

노동조합과 고용변동*

노 용 진**

1. 들어가는 말

최근의 노동시장 구조개편 논의에서 확인되고 있듯이 현 국면에서 우리나라 노사관계의 최대 화두 중 하나는 고용이다. 고용문제가 노동시장의 주된 과제로 등장하고 있고, 동시에 그것이 우리나라 노사관계 발전의 주요 장애물 중의 하나가 되고 있기 때문이다. 고용이 기업 내 노사관계에서 단체교섭의 의제로 등장하는 경우는 많지 않지만, 그것이 단체교섭의 결과물에 의해 민감하게 반응하게 되고 또 시간이 지난 후 노사관계의 운영에 반작용을 함으로써 단체교섭의 최대 제약요건이 되고 있는 것이다. 고용불안의 칼끝이 조합원들을 겨냥하고 있는 곳에서 노동조합의 정상적인 활동이 어렵다는 사실은 여러 사례들에서 확인할 수 있다. 초기에는 노동조합의 활동이 임금인상 중심으로 전개되지만, 노사관계의 연륜이 쌓이면서 성숙 국면에 접어들게 되면 고용문제가 노사관계의 주된 쟁점으로 등장하는 이유를 우리는 이해할 수 있다. 이런 맥락에서 노동조합이 고용에 어떤 영향을 미치고 있는지에 대한 실증분석은 고용문제를 해결하기 위한 해법을 찾기 위해서 뿐 아니라 고용문제와 관련해서 우리나라 노사관계가 어떤 상태에 있는지, 고용친화적인 노사관계의 성격이 무엇이며 성숙국면에 진입하고 있는 우리나라 노사관계의 향후 발전방향이 무엇인지를 탐색하기 위해서 필요한 중요한 작업이다.

외국의 실증분석에서 노동조합의 존재가 고용에 부정적인 영향을 미치고 있음이 비교적 일관되게 확인되고 있어서(Addison and Belfield, 2004; Blanchflower et al, 1991; Blanchflower and Burgess, 1996; Leonard, 1992; Long, 1993; Walsworth, 2010; Wooden and Hawke, 2000), 노동조합의 부정적 고용효과는 불변의 진리가 아닌가라는 질문이 던져지기도 했다(Addison and Belfield, 2004). 그렇긴 하지만 최근의 분석들에서는 노동조합의 고용효과가 양의 값과 음의

* 이 글은 이규용 외(2015), 『사업장 단위의 노동시장 구조 변화 분석』 보고서 제6장의 일부를 정리한 것이다.

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

값으로 존재된 경우들도 있고 그 추정계수가 유의하지 않은 경우들도 나타나고 있다(Brändle and Goerke, 2013; Budd et al, 2012; DiNardo and Lee, 2004; Walsworth and Long, 2012). 이처럼 노동조합의 고용효과에 대한 추정치가 최근에 존재된 형태로 나타나게 된 이유들이 밝혀지진 않았지만, 그것을 가늠해보는데 최근의 연구들이 보인 기존의 논문들과의 차별성을 주목해 볼 필요가 있다. 가령 Brändle and Goerke(2013)와 Budd et al(2012)는 기존 연구들과 분석대상 국가에서 차이가 있고, Brändle and Goerke(2013)와 DiNardo and Lee(2004)는 추정방법에서, 그리고 Walsworth and Long(2012)는 분석대상 시기에서 차이를 보이고 있다. 이렇게 보면, 노동조합의 고용효과가 존재적인 것으로 바뀐 이유들로는 국가간 제도적 차이나 방법론상의 발전, 또는 노사관계 국면의 차이 등에서 찾을 가능성이 있다. 어쨌든 최근의 연구결과들은 노동조합의 고용효과가 고정된 불변의 법칙이 아니고, 사용방법론의 차이나 노사관계의 특성 차이 등에 따라서 변경될 수 있다는 점을 시사하고 있다.

우리나라에서는 비교적 최근에 노동조합의 고용효과에 대한 관심이 늘어나고 있는데, 김인경(2013)과 유경준·강창희(2013)가 그에 대한 대표적인 실증연구이다. 그런데 특이하게도 다른 나라들의 선행연구들과 달리 김인경(2013)과 유경준·강창희(2013) 등에서는 우리나라의 노동조합이 고용증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 추정되고 있다. 두 논문 모두 노동조합의 고용효과에 대한 추정치가 양(+)의 값이라는 점에 대해서 의구심을 던지고는 있지만, 우리나라 노동조합의 고용효과가 긍정적이지는 않더라도 최소한 부정적이지는 아닐 가능성은 존재하고 있다. 기존 연구결과들에 비추어 볼 때 이처럼 특이한 결과가 나오게 된 이유가 무엇인지를 확인해 보는 것은 학술적으로나 정책적 차원에서 중요한 의미를 가지게 된다.

이러한 문제의식에서 본 연구에서는 2000년대 중반 이후 우리나라 노동조합들의 고용효과에 대한 실증분석을 시도해 보고자 한다. 보다 구체적으로 본 연구는 두 개의 연구과제를 설정하고 있다. 하나는 보다 정교한 회귀분석 기법을 통해서 노동조합의 고용효과를 더 정밀하게 추정해 보는데 있다. 노동조합과 고용변동을 사이에는 역인과성 또는 상호 인과성 문제가 존재할 가능성이 있는데(Blanchflower et al, 1991; Long, 1993), 그 내생성 문제를 동태적 패널분석 기법을 이용해서 해결해 보고자 한다. 다른 하나는 노동조합의 특성 변수들이 고용변동에 어떤 영향을 미치는지를 실증분석해 보고자 한다. 우리나라 노동조합의 부정적 고용효과가 크지 않다면 그것은 노조의 특성에서 비롯되었을 가능성이 있기 때문에 노조의 특성별 고용효과를 추정하게 되면 간접적으로나마 우리나라 노동조합의 부정적 고용효과가 낮은 이유를 가늠해 볼 수 있게 된다. 그리고 이것은 고용문제를 해소하는데 적합한 노동조합의 특성이 무엇인가, 그리고 고용문제의 발생과 함께 노사관계의 성격이 어떻게 변모되어 갈 것인가를 이해하는데도 필요한 자료를 제공해줄 것으로 기대된다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서 이론적 배경에 대한 논의를 통해서 연구

모형을 설정하고, 제Ⅲ장에서 본 연구에서 사용될 자료와 기초통계를 소개하고자 한다. 제Ⅳ장에서 실증분석 결과들을 정리한 다음, 제Ⅴ장에서 본 연구의 분석결과를 요약하고 정책적 함의를 논의하고자 한다.

