1.03)	-0.03 (1.11)	-0.24 (1.04)	-1.06 (1.39)	-0.79 (1.96)	-3.57 (2.55)	0.008 (0.008)
2001	-1.13 (0.60)	-0.66 (0.64)	-0.25 (0.62)	-0.33 (0.67)	0.18 (0.56)	0.68 (0.90)	0.90 (1.05)	1.24 (1.04)	0.44 (1.74)	-0.001 (0.025)
2002	1.95* (0.96)	2.00 (1.17)	1.76 (1.21)	1.34 (1.22)	1.99 (1.04)	2.63 (1.51)	2.02 (1.32)	2.73 (1.45)	3.03 (2.66)	0.037 (0.026)
2003	1.78 (1.12)	2.96* (0.94)	4.26* (0.89)	4.97* (1.01)	4.51* (1.05)	3.70* (1.16)	3.37* (1.39)	2.13 (1.98)	2.03 (2.24)	0.062* (0.025)
2004	2.69* (1.22)	4.22* (0.93)	4.97* (1.01)	5.05* (1.16)	4.25* (1.03)	5.56* (1.10)	5.34* (1.23)	3.40 (1.91)	-2.88 (3.19)	0.061* (0.26)
2005	3.76* (1.52)	8.92* (1.36)	10.50* (1.20)	10.49* (1.33)	10.36* (1.51)	10.62* (1.46)	6.77* (1.85)	6.65* (2.20)	0.40 (2.96)	0.083* (0.024)
2006	2.83 (2.19)	8.82* (2.21)	10.81* (1.63)	11.82* (1.53)	13.73* (2.07)	13.89* (1.71)	13.66* (2.57)	13.21* (2.86)	16.37* (4.89)	0.092* (0.027)
2007	7.60* (2.26)	9.68* (1.88)	13.12* (1.45)	13.08* (1.79)	16.35* (1.79)	19.60* (2.02)	18.16* (2.15)	12.14* (2.85)	7.22 (3.67)	0.127* (0.028)
2008	4.91* (1.09)	7.28* (0.77)	8.10* (1.06)	8.19* (1.06)	9.39* (1.09)	10.39* (1.31)	7.43* (1.26)	9.34* (1.48)	9.35* (2.07)	0.150* (0.028)
2009	3.76* (1.91)	6.60* (1.38)	10.80* (1.43)	13.67* (1.41)	12.84* (1.43)	17.30* (1.76)	15.87* (1.81)	16.39* (2.70)	20.85* (3.28)	0.117* (0.026)
2010	7.82* (2.10)	10.08* (1.94)	10.43* (1.52)	10.01* (1.21)	14.99* (1.69)	14.15* (1.81)	14.49* (2.27)	11.00* (2.64)	11.03* (2.84)	0.129* (0.025)
2011	4.16* (1.26)	5.11* (1.17)	7.29* (1.35)	7.10* (1.38)	8.33* (1.02)	8.71* (1.77)	8.50* (1.48)	8.28* (2.19)	9.75* (2.99)	0.063* (0.026)
2012	6.74* (2.21)	8.19* (2.63)	7.99* (2.55)	9.58* (2.29)	12.37* (1.93)	14.22* (2.89)	13.07* (3.03)	9.15* (3.88)	20.28* (6.84)	0.074* (0.027)
2013	12.88* (5.01)	16.56* (4.59)	24.13* (3.72)	22.35* (4.23)	22.38* (4.50)	25.23* (4.81)	27.72* (5.63)	49.76* (7.46)	43.03* (6.78)	0.105* (0.026)
2014	12.22* (4.53)	17.27* (4.93)	20.00* (4.26)	25.45* (4.58)	21.52* (3.77)	29.67* (5.12)	27.97* (4.46)	21.50* (6.24)	30.21* (8.24)	0.092* (0.027)

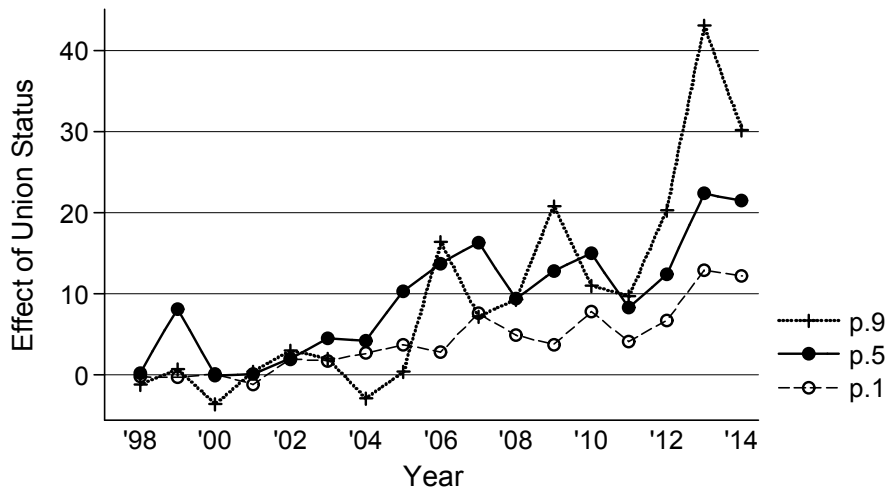
자료: 한국노동패널 1998-2014년

주: 회귀계수(표준오차). 회귀계수는 0.1-0.9 분위에서 조건부 분위회귀분석(실질임금)을 통해 추정하였으며, 전체에서는 선형회귀분석(로그-임금)을 통해 추정하였음. 모든 분석에는 개인 특성요인(연령, 연령², 성별, 결혼상태, 가구주 여부, 교육수준)과 근로 특성요인(고용형태, 근로시간, 근속년수, 사업장규모, 직종분류)이 교란변수로 포함되었으며, 횡단면 가중치가 적용되었음.