Ⅱ. 이론적 배경과 연구모형 설정

1. 선행 실증연구 검토

노동조합의 고용효과에 대한 실증분석은 주로 영미권을 대상으로 이루어졌다. 그 선행연구들의 추정결과들은 대체로 노동조합의 고용효과가 2~4% 정도에서 부정적인 것으로 나타나고 있다. 이에 관한 초기 연구로는 Blachflower et al(1991)과 Leonard(1992) 등을 들 수 있는데, 전자는 영국 데이터를, 후자는 미국 캘리포니아 제조업 데이터를 대상으로 분석하고 있다. 이 연구 모두 두 시점 패널자료를 이용해서 고정효과를 통제한 후 노조의 고용효과를 추정하고 있는데, 노동조합의 고용효과가 전자에서는 약 3% 정도, 후자에서는 약 4% 정도 부정적인 것으로 보고되고 있다. 비슷한 시점에 Long(1993)도 캐나다의 제조업체와 비제조업체를 대상으로 노동조합의 고용효과를 추정했는데, 그 논문에서도 노동조합의 고용효과가 3.7~3.9% 정도 부정적인 것으로 나타나고 있다. 그 이후 Walsworth(2010)도 캐나다의 민간 사업체 데이터를 분석하였는데, 결과는 다수노조의 존재가 고용증가율을 2.2% 정도 낮추는 것으로 나타나고 있다. 그 밖에 호주를 대상으로 연구한 Wooden and Hawke(2000)와 Addison and Belfield(2004) 등도 있는데, 여기에서도 노동조합의 고용효과는 변함없이 부정적인 것으로 보고되고 있다.

이처럼 노동조합의 부정적 고용효과는 불변의 진리처럼 여겨졌는데, 그에 대해서 의문을 제기할 만한 실증결과들이 최근에 보고되고 있다. 먼저 Walsworth & Long(2012)는 캐나다 서비스업을 대상으로 노동조합의 고용효과를 분석하면서 노동조합의 고용효과가 음수가 아님을 발견하고 있다. 즉, 노동조합의 고용효과가 소기업에서는 통계적으로 유의한 양수이고, 대기업에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 독일의 데이터를 분석한 Brändle and Goerke(2013)에서는 고정효과모형과 동태적 패널모형의 추정결과가 통계적으로 유의하지 않은 양의 값을 보이고 있고, 중국을 분석한 Budd et al.(2014)에서는 도구변수를 사용하여 내생성 문제를 통제한 분석모형의 추정결과가 통계적으로 유의하지 않은 양의 값을 보이고 있다. 이처럼 영미권과 노사제도가 다른 나라들의 분석이나 최근의 정교한 통계기법들을 사용했을 때, 노조의 부정적 고용효과에 대한 통계적 유의도가 사라지고 있다는 점에서 노동조합의 특성이

나 추정방법론 등에 따라서 노조의 고용효과가 변할 수 있다는 추측을 가능하게 한다.

2. 이론적 배경

노동조합의 고용효과를 설명하는 이론적 근거는 크게 두 가지로 구분된다. 하나는 노동조합이 단위당 노동비용에 어떤 영향을 미치는가에 있다(Long, 1993; Wooden and Hawke, 2000). 기업의 고용량은 노동의 가격에 의존하기 때문에 노동조합이 노동의 가격에 어떤 영향을 미치는가가 노동조합의 고용효과를 매개한다고 보는 시각이다. 또 하나의 근거는 노동조합이 기업의 고용규모 결정에 얼마나 많이 참여할 수 있는가 여부에 있다. 전통적으로 고용은 노사간 교섭의 의제로 포함되지 않지만, 노동조합은 어떤 형태로든 조합원들의 고용안정성을 얻기 위해서 노력하게 되고, 그러한 노력은 노동조합의 고용효과에 영향을 주게 된다. 여기서는 전자의 논거와 관련해서 독점효과 대 목소리효과 대의 대비(Freeman & Medoff, 1984)를 중심으로, 후자의 논거와 관련해서는 단체교섭에 관한 독점모형 대 효율협약모형의 대비(McDonald & Solow, 1981)를 중심으로 살펴보고자 한다.

먼저 노조의 독점효과와 목소리효과를 중심으로 노동조합의 고용효과를 논의하는 이론적 시각들을 살펴보고자 한다. 노동조합의 기본적인 존립근거가 임금 등 근로조건 개선에 있기 때문에 대부분의 노동조합들은 노동공급에 대한 독점적 지위를 이용해서 조합원들의 임금수준을 시장임금보다 높이고 있다. 이것은 통상 노동조합의 독점효과라고 불리는데, 우리나라에서도 2000년대에 5% 이상의 노조 임금프리미엄이 존재하는 것으로 보고되고 있다(김장호, 2008; 류재우, 2005). 이렇게 높여진 노동가격이 노동생산성 증가에 의해서 보전되지 않는다면, 노동의 수요-공급 법칙에 의해서 기업은 고용규모를 줄이게 된다. 즉, 노동의 수요곡선은 우하향 곡선이기 때문에 다른 조건이 동일하다면 노동의 가격이 오를 때 노동의 수요자인 기업이 구매하고자 하는 노동량이 줄어들게 된다. 이 시각에서 보면 노동조합이 임금프리미엄을 추구하는 것은 그것의 본질적 속성이기 때문에 노동조합의 존재가 그것을 보전할 정도로 노동생산성을 높이는가가 기업의 고용규모 결정에서 매우 중요한 의미를 가지게 된다.