약어: *p <.05; † p <.01, ‡ p <.001; OLS, 최소자승제곱법

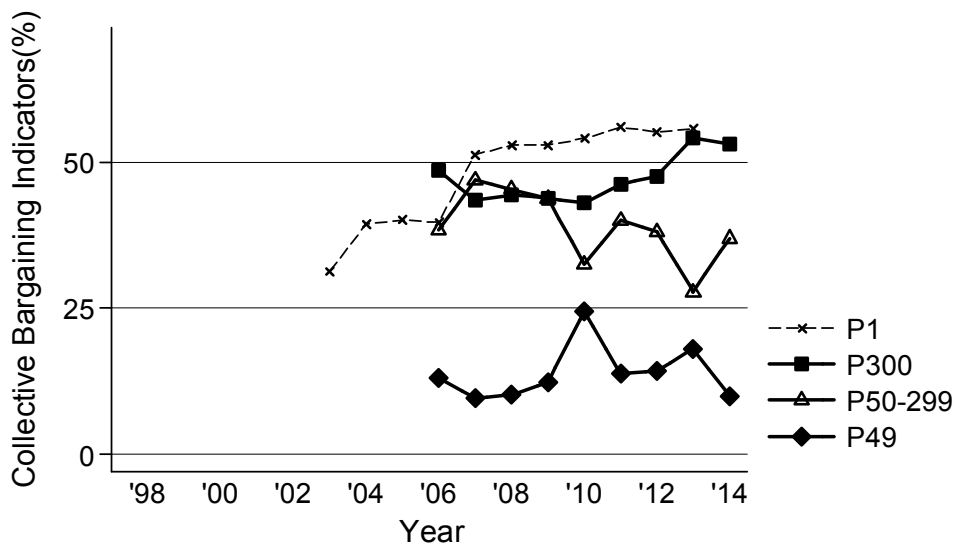
4. 임금분위별 무조건부 노조임금효과의 변화추이

노동조합이 1998-2014년 기간 동안 무조건부 임금분포에 어떠한 영향을 미치는지를 검증하기 위한 RIF 회귀분석의 결과는 <표 4>에 기술되어 있다. 이 중 무조건부 분위회귀분석의 결과는 좌측 첫 번째에서 아홉 번째 열에 기술되어 있다. 시기적으로 노동조합의 임금효과는 2002년 이후 유의



A. 임금분위별 조건부 노조임금효과 변화추이

p.9: 상위10% 임금소득자, p.5: 중위 임금소득자, p.1: 하위 10% 임금소득자



B. 초기업노조 조합원수 비율(점선)과 사업장 규모별 노사분규건수 비율(굵은선) 변화추이

P1: 초기업노조 조합원수 비율, P300: 300인 이상 사업장 노사분규건수 비율,
P50-299: 50-299인 사업장 노사분규건수 비율, P49: 50인 미만 사업장 노사분규건수 비율

[그림 3] 임금분위별 조건부 노조임금효과 및 단체교섭 관련지표 변화추이
(한국노동패널 1998-2014, 고용노동부 2003-2014)