노동조합의 존재가 노동생산성에 어떤 영향을 미치는가를 판단할 때 크게 두 가지 경로를 생각할 수 있다. 하나는 노동조합이 기업의 조직유연성을 떨어뜨리면서 노동생산성에 부정적인 영향을 줄 것이라는 주장이 있다. 노동조합이 직무통제를 통해서 근로자들의 배치 유연성을 떨어뜨릴 수도 있고, 고용조정을 억제함으로써 고용유연성을 떨어뜨릴 수도 있게 된다. 이런 과정을 통해서 창출되는 고용경직성은 노동생산성을 떨어뜨릴 수 있게 된다. 반면에 노동조합이 노사간 의사소통의 활성화를 통해서 근로자들의 고용조건을 개선하고 근로자들의 고충을 해결해 줌으로써 근로자들의 이직을 줄이고 장기 고용을 가능하게 하며, 그것을 기반으로 기업

특수 숙련의 개발, 근로자들의 사기 제고와 직무태도 개선 등을 낳게 될 수도 있다. 후자의 경로는 통상 노동조합의 목소리효과로 불리고 있는데(Freeman & Medoff, 1984), 그것은 노동조합이 근로자들의 노동생산성을 높이는 주된 통로로 주목을 받고 있다. 이처럼 노동조합의 목소리효과를 통해서 근로자들의 노동생산성이 증가하게 되면 그것은 노조의 임금프리미엄을 보전하는 것으로서 노동조합의 부정적 고용효과를 줄이게 된다. 이런 점에서 노동조합의 생산성향상 효과가 얼마나 큰가가 중요하다. 노동조합의 노동생산성 효과는 나라마다 차이가 날 수 있다. Kaufman and Kaufman(1987)에서는 미국의 경우 그 효과가 크지는 않은 것으로 보고되고 있고(Long, 1993), 우리나라에서도 노동조합의 생산성 효과가 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다(유경준·강창희, 2013). 반면에 Morikawa(2010)에 따르면 일본에서는 노동조합의 생산성 효과가 긍정적이다. 어쨌든 노동조합의 노동생산성 효과는 노사간의 전략이나 노사관계의 특성 등에 따라서 가변적이기 때문에 그것은 이론적으로 결정될 성질의 것이 아니고 실증적으로 확인될 필요가 있는 사항이다.

노동조합의 독점효과와 관련해서 또 한 가지 중요한 요인은 노동조합의 교섭력이다. 노동조합의 교섭력은 노동공급에서 노동조합의 독점적 지위를 결정하는 주된 요인이기 때문이다. 노조의 단체교섭력이 약화되면 노동조합의 임금프리미엄이 감소하게 되고(Doiron, 1992; Svejnar, 1986), 그만큼 노동의 가격 부담이 완화되기 때문에 노동조합의 부정적 고용효과도 완화될 가능성이 높게 된다. 독일 데이터를 분석한 Jirjhan(2010)에 따르면, 노동조합보다 힘이 약한 작업장평의회는 긍정적인 고용효과를 보이는 것으로 나타나고 있고, Budd et al(2014)에 따르면, 교섭력이 약한 중국의 노동조합도 부정적 고용효과를 보이지 않는 것으로 나타나고 있다. 이런 점에서 최근 우리나라에서 노동조합의 힘이 전반적으로 약화되고 임금인상률도 둔화되고 있는데, 그것들이 노동조합의 고용효과에 일정하게 영향을 줄 것으로 예상된다.

이상의 논의들은 고용규모가 사용자에 의해서만 결정된다는 가정에 근거하고 있다. 즉, 고용은 단체교섭 대상이 아니기 때문에 임금인상률만 단체교섭에 의해서 결정되고, 그 교섭 결과물을 본 후 고용주가 고용규모를 결정한다고 가정하는 독점모형의 기본 시각이다(Fellner, 1947; Cartter, 1959). 이것은 단체교섭에 관한 이념형적인 모형 중 하나인데, 현실에서는 노동조합이 기업의 고용규모를 결정하는데 일정한 영향력을 행사하는 경향이 있다. 가령 노사간 고용안정협약을 통하거나 파업 등의 물리적 수단을 동원해서 고용조정을 억제하는 경우들이 그런 사례에 해당된다. 이런 맥락에서 경제위기 국면에서는 유노조기업의 고용감축이 덜 이루어지고 있음을 확인한 윤윤규(2008)의 연구결과를 주목할 필요가 있다. 노동조합이 인원을 감축하는 고용조정에 대해서는 개입할 여지가 있기 때문이다.

이처럼 노동조합은 고용문제에 대해서 자신의 제도적인 힘을 이용해서 개입하려고 하는데, 부수적인 형태가 아니라 고용문제를 단체교섭 안으로 끌어들여서 본격적으로 개입하고자 하