<표 4> 임금분위별 무조건부 노조임금효과 및 노동조합의 임금불평등효과의 변화추이

연도	무조건부 노동조합 임금효과									
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	지니계수
1998	0.19 (0.22)	0.18 (0.32)	-0.02 (0.34)	0.28 (0.41)	-0.48 (0.34)	0.11 (0.54)	-0.37 (0.62)	-1.13 (0.78)	-3.26 [†] (1.22)	-0.034 [†] (0.012)
1999	1.78 (2.29)	-0.19 (3.11)	0.64 (3.29)	1.57 (3.35)	3.79 (4.02)	15.76 [†] (5.93)	17.48* (7.31)	11.82 (8.34)	2.24 (15.90)	-0.027* (0.012)
2000	1.10 (0.79)	0.90 (0.91)	1.43 (1.21)	1.51 (1.40)	1.71 (1.53)	2.21 (2.06)	0.71 (2.31)	0.74 (3.05)	-8.27 (5.37)	-0.041 [†] (0.013)
2001	-0.23 (0.56)	-0.19 (0.57)	-0.57 (0.63)	0.58 (0.68)	-0.09 (0.92)	0.08 (1.23)	1.99 (1.45)	3.61 (3.06)	-3.32 (3.75)	-0.011 (0.014)
2002	0.36 (0.74)	1.24 (0.93)	2.74 [†] (1.02)	2.56* (1.24)	3.22* (1.61)	3.84* (1.76)	3.28 (1.93)	2.51 (4.36)	-5.48 (7.36)	-0.030* (0.015)
2003	-0.49 (0.70)	0.53 (0.75)	2.45 [†] (0.86)	3.40 [†] (1.07)	4.33 [†] (1.40)	5.92 [†] (1.34)	6.01* (2.45)	5.32* (2.49)	-0.71 (6.87)	-0.033* (0.015)
2004	-0.01 (0.59)	1.01 (0.76)	1.75* (0.84)	3.37 [†] (1.29)	4.38 [†] (1.52)	7.22 [†] (1.83)	8.14 [†] (2.37)	17.03 [†] (4.49)	1.72 (5.13)	-0.053 [†] (0.013)
2005	-0.69 (0.81)	-0.15 (1.133)	1.27 (1.12)	4.51* (1.90)	9.96 [†] (1.78)	15.12 [†] (2.76)	13.73 [†] (3.18)	16.74 [†] (4.97)	11.29 (8.29)	-0.025 (0.015)
2006	-0.35 (1.38)	1.28 (1.44)	3.29* (1.64)	6.89 [†] (2.01)	9.25 [†] (2.20)	15.71 [†] (3.95)	13.77 [†] (4.19)	31.91 [†] (7.74)	19.71 (13.30)	-0.050* (0.025)
2007	-0.21 (1.29)	2.12 (1.34)	4.49 [†] (1.62)	6.19 [†] (1.81)	7.03 [†] (2.23)	13.85 [†] (3.18)	18.84 [†] (4.34)	34.10 [†] (8.00)	40.88* (17.58)	-0.012 (0.046)
2008	-0.63 (0.85)	0.47 (0.73)	3.35 [†] (0.88)	4.11 [†] (1.08)	7.75 [†] (1.56)	9.99 [†] (1.17)	15.24 [†] (3.04)	17.79 [†] (4.12)	14.58 (7.73)	-0.004 (0.018)
2009	-0.22 (1.28)	1.96 (1.218)	3.55* (1.61)	5.41 [†] (1.64)	11.88 [†] (2.35)	11.95 [†] (2.48)	22.38 [†] (3.56)	22.28 [†] (5.04)	33.67 [†] (11.48)	-0.002 (0.017)
2010	0.97 (0.76)	1.79 (1.26)	3.73 [†] (1.208)	4.46* (1.98)	9.18 [†] (2.45)	9.59 [†] (2.58)	18.17 [†] (3.76)	23.16 [†] (5.90)	24.68 [†] (9.11)	-0.008 (0.017)
2011	-0.71 (0.84)	-0.15 (0.97)	0.44 (0.92)	1.90 (1.23)	6.85 [†] (1.83)	13.16 [†] (2.34)	16.31 [†] (3.51)	15.45 [†] (4.64)	6.52 (6.81)	-0.017 (0.019)
2012	-1.43 (1.64)	0.57 (1.77)	2.66 (1.79)	5.48* (2.57)	7.70 [†] (2.91)	14.15 [†] (3.71)	17.26 [†] (5.82)	18.76* (8.07)	17.61 (13.09)	0.016 (0.022)
2013	0.02 (2.46)	4.82* (2.23)	9.03 [†] (2.90)	16.18 [†] (3.53)	17.94 [†] (4.05)	20.25 [†] (7.67)	37.75 [†] (12.74)	55.74 [†] (17.38)	60.68 (38.2)	-0.003 (0.019)
2014	1.19 (2.93)	10.80 [†] (2.84)	12.75 [†] (3.39)	16.34 [†] (4.35)	17.80 [†] (5.78)	16.92 [†] (6.50)	36.99 [†] (8.64)	27.15 (15.50)	39.86 (34.30)	-0.001 (0.020)

자료: 한국노동패널 1998-2014년

주: 회귀계수(표준오차). 회귀계수는 0.1-0.9 분위에서 무조건부 분위회귀분석(실질임금)을 통해 추정하였으며, 지니계수에서는 RIF 회귀분석(실질임금)을 통해 추정하였음. 표준오차와 p값은 붓스트랩(bootstrap) 방법을 통해 산출하였음. 모든 분석에는 개인 특성요인(연령, 연령², 성별, 결혼상태, 가구주 여부, 교육수준)과 근로 특성요인(고용형태, 근로시간, 근속년수, 사업장규모, 직종분류)이 교란변수로 포함되었으며, 횡단면 가중치가 적용되었음.

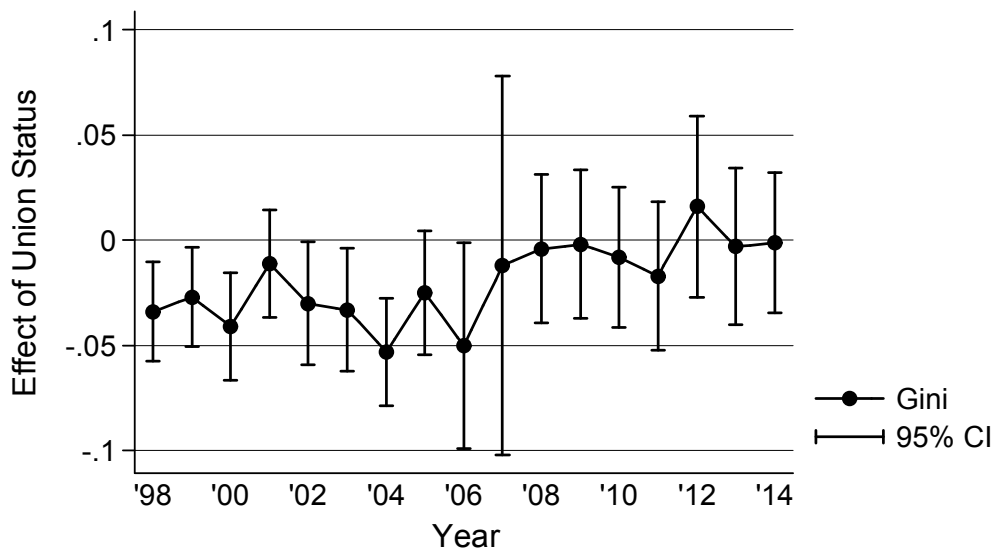
약어: * p <.05; [†] p <.01, [‡] p <.001

해졌으며 이후 시간적 경과에 따라 그 효과는 더욱 커지는 것으로 나타났다. 예를 들어, 2002년 임금분포에서 노동조합 조직률이 1% 상승될 경우 중위임금근로자의 실질임금은 3.2만원(β 3.222, SE 1.606, p .045) 상승할 것으로 기대되었으나, 2014년 임금분포에서 대해서는 17.8만원(β 17.804, SE 5.784, p .002)의 임금상승이 기대되는 것으로 나타났다. 임금분위별로 살펴보면 살피보았을 때 노동조합의

임금효과는 대체로 0.4분위 이상 중상위 임금근로자에서 유의하였으며 0.7-0.8 분위에서 가장 큰 것으로 나타났다. 이에 따라 노동조합에 의한 임금상승효과는 저임금근로자와 고임금근로자에서 각각 다르게 나타났는데, 예를 들어, 하위 10% 임금근로자에서 노조임금효과는 1998-2014년 중 어느 시기에서도 관찰되지 않았던 반면, 상위 10% 임금근로자에서 노조임금효과는 1998년 -3.3만원 (β -3.259, SE 1.22, p .004)에서 2014년 39.9만원(β 39.860, SE 34.30, p .249)으로 크게 증가하였다.

5. 노동조합 임금평준화 효과의 변화추이

노동조합이 전체 임금분포의 불평등 수준에 미치는 영향은 [그림 4]와 <표 4>의 가장 우측 열에 기술되어 있다. 시기적으로 보았을 때 노동조합은 1998-2006년 기간 동안 전체 임금근로자의 지니계수를 0.01에서 0.053 정도 낮추는 유의한 임금평준화 효과를 가지는 것으로 나타났다(β -0.053 ~ -0.011, SE 0.012~0.025, p <.001~.414). 이 시기 우리나라 도시가구의 지니계수가 0.29-0.31 정도였음을 감안하였을 때 이는, 2001년을 제외하면, 10-20% 정도의 불평등 감소효과를 나타내는 값이다. 하지만 이와 같은 노동조합의 임금평준화 효과는 2007년 이후 크게 감소하여 통계학적 유의성이 사라지는 것으로 나타났다(β -0.001~0.016, SE 0.017~0.046, p .371~.947). 심지어 2012년에는, 비록 통계학적으로 유의하지는 않은 결과였으나, 노동조합이 전체 임금분포의 지니계수를 0.016 증가시키는 것으로 나타났다(β 0.016, SE 0.021, p .448).