는 욕구를 가지게 된다. 이처럼 고용을 단체교섭 의제로 삼고 임금과 고용의 동시 최적해를 추구하는 교섭모형을 효율협약모형이라고 한다(McDonald & Solow, 1981). 효율협약모형에 따른 결과물은 독점모형에 따른 것과 일정한 차이를 보이게 되는데, 임금은 독점모형보다 낮고 고용규모는 더 높을 것이라고 예측될 수 있다. 현실의 단체교섭에서 고용을 의제로 다루는가에 대해서는 논란의 여지가 있지만, 기업의 경영위기로 고용조정 가능성이 제기되는 경우 인원감축 대신 임금인상을 억제하는 타협안을 도출하는 경우들을 볼 수 있는데, 이러한 유형의 단체교섭이 효율협약모형의 사례에 해당된다. 노사관계가 성숙국면에 접어들게 되면 임금만이 아니고 고용도 노사간 쟁점으로 등장하는 경향이 있기 때문에 어떤 형태로든 고용이 단체교섭 의제로 다뤄질 가능성이 높아지게 된다. 효율협약모형과 관련해서 우리나라 노동조합운동이 임금인상률이 전반적으로 감소하고 파업빈도가 줄어드는 등 성숙국면에 접어들었다는 점을 주목할 필요가 있다. 성숙국면에서는 노동조합이 임금뿐 아니라 고용에도 관심을 둘 수 있기 때문에 노동조합의 고용효과에 일정하게 영향을 미칠 가능성이 있다. 노동조합이 조합원들의 고용안정을 위해서 임금인상을 양보할 수도 있는 것이기 때문에 임금인상률과 고용증가율이 상호간에 정(+의 상관관계로 나타날 가능성도 있는 것이다(Doiron, 1992).

이상의 논의에서 우리나라 노동조합의 고용효과는 우리나라 노동조합이 조합원들의 임금 수준을 어느 정도 끌어올리고 있는가, 노동생산성에는 어떤 영향을 미치고 있는가, 고용안정협약을 얼마나 많이 체결하고 있는가, 노사관계의 상호협력성 수준은 어느 정도인가, 노동조합의 교섭력은 어느 정도인가 등의 영향을 받을 것으로 예상된다. 본 연구에서는 먼저 동태적 패널모형을 이용해서 노동조합의 고용효과가 어느 정도인지를 추정해본 다음, 유노조 사업체 표본을 대상으로 이상의 노동조합 특성 변수들이 고용변동에 어떤 영향을 주는지도 분석해 보고자 한다.

3. 분석모형 설정

이상의 문제의식에서 본 연구는 패널데이터 회귀분석기법을 사용해 노조의 고용효과를 추정해 보고자 한다. 본 연구는 패널데이터 분석기법 중 동태적 패널모형을 기본 모형으로 설정하고 있는데(아래의 회귀식 (1)을 참조), 주된 이유는 역인과성 또는 상호인과성 문제를 처리하기 위한 것에 있다. 동태적 패널모형은 종속변수의 전기 값을 독립변수로 포함하는 점에서 표준적인 고정효과모형과 차이가 있는데, 그것의 불편추정치를 구하기 위해서는 각 변수들을 1차 차분한 다음 이전 시기의 수준 변수들을 도구변수로 활용하는 GMM분석기법을 활용하게 된다(Arellano and Bond, 1991). 이처럼 동태적 패널모형의 추정방법은 그것 내에 종속변수와 독립변수의 역인과성 문제를 해결할 수 있는 기법을 내재하고 있는 장점을 가지고 있어 본 연

구에 적합한 연구모형인 것으로 판단된다. 다만 동태적 패널모형의 추정결과와의 비교검토를 위해서 임의효과모형과 고정효과모형도 추정하여 그 결과를 보고하고자 한다.

$$E_{it} = \beta_0 + \beta_1 E_{it-1} + \beta_2 TU_{it} + \alpha X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (\text{전체 표본}) \quad (1)$$

여기에서 E 는 고용증가율, TU 는 노동조합 더미변수, X 는 기타 통제변수들의 벡터, μ 는 고정효과, ϵ 은 오차항이고, 아래 첨자 i 와 t 는 각각 사업체와 연도를 가리킨다. 여기서 종속변수는 고용수준 변수가 아니라 고용증가율 변수를 사용하였다. 고용증가율은 계열상관성(serial correlation)을 줄일 수 있기 때문에 대부분의 선행연구들에서 사용되었다. 그것을 산출하는 공식은 Wooden and Hawke(2000)에 따라서 $100 * (E_{it} - E_{it-1}) / \frac{(E_{it} + E_{it-1})}{2}$ 을 이용하였는데, 그 공식이 갖는 장점은 그것이 정규분포에 근접하게 분포하고 있다는 점에 있다(Brändle and Goerke, 2013). 이 통계모형의 주된 독립변수는 노동조합인데, 그것은 노조의 존재 여부를 가리키는 더미변수이다.

그 밖의 통제변수들로는 전년도 고용규모, 1인당 인건비, 고용안정협약, 1인당 매출액, 1인당 고정자산, 간접고용 비율, 하청 존재 여부, 50세 이상 근로자 비율, 이직률, 기업연령, 외국인 투자비율, 시장경쟁정도, 제품수요 변동, 복수사업체 여부 등이다. 전년도 고용규모는 고용증가율이 조직규모에 의존하는 경향이 있기 때문에 통제한 것이고, 1인당 인건비는 임금수준이 고용규모에 영향을 주기 때문에 통제하였다. 고용안정협약은 노동조합이 고용규모에 영향을 미치는 통로 중 하나이기 때문에 통제하였고, 1인당 매출액과 1인당 고정자산비율은 노동생산성을 통제하기 위해서 포함하였다. 간접고용비율과 하청기업 존재 여부 등은 기업 내부의 직접 고용 근로자에 대한 대체수단으로 활용될 수 있기 때문에 포함하였고, 50세 이상 근로자 비율과 이직률 등 인적자원의 특성들도 고용규모에 영향을 줄 것으로 예상되어 통제하였다. 그 밖에 기업연령, 외국인 투자비율 등 기업의 조직특성 변수들도 고용규모에 영향을 줄 가능성이 있고, 시장경쟁정도와 제품수요 변동 등도 고용을 결정하는 중요한 제품시장 요인들이기 때문에 통제하였다. 다른 사업체의 존재가 해당 사업체의 고용을 유연하게 조정할 수 있는 수단이 될 수 있기 때문에 복수사업체 기업인지 여부도 고용에 영향을 줄 것으로 기대되어 통제변수로 포함하였다. 마지막으로, 연도마다 고용변동률에 차이가 있기 때문에 연도 더미변수들을 포함하였고, 임의효과모형에서는 산업 더미변수들도 통제변수로 포함하였다.