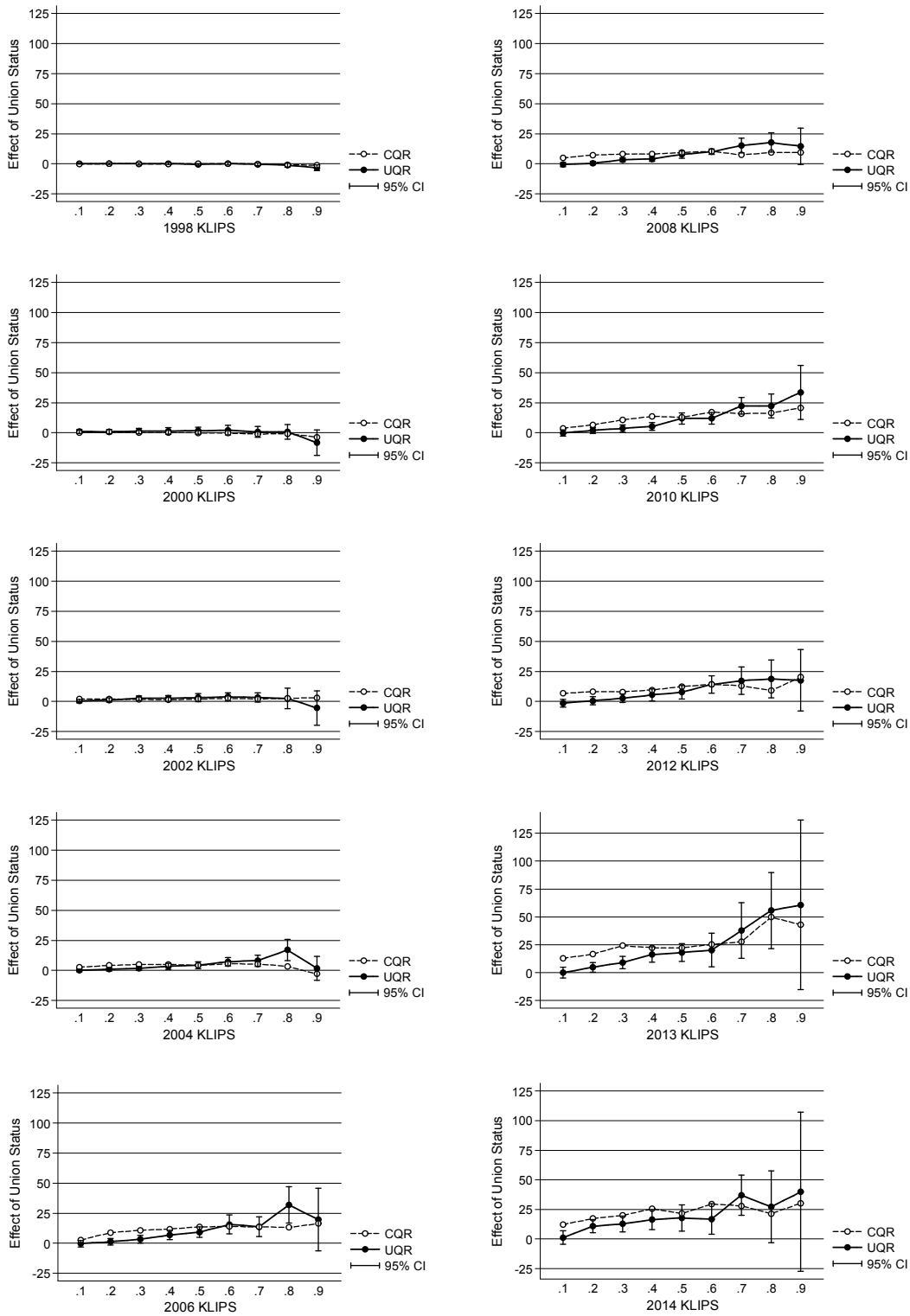
[그림 4] 노동조합이 임금분포의 지니계수에 미치는 영향의 변화추이
(한국노동패널 1998-2014)

이는 노동조합의 한계임금효과가 2006-2008년 이후 상위 10% 임금근로자에서 크게 증가한 것과 무관하지 않으며, 노동조합의 조직률이 중상위 임금근로자에게로 점차 이동한 결과로 설명될 수 있다. [그림 5]는 1998-2014년 기간 동안 임금분위별 CQC와 UQC의 변화추이를 보여주는 그래프이다. 대략 2006년부터 CCQ와 UQC로 추정된 임금효과의 차이가 나타나기 시작했으며, 0.6 임금분위 이하 근로계층에서는 CQC로 추정된 한계임금효과 보다 UQC로 추정된 실제 임금효과가 낮았음을 알 수 있다. 이는 0.6분위 이하 근로계층의 노조조직률이 하락함에 따라 저임금근로자에게 불리한 가중평균값이 적용되었음을 의미한다. 결국 중하위 임금근로자의 노조조직률 감소와 점차 상위 임금근로자에게 집중되는 노조임금효과에 의해 2006년까지 유의했던 노동조합의 임금평준화 효과가 소실되었음을 알 수 있다.

V. 고찰 및 결론

본 연구는 우리나라에서 노동조합이 전체 근로자의 임금을 균등화시키는 효과가 상당히 미약하며, 향후 이중노동시장의 확대 경향과 함께 저소득 비노조부문의 임금을 하락시키는 불평등 증가 효과가 발생할 우려가 있음을 보여주고 있다. 본 연구에서 사용된 RIF 회귀분석모형에 따르면 2006년까지 노동조합은 전체 임금분포의 지니계수를 0.01~0.053 정도 낮추는 임금평준화 효과를 가지고 있었으나, 2007년 이후 크게 감소하여 통계학적 유의성이 소실되는 것으로 나타났다. 특히 2007년 이후 상위 10%에 해당하는 고위 임금근로자에 대한 노동조합의 임금효과가 크게 증가하였다. 이는 2000년대 후반 노동조합 조직률이 중상위 임금계층으로 점차 이동하고 중앙단체교섭을 기대하기 어려운 기업별 노조체계에서 임금분위별로 단체교섭능력이 파편화된 결과로 이해된다.