위의 동태적 패널모형을 노동조합의 특성 변수들을 독립변수로 포함한 회귀식도 추정해 보고자 한다(회귀식 (2) 참조). 노동조합의 특성 변수들은 유노조 사업체에서만 존재하기 때문에 이 회귀방정식은 유노조 사업체 표본에 대해서만 적용하고자 한다.

$$E_{it} = \beta_0 + \beta_1 HAN_{it} + \beta_2 MIN_{it} + IU_{it} + UR_{it} + UR2_{it} + \alpha X_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (\text{유노조 표본}) \quad (2)$$

여기서 *HAN*과 *MIN*은 각각 한국노총 소속과 민주노총 소속이고(기준 범주는 비가맹노조 임), *IU*는 산별노조, *UR*과 *UR2*는 각각 노조조직률 1차항과 2차항이다. 노동조합 특성 변수들은 가능한 한 객관적 지표들만을 사용하였다. 종속변수와 나머지 통제변수들은 회귀방정식 (1)에서와 동일하다.

Ⅲ. 자료와 기초통계

1. 자 료

본 연구는 한국노동연구원이 수집한 『사업체패널조사』의 1~5차 웨이브(2005~13년)를 사용하고 있다. 『사업체패널조사』의 모집단과 표본추출 방식, 조사대상자, 설문조사 방식과 절차 등에 관해서는 『사업체패널조사 가이드북』에 상술되어 있기 때문에 여기에서는 그것들에 관한 별도의 설명을 추가하지 않고자 한다. 『사업체패널조사』의 표본크기는 2005년 자료에서 1,900개, 2007년 자료에서 1,735개, 2009년 자료에서 1,737개, 2011년 자료에서 1,770개, 2013년 자료에서는 1,775개 등인데, 여기에서는 3개 웨이브 이상에 유지되는 관측치들만을 사용하고 자 한다. 주된 이유는 동태적 패널모형을 추정하기 위해서는 최소한 3개 이상의 패널을 필요로 하기 때문이다. 본 연구에서 사용하는 변수들에 결측치가 있는 케이스들을 제거한 결과 남은 표본의 크기가 2005년에 691개, 2007년에 839개, 2009년에 867개, 2011년에 830개, 2013년에 745개 등으로 나타나고 있는데, 이것들이 본 연구의 기본 표본을 구성하고 있다.

2. 기초통계

본 연구의 종속변수들인 고용변화율에 관한 기초통계가 <표 1>에 정리되어 있다. 앞에서 언급되었지만 고용변동률은 $(100 * (E_t - E_{t-1}) / [(E_t + E_{t-1}) / 2])$ 의 공식을 이용해서 산출되었다. <표 1>에 정리된 통계 결과들을 보면, 우선 고용이 감소하는 해도 있고, 증가하는 해에도 증가율이 매우 낮아서 2005~13년 기간 동안 표본사업체들의 고용성과가 전반적으로 매우 저조한 상태에 있다. 2005년과 2011년에 양의 증가율을 보이고 있지만 1% 전후이고, 2007년과 2009년, 그리고 2013년에는 고용이 감소하고 있다. 무노조-유노조 사업체 간 고용성과를 비교해 보면, 연도마다 서로 다른 패턴을 보이고 있다. 우선 2005년과 2007년에는 무노조 사업체의 고용은 증가하고 있지만 유노조 사업체에서는 감소하고 있다. 그런 다음 2009년과 2011년에는

유노조 사업체의 고용성과가 무노조 사업체보다 더 양호한 것으로 나타난 다음, 2013년에는 무노조 사업체의 고용이 덜 감소하는 것으로 나타나고 있다. 2009년에는 세계적 금융위기에 접어든 이후 시점이기 때문에 2009년과 2011년의 고용성과는 그 경제위기의 영향이 반영된 것이 아닌가 추측된다.

〈표 1〉 고용증가율에 관한 기초통계

	무노조사업체		유노조사업체		전 체	
	N	평균(표준편차)	N	평균(표준편차)	N	평균(표준편차)
2005	331	4.21 (19.15)	360	-1.50 (11.41)	691	1.24 (15.85)
2007	463	0.61 (16.77)	376	-1.04 (14.20)	839	-0.13 (15.68)
2009	475	-1.33 (15.48)	392	-0.84 (7.89)	867	-1.11 (12.63)
2011	437	0.24 (17.23)	393	1.55 (10.53)	830	0.86 (14.45)
2013	391	-0.20 (17.95)	354	-0.54 (9.66)	745	-0.36 (14.60)

〈표 2〉에는 본 회귀분석모형에서 사용되는 독립변수들의 기초통계가 정리되어 있다. <패널 A>에는 전체 표본을 대상으로 한 변수들의 기초통계가, <패널 B>에는 유노조 표본을 대상으로 한 노동조합 특성 변수들의 기초통계가 정리되어 있다.

먼저 유노조 사업체의 비율과 노동조합 특성 변수들을 살펴보면, 유노조 사업체의 비율은 2005년에 52%에서 2007년부터 대폭 줄어들어서 2007년과 2009년에 45% 정도를 보인 다음 2011년에 47%, 2013년에 48% 등으로 소폭 증가하고 있다. <패널 B>에 정리되어 있는 노동조합의 특성 변수들을 보면, 한국노총 소속 노조가 있는 사업체의 비율이 2005년 61%에서 2009년에 49%까지 떨어졌다가 2013년에 59%까지 다시 증가하고 있다. 반대로 민주노총은 2005년의 33%에서 2009년에 40%로 늘었다고 2013년에 28%까지 감소하고 있다. 비가맹노조의 비율은 2005년에 5%에서 2013년의 13%까지 일관되게 증가하고 있는 것으로 나타나고 있다. 다만, 이 통계들을 해석할 때에는 연도별로 동일표본을 가지고 있는 것이 아니기 때문에 표본 구성상의 차이도 반영될 수 있다는 점을 감안할 필요가 있다. 한편 산별노조 소속 노조들이 있는 사업체의 비율은 2005년에 34%, 2007년에 45%, 2009년에 40%, 2011년에 41%, 2013년에 39% 등으로 나타나고 있다. 마지막으로 노조 조직률은 2005년에 63.5%, 2007년에 48.7%, 2009년에 50.2%, 2011년에 60.1%, 2013년에 46.8% 등으로 연도마다 널뛰기를 하고 있다.