본 연구결과는 OECD 국가들에서 임금분위별 노조임금효과를 분석한 연구들과 비교하였을 때 매우 이례적인 결과로 받아들여진다. 일반적으로 단체협약을 적용받는 근로자 수와 임금분위별 노조임금효과의 관계는 중위임금에서 최고값을 기록하고 상위 임금분위로 갈수록 점차 낮아지며(역U자 모양), 이에 따라 최상위 임금분위에 있는 근로자에게 불리한 인센티브를 제공하는 것으로 알려져 있다(Gosling & Machin, 1995; DiNardo et al., 1996). 예를 들어, 1983-1985년 미국에서 이루어진 임금분위별 노조임금효과에 대한 연구에서 CQC는 임금분위가 증가할수록 낮아지는 우하향직선으로 나타나며, UQC는 0.3분위에서 최고값을 기록한 이후 상위 임금분위로 이동할수록 급격히 감소하는 양상을 보여주었다(Firpo et al., 2009). 우리나라를 포함한 6개 OECD 국가들(미국, 일본, 캐나다, 오스트리아, 스위스, 칠레)에서 임금분위별 노조임금효과를 비교분석한 연구에서도 한국과 칠레(노조조직률 1.8%)를 제외한 모든 국가에서 UQC는 역U자형 또는 우하향직선 형태로 나타났다(Fournier & Koske, 2012). 즉, 국외에서 이루어진 대부분의 연구들에서 노동조합은 주로 상위 임금소득자에 의한 임금불평등을 완화시킴으로 전체 근로자의 임금을 평준화시키는 것으로 보고되고 있다. 이러한 측면에서 우리나라에서 2007년 이후 상위 임금근로자에 대한 노동조합의 임금효과가 급격히 증가하기 시작한 현상은 상당히 우려할 만한 것이 아닐 수 없다. 1차 내부노동시장에 노동



[그림 5] 임금분위별 노동조합 임금효과의 변화추이 (한국노동패널 1998-2014)

CQR: 조건부 노조임금효과(조건부 분위회귀계수), UQR: 무조건부 노조임금효과(무조건부 분위회귀계수)

조합이 주도하는 임금상승이 비정규직 등으로 구성된 2차 외부노동시장의 임금수준을 낮추는 방향으로 작용할 경우 이는 저소득 임금근로자에게 근로여건을 더욱 취약하게 만들 것이기 때문이다. 결국 이와 같은 추세가 지속되었을 때 우리나라에서 Milton Friedman이 우려한 파급효과가 점차 우세해질 가능성이 높다.

그렇다면 2007년 이후 노동조합의 임금효과가 상위 임금근로자에 한정하여 보다 유리하게 변화된 원인은 무엇인가? 본 연구결과만으로 이에 대한 충분한 설명은 가능하지 않으나 몇 가지 제도·환경적 요인을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 단기적으로는 2007년 7월부터 도입된 비정규직보호법이 사업장 규모별로 다르게 적용되었기 때문으로 볼 수 있다. 비정규직보호법은 2년 이상 근무한 비정규근로자를 정규직으로 전환하도록 촉구하고 부당한 차별에 대한 보호를 규정한 제도이다. 하지만 전체적으로 비정규직보호법을 통해 정규직으로 전환된 비율은 20-30% 수준에 불과한 것으로 알려져 있다. 또한 Jones와 Urasawa(2014)의 분석에 따르면 사업장규모별로 비정규직보호법에 대한 대응은 약간 다르게 나타났는데 300인 이상 사업장에서는 주로 비정규근로자를 해고하는 선택을 하였고, 300인 미만 사업장에서는 주로 법안을 무시한 채 비정규직을 계속 고용하고 있는 것으로 나타났다. 결과적으로 300인 이상 사업장에서 발생한 고용불안은 노동조합으로 하여금 비정규직을 줄이는 대신 내부근로자의 임금을 상승시키는데 동의하게 하였고 그 결과 상위 임금분위에서 노조임금효과가 커진 것으로 이해할 수 있다.

둘째, 중기적으로는 2008년 우파정부의 집권과 노동조합의 성격변화가 단체교섭능력을 변화시킨 것으로 설명된다. 2008년 이명박 정부는 과거 정권과 달리 기업별 노사문제에 일일이 개입하지 않는 방식을 고수하였으며, 이는 금융위기와 함께 노동조합의 단체교섭능력을 전반적으로 약화시킨 것으로 평가되고 있다. 특히 2000년 후반 초기업노조의 확대추세에도 불구하고 실제 초기업 단위에서 협상이 이루어진 사례는 매우 드문 것으로 알려져 있다. 2010년 노사관계 실태를 분석한 고용노동부 보고서에 따르면 사용자는 초기업 단체교섭요구에 강하게 거부하고 있으며, 그나마 금속, 금융, 보건 등 일부 산업에서 진행해왔던 산별교섭도 2000년 후반에 들어 약화추세로 돌아섰다고 보고하고 있다(김동원 등, 2010). 이에 더하여 2000년 후반 민주노총 조합원 수 비율은 감소하는 반면 미가맹 노동조합원의 비율이 급속히 증가하여 2013년 현재 20.7%까지 성장하였다(고용노동부, 2013). 민주노총과 한국노총은 매년 3월경 해당연도 임금요구안을 발표함으로 임금협상시 지켜야 할 일종의 가이드라인을 제시하고 있으며, 이는 우리나라 노조환경에서 표준임금률로 작용하여 임금분산을 축소시키는 역할을 수행해왔다(강승복·박철승, 2014). 하지만 미가맹 노동조합의 증가는 이와 같은 연대임금정책이 더 이상 효과적으로 작동하지 않을 가능성을 시사한다. 이 경우 단체협상은 기업수준으로 파편화될 것으로 전망되며 결국 노동조합의 단체협상 능력은 대기업 노동조합(중상위 임금근로자)에서 보다 유리하게 나타날 것이다.