고용증가율이 고용규모에 의해서 영향을 받기 때문에 전년도 고용규모를 독립변수로 포함하고 있다. 전년도 고용규모는 2005년 502명에서 2013년 465명까지 줄어드는 추세 속에 있다. 그 다음으로 중요한 독립변수인 1인당 인건비는 임금과 퇴직금 등을 포함한 인건비를 근로자수로 나누어 얻은 값으로서 기업체 단위 변수이고, 고용안정협약은 노사간에 고용안정협약

〈표 2〉 독립변수들에 대한 기초 통계

〈패널 A〉 전체 표본

	2005(N=691)	2007(N=839)	2009(N=867)	2011(N=830)	2013(N=745)
유노조	0.520 (0.500)	0.448 (0.498)	0.452 (0.498)	0.473 (0.500)	0.475 (0.500)
전년도 근로자수	501.9 (998.9)	498.9 (1039.9)	458.80 (899.9)	495.8 (1119.4)	464.9 (925.9)
인당 인건비	43.05 (17.64)	46.80 (18.45)	46.66 (19.04)	52.40 (19.89)	55.10 (21.05)
고용안정협약	0.31 (0.46)	0.30 (0.46)	0.26 (0.44)	0.30 (0.46)	0.39 (0.49)
인당 매출액	506.7 (1070.9)	533.1 (1370.4)	602.4 (1019.1)	657.1 (1166.7)	601.8 (1027.7)
인당 고정자산	193.49 (372.13)	200.59 (488.00)	222.86 (500.95)	218.39 (469.90)	206.32 (347.70)
간접고용 비율	9.21 (14.92)	4.21 (10.39)	3.55 (9.52)	5.05 (12.47)	3.60 (10.30)
하청있음	0.42 (0.49)	0.36 (0.48)	0.31 (0.46)	0.30 (0.46)	0.36 (0.48)
50세 이상 비율	10.85 (13.24)	12.58 (15.18)	13.97 (15.47)	17.55 (18.09)	19.50 (18.16)
이직률	16.45 (29.43)	15.00 (18.42)	11.95 (13.95)	13.91 (15.33)	13.97 (16.15)
기업연령	21.40 (15.79)	22.89 (15.69)	24.66 (15.11)	27.08 (15.61)	28.86 (15.41)
외국인지분율	9.44 (22.76)	8.58 (22.16)	6.58 (20.26)	6.78 (20.14)	5.78 (19.58)
시장경쟁	3.94 (1.08)	3.92 (1.02)	3.80 (0.93)	3.89 (0.93)	3.92 (0.93)
수요변동	3.23 (0.98)	3.23 (0.95)	3.24 (0.87)	3.13 (0.98)	3.08 (0.92)
복수사업체	0.56 (0.50)	0.54 (0.50)	0.49 (0.50)	0.52 (0.50)	0.60 (0.49)

〈패널 B〉 유노조 표본

	2005(N=348)	2007(N=367)	2009(N=377)	2011(N=371)	2013(N=328)
한국노총	0.61 (0.49)	0.60 (0.49)	0.49 (0.50)	0.59 (0.49)	0.59 (0.49)
민주노총	0.33 (0.47)	0.34 (0.48)	0.40 (0.49)	0.28 (0.45)	0.28 (0.45)
비가맹	0.05 (0.23)	0.06 (0.23)	0.11 (0.32)	0.13 (0.34)	0.13 (0.34)
산별노조	0.34 (0.47)	0.45 (0.50)	0.40 (0.49)	0.41 (0.49)	0.39 (0.49)
조직률	63.46 (23.15)	48.65 (27.31)	50.23 (26.44)	60.12 (24.11)	46.76 (26.45)

주 : () 안은 표준편차임.

이 맺어져 있는지 여부를 가리키는 더미변수이다. 그 변수들의 평균값을 보면, 먼저 1인당 인건비는 2005년의 43.1백만 원에서 2013년의 55.1백만 원까지 증가하고 있다. 2009년에는 2007년보다 약간 감소하고 있지만, 2011년부터 되찾기를 시작하면서 인건비 수준이 대폭 증가하고 있다. 고용안정협약은 2005년에 31%의 기업에서 체결되었다가 2009년에 26%까지 감소하였으며 2013년에 39%까지 증가하였다. 노동생산성 관련 지표인 1인당 매출액은 2005년에 506.7백만 원에서 2013년에 601.8백만 원까지 증가하고 있다. 1인당 고정자산 비율도 2005년의 193백만 원에서 2013년의 206백만 원까지 증가하고 있다. 참고로 1인당 매출액과 1인당 고정자산은 GDP deflator에 의해 조정된 값이다.

간접고용근로자 비율은 파견근로자, 사내하청·용역근로자, 특수고용형태/독립도급근로자 등 간접적으로 활용하고 있는 근로자수를 전체 근로자수(직접 + 간접고용 근로자수)로 나눈 값이고, 하청있음 변수는 하청회사를 활용하는지 여부를 가리키는 더미변수이다. 그 변수들의 기초통계를 보면, 간접고용근로자 비율은 2005년 9.2%에서 2013년 3.6%까지 전반적으로 하향 추세에 있다. 하청기업이 존재하는 사업체의 비율도 2005년 42%에서 2013년 36%까지 전반적으로 줄어들고 있다. 50세 이상 근로자 비율은 전체 근로자수에서 50세 이상 근로자가 차지하는 비율을 구한 값이다. 그것의 변화 추이는 인력의 고령화 추세에 맞게 전반적으로 상승하고 있다. 이직률도 연간 이직자수를 연초 근로자수로 나누어 얻은 값이다. 그것의 평균값들을 보면, 2005년의 16.4%에서 2013년의 14.0%까지 약간 줄어들고 있다.