현재 노동운동이 위기에 직면했다는 사실에 관해서는 대체적으로 동의가 이루어진 것으로 보인다. 다수의 연구자들은 조직률 하락, 정규직 이기주의 및 정규직-비정규직 갈등, 중앙과 현장의 괴리, 노동운동의 사회적 고립 등을 지적한다(김동춘, 1995; 박태주, 2001; 은수미, 2007). 요약하면 노동계의 대표성과 정당성을 노동운동의 위기로 바라보는 것이다. 본 연구는 현재 노동조합이 전체

임금근로자를 임금분위별로 고르게 포함하지 못하고 있을 뿐만 아니라 전체 근로자의 임금불평등을 완화시키는 최소한의 사회정의에 기여하지 못함으로 대표성과 정당성의 위기에 동시에 직면하였음을 극명하게 보여주고 있다. 하지만 1970년대 산업화 초기로부터 1987년 노동자 대투쟁에 이르기까지 한국사회에서 노동조합이 기여한 역사적 유산은 결코 과소평가될 수 없다(이종구 등, 2002; 노진귀, 2007). 우리사회에서 노동조합은 대중적 발언과 정치적 경로를 통해 공정한 분배의 중요성을 끊임없이 역설해왔다. 하지만 최근 10년 동안 이와 같은 노동조합의 사회운동적 성격은 상당히 약화된 듯 보이며 점차 일반시민과 대중과 유리된 채 경제주의 노조운동에 국한하여 활동하고 있다. 노동조합이 과거에 보여주었던 임금평준화 효과를 다시 회복하기 위해서는 Western과 Rosenfeld(2014)가 최근 주장한대로 공정한 분배에 대한 윤리적 규범을 일반 대중에게 확산시키는 사회운동적 노동운동을 보다 활성화시킬 필요가 있다. 이는 노동조합의 조직화 대상을 전통적인 노동계급을 넘어서서 비정규근로자, 실업자, 여성 및 일부 중간계층으로까지 확장한다든가 제도화된 단체협상의 관행을 사회운동과 연관된 집합행동 양식과 결합하는 방식으로 실천이 가능하다. 또한 조합의 목표와 의제를 조합원 내부의 문제에 국한시키지 않고 사회적 정의와 관련된 문제들로 확대하여 시민사회적 의제로 재구성하는 것이다(은수미, 2007). 현재 대부분의 노조 조합원이 중상위 임금근로자로 구성되어 있는 한 임금교섭에 충실한 경제주의 노조운동만으로는 더 이상 전체 근로자의 분배적 정의에 기여할 수 없음을 노동계는 기억해야 할 것이다.

본 연구는 2000년 후반에 들어 노동조합의 임금평준화 효과가 거의 사라졌으며 이는 노조조직률과 노조임금효과의 임금분위별 차이에 기인하고 있음을 보여주었다. 이는 노동조합이 분배적 평등에 기여한다는 일반적인 믿음과 비교하였을 때 예상하지 못한 결과이다. 한동안 우리 사회에서 노동시장의 이중화 경향이 쉽게 변화되기 어렵다고 보았을 때 이와 같은 추세는 당분간 지속될 가능성이 높다. 향후 노동조합이 임금불평등을 완화시키는 고유의 역할을 회복하기 위해서는 노동운동의 목표와 의제를 새롭게 재구성함으로써 전통적인 노동계급을 넘어서는 이해관계의 재인식이 필요할 것으로 사료된다.

참고문헌

- 강승복, 박철성. (2014). 임금분산에 대한 노동조합의 효과: 제조업을 중심으로. 노동경제논집, 37(3), 45-73.
- 고용노동부. (2014). 전국노동조합 조직현황 보고서. 세종: 고용노동부.
- 국가통계포털. 노사분규통계. <http://kosis.kr>
- 김기승, 김명환. (2013). 노동조합은 정규직과 비정규직 간의 임금격차를 줄이는가. 산업관계연구, 23(1), 71-92.
- 김동원, 김승호, 임상훈, 유병홍, 손동희. (2010). 2010년도 노사관계 실태분석 및 평가. 고용노동부
- 김동춘. (1995). 한국사회 노동자 연구 - 1987년 이후를 중심으로. 서울: 역사비평사.
- 김유선. (2003). 기업의 비정규직 사용 결정요인. 노동정책연구, 3(3), 27-47.