그 밖의 조직 특성 변수들로 기업연령, 외국인 지분율, 시장경쟁정도, 제품수요 변동, 복수사업체 등도 통제변수에 포함하였으며, 그 변수들에 대한 평균값도 <표 2>에 정리되어 있다. 평균 기업연령이 20년을 넘어서고 있으며, 외국인 지분율은 2005년의 9.4%에서 2013년의 5.8%까지 조금씩 줄어들고 있다. 시장경쟁 변수와 제품수요 변동 변수들은 정성적 척도들인데, 시장경쟁은 3.8~3.9점 정도로, 제품수요 변동 변수는 3.1~3.2 정도로 상당히 일관되게 나타나고 있다. 임의효과모형에서는 산업변수들도 통제하였는데, 지면의 절약을 위해서 여기에서는 생략하였다.

IV. 분석결과

노동조합의 고용효과에 관한 회귀분석 결과들이 <표 3> ~ <표 5>에 정리되어 있다. <표 3>에는 선행연구들의 분석기법을 원용해서 2005년과 2013년 두 시점 패널데이터를 이용한 OLS 추정결과가 정리되어 있다. 이 통계모형에서 종속변수들은 3가지 기준의 고용증가율을 사용하고 있는데, 정규직 근로자 기준, 직접고용근로자(정규직 근로자 + 직접고용 비정규직 근로자) 기준, 전체 근로자(직접고용 + 간접고용근로자) 기준 등이 그것이다. <표 4>에는 유노조 사업체와 무노조 사업체를 포괄한 전체 표본을 대상으로 노동조합의 고용효과를 추정한 결과가 정리되어 있다. 통계모형은 동태적 패널모형을 기본 모형으로 하고, 임의효과모형, 고정효과모형 등도 비교를 위해서 추정하여 보고하고 있다. <표 5>에는 유노조 사업체 표본을 대상으로 노사관계의 세부적인 특성들이 고용증가율에 미치는 영향을 추정한 결과가 정리되어 있다. 통계모형은 <표 3>과 동일하게 동태적 패널모형이 기본이고, 임의효과모형과 고정효과모형도 보고하고 있다.

먼저 <표 3>에 정리된 OLS모형의 주된 독립변수인 노조 변수들을 보면, 노동조합 상태를 4개 범주로 구분하여 독립변수에 포함하였다. 즉, 2005년과 2013년 모두 유노조인 유형(유노조(05) → 유노조(13)), 2005년에 무노조였다가 2013년에 유노조화된 곳(무노조(05) → 유노조(13)), 2005년에 유노조였다가 2013년에 무노조화된 곳(유노조(05) → 무노조(13)), 2005년과 2013년에 모두 무노조였던 곳(무노조(05) → 무노조(13)) 등이다. 그 중 기준 범주는 무노조(05) → 무노조(13) 유형이다. 대부분의 선행연구들에서는 유노조(05) → 유노조(13) 유형과 무노조(05) → 무노조(13) 유형의 비교 속에서 노동조합의 고용효과를 추정하고 있는데, 여기에서는 노조 지위가 변화된 다른 두 가지 유형도 포함하였다. 이렇게 4가지 유형으로 구분한 이유는 이것을 통해서 노동조합의 고용효과를 보다 세부적으로 분석하기 위한 것이고, 동시에 역인과성 또는 상호인과성이 존재하는지 여부를 가늠해 보기 위한 목적도 있다. 특히 집단 내 가변성(within variability)을 활용하는 고정효과모형에서는 노조 상태가 변화된 두 가지 유형이 추정치에 미치는 영향이 크기 때문에 노조 상태가 변화되는 곳에서 고용변동이 어떻게 발생하는지를 살펴보는 것이 패널데이터 회귀분석의 예비적 진단으로서 중요한 의미를 가지게 된다.

<표 3>의 추정결과들을 보면, 유노조(05) → 유노조(13) 유형은 3가지 종속변수를 사용한 분석모형 모두에서 일관되게 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값을 가지고 있다. 이 추정결과들은 노동조합이 조직된 지 오래된 곳(노사관계가 성숙국면에 진입한 곳)에서는 노동조합의 고용효과가 부정적이지 않음을 시사하고 있다. 그런데 이 결과는 유사한 모형을 사용했던 선행 연구들이 다른 나라들에 대해서 추정한 결과와 다른데, 그 이유가 무엇인지 궁금증을 자아내고 있다. 한편으로는 노동조합이 기업별 조직형태를 취하고 있는 우리나라 노사관계가 성숙단계에 접어들어 안정화되면서 노동조합의 부정적 고용효과가 줄어들고 있을 가능성도 있고, 다른 한편으로는 본 연구의 분석시점의 상당부분이 금융위기를 포함하고 있어서인지 고용감소가 이루어지고 있는 연도가 많은데, 노동조합이 그것을 억제하는데 상대적으로 성공하고 있는 것이 아닌가 추측되기도 한다. 또는 이 통계모형이 고용변동에 영향을 주는 변수들을 충분히 통제하지 못하고 있기 때문에 발생하는 추정상의 문제가 있을 수도 있다. 참고로 이 결과는 패널데이터 패널분석 중 임의효과모형의 추정결과와 유사할 가능성이 높는데, 그 이유는 유노조(05) → 유노조(13) 유형의 비중이 노조 지위가 변화된 다른 2가지 유형보다 압도적으로 높기 때문이다. 이 회귀모형이나 임의효과모형 모두 고용변동에 영향을 주는 시간불변적 고정효과를 통제하지 못한다는 한계를 가지고 있다는 점에서 공통점이 있다.