- 김정우. (2014). 노동조합과 비정규 고용. 세종: 한국노동연구원.
- 김태기, 남재량. (2000). 비정규직, 가교인가 함정인가. 노동경제논집, 23(2), 81-106.
- 노진귀. (2007). 8.15해방 이후의 한국노동운동 - 한국노총 측면의 시론적 재조명 -. 한국노총 중앙연구원.
- 류재우. (2005). 노동조합의 임금과 고용효과. 노동경제논집, 28(1), 105-133.
- 박태주. (2001). 비정규직 노동자-잇혀진 존재에서 중심의 한 축으로. 노동사회, 54(단일호), 24-44.
- 배무기. (1990). 노동조합의 상대적 임금 효과. 한국노동연구, 1(1), 5-34.
- 성재민. (2014). 임금불평등 추세와 원인에 대한 연구. 세종: 한국노동연구원.
- 은수미. (2007). 비정규직과 한국 노사관계 시스템 변화(1). 세종: 한국노동연구원.
- 이정우, 남상섭. (1994). 한국의 노동조합이 임금분배에 미치는 영향. 경제학연구, 41(3), 3251-3277.
- 이정우. (2015). 불평등의 경제학. 서울:후마니타스.
- 이종구, 강남식, 김삼수, 김준, 박승욱, 박해광, 신원철, 심상완, 오유석, 윤택립, 장미경, 전순옥, 정영태, 허상수. (2002). 1970년대 산업화 초기 한국노동사 연구 - 노동운동을 중심으로 -. 서울: 성공회대학교사회문화연구소.
- 통계청. (2008). 경제활동인구 부가조사 (근로형태별, 비임금근로) 결과 (2008년 8월 실시). <http://kosis.kr>
- 통계청. (2015). 2015년 3월 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사 결과. <http://kosis.kr>
- 한국비정규노동센터. (2013). 2013년 3월 비정규노동통계 분석결과. www.workingvoice.net
- Alejo, J., Gabrielli, M. F., & Sosa-Escudero, W. (2014). The distributive effects of education: An unconditional quantile regression approach. *Revista de Análisis Económico - Economic Analysis Review*, 29(1), 53-76.
- Card, D. (2001). The effect of unions on wage inequality in the US labor market. *Industrial & Labor Relations Review*, 54(2), 296-315.
- Card, D., Lemieux, T., & Riddell, W. C. (2004). Unions and wage inequality. *Journal of Labor Research*, 25(4), 519-559.
- DiNardo, J., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (1996). Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semi-parametric approach. *Econometrica*, 64(5), 1001-1044.
- Essama-Nssah, B., & Lambert, P. J. (2011). Influence functions for distributional statistics. *Society for the study of Economic Inequality, ECINEQ Working Paper Series*.
- Fairris, D. (2003). Unions and wage inequality in Mexico. *Industrial & Labor Relations Review*, 56(3), 481-497.
- Fields, G. S., & Yoo, G. (2000). Falling labor income inequality in Korea's economic growth: Patterns and underlying causes. *Review of Income and Wealth*, 46(2), 139-159.
- Firpo, S., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (2009). Unconditional quantile regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-973.
- Fournier, J. M., & Koske, I. (2012). Less income inequality and more growth - Are they compatible? Part 7. The drivers of labour earnings inequality - An analysis based on

- conditional and unconditional quantile regressions. OECD Economic Department Working Papers, No. 930, OECD Publishing.
- Freeman, R. B., & Medoff, J. L. (1984). What do unions do. *Indus. & Lab. Rel. Rev.*, 38, 244.
- Friedman, M. (1962). *Capitalism and Freedom*. Chicago: University of Chicago Press.
- Gosling, A., & Machin, S. (1995). Trade unions and the dispersion of earning in British establishments, 1980–90. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(2), 167–184.
- Hao, L., & Naiman, D. Q. (2007). *Quantile regression*. London: SAGE Publications.
- Hayter, S., & Stoevska, V. (2011). *Social dialogue indicators: International statistical inquiry 2008–09*. Geneva: International Labour Office.
- Hildreth, A. (1999). What has happened to the union wage differential in Britain in the 1990s?. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(1), 5–31.
- Jacobs, D., & Myers, L. (2014). Union Strength, Neoliberalism, and Inequality Contingent Political Analyses of US Income Differences since 1950. *American Sociological Review*, 0003122414536392.
- Jones, R. S., & Urasawa, S. (2014). Reducing income inequality and poverty and promoting social mobility in Korea. OECD Economics Department Working Papers, No. 1153. OECD Publishing.
- Jones, R. S., & Urasawa, S. (2014). Reducing income inequality and poverty and promoting social mobility in Korea.
- Killewald, A., & Bearak, J. (2014). Is the motherhood penalty larger for low-wage women? A comment on quantile regression. *American Sociological Review*, 79(2), 350–357.
- Koenker, R., & Bassett Jr, G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 33–50.
- Leslie, D., & Pu, Y. (1995). Unions and the rise in wage inequality in Britain. *Applied Economics Letters*, 2(8), 266–270.
- Lewis, H. G. (1963). *Unionism and relative wages in the United States*. Chicago: University of Chicago Press.
- Mosher, J. S. (2007). US wage inequality, technological change, and decline in union power. *Politics & Society*, 35(2), 225–263.
- Venn, D. (2009). Legislation, collective bargaining and enforcement: Updating the OECD employment protection indicators. www.oecd.org/els/workingpaper.
- Western, B., & Rosenfeld, J. (2011). Unions, norms, and the rise in US wage inequality. *American Sociological Review*, 76(4), 513–537.