한편 노조 상태가 변화되는 2가지 유형이 패널데이터의 고정효과에서 많이 활용되는데, 그 추정결과들은 노조가 고용변동에 부정적인 영향이 아니라 긍정적인 영향을 마치고 있음을 시사하고 있다. 즉, 무노조(05) → 유노조(13) 유형의 계수 추정치는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보이고, 유노조(05) → 무노조(13) 유형의 추정치는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보이

〈표 3〉 2005~13년간 고용증가율에 대한 OLS 분석결과(N=602)

독립변수	종속변수		
	정규직 고용규모 증가율(2005~13)	직접고용 규모 증가율(2005~13)	직접+간접고용 규모 증가율(2005~13)
상수항	-40.108 (32.889)	-43.511 (31.074)	-40.940 (31.151)
무노조(05)→유노조(13)	21.633 ** (11.000)	20.809 ** (10.393)	21.652 ** (10.419)
유노조(05)→무노조(13)	-36.967 ** (15.496)	-33.113 ** (14.641)	-33.378 ** (14.677)
유노조(05)→유노조(13)	7.665 (6.119)	6.261 (5.781)	4.865 (5.796)
log(전년도 고용규모)	-10.069 *** (2.463)	-9.899 *** (2.327)	-10.159 *** (2.333)
log(인당 인건비)	25.021 *** (7.820)	25.425 *** (7.388)	23.359 *** (7.407)
고용안정협약	-7.387 ^ (5.208)	-4.035 (4.920)	-0.863 (4.933)
log(인당 매출액)	-3.647 (3.378)	-3.618 (3.191)	-3.187 (3.199)
log(인당 고정자산)	0.610 (1.748)	-0.058 (1.652)	0.284 (1.656)
간접고용 비율	-0.215 ^ (0.160)	-0.255 * (0.151)	-1.431 *** (0.151)
하청 존재	1.505 (4.817)	1.880 (4.551)	1.036 (4.563)
50세 이상 비율	-0.596 *** (0.190)	-0.396 ** (0.180)	-0.441 ** (0.180)
이직률	0.001 (0.078)	0.087 (0.074)	0.121 ^ (0.074)
기업연령	-0.260 ^ (0.169)	-0.091 (0.160)	-0.182 (0.160)
외국인 투자비율	-0.020 (0.110)	0.025 (0.104)	-0.025 (0.104)
시장경쟁정도	-6.463 *** (2.197)	-5.020 ** (2.076)	-3.797 * (2.081)
수요변동	5.354 ** (2.421)	7.495 ** (2.288)	7.767 *** (2.293)
복수사업체	13.407* *** (5.145)	11.135 ** (4.861)	11.328 ** (4.873)
R ²	0.179	0.138	0.253

주 : ^ p<0.10(단측검증) * p<0.10(양측검증) ** p<0.05(양측검증) *** p<0.01(양측검증)
 산업 대분류를 통제변수로 포함하였으나 지면의 절약을 위해서 그 추정치들에 관한 보고를 생략함.

고 있다. 이 추정결과들은 정규직 근로자 기준, 직접고용근로자 기준, 전체 근로자(직접고용 + 간접고용근로자) 기준 등을 종속변수로 사용한 3가지 모형에서 일관되게 나타나고 있다. 그 두 가지 변수들에 대한 추정결과들을 일상적인 용어로 풀어쓰면, 노조가 조직될 경우 무노조 상태로 남아 있는 경우보다 고용이 더 많이 증가하고, 반대로 노조가 해체되면 고용이 더 감소한다는 의미로 해석된다. 이 결과들은 노조의 고용효과에 관한 이론적 예측과 정반대이기 때문에 고용변동이 노조의 존재에 역으로 영향을 주고 있는 것은 아닐까(역인과성 문제)라고 의구심을 던질 이유가 있다. 즉, 기업의 재무상태가 양호하고 성장이 빠른 곳에서 노조 조직화 가능성이 높은 것은 아닌가, 또는 반대로 기업의 재무상태가 악화되는 경우에 노조가 해체될 가능성이 있는 것은 아닌가라는 의구심이 그것이다. 이런 종류의 역인과성 또는 상호인과성이 작용하게 되면 시간불변적인 고정효과를 통제하고 있는 표준적인 고정효과모형의 추정치마저도

편의성을 보일 가능성이 높는데, 그 이유는 노조 상태가 변동되는 곳의 고용변동이 고정효과모형의 추정결과에 많은 영향을 미치기 때문이다. 이처럼 역인과성 또는 상호인과성 문제가 존재하게 되면 고정효과모형마저도 불편추정치를 보장하지 못하기 때문에 그 문제를 해결할 수 있는 별도의 회귀모형을 활용할 필요성을 제기하고 있고, 그 점을 감안해서 본 연구는 동태적 패널모형을 원용하고 있다.

<표 4>에 정리된 전체 표본(유노조 사업체 + 무노조 사업체)을 대상으로 한 패널분석 추정결과들을 보면, 임의효과모형, 고정효과모형, 동태적 패널모형 등 3가지 모형 사이에 차이가 있음을 알 수 있다. <표 3>의 추정결과에서 예측된 것처럼, 임의효과모형과 고정효과모형에서는 노조의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값을 보이고 있음에 반해 동태적 패널모형에서는 $\alpha=0.10$ (단측검증)에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 이처럼 임의효과모형과 고정효과모형의 추정결과들이 동태적 패널분석의 추정결과와 현격한 차이를 보이고 있기 때문에 노조의 고용효과모형에서 역인과성 또는 상호 인과성 가능성이 존재하고 있음을 알 수 있다. <표 3>에서 역인과성을 설명할 수 있는 구체적인 상황들이 제시되었기 때문에 그에 관해서는 더 이상 설명하지 않고, 본 연구에서는 동태적 패널분석 결과에 높은 비중을 두고 연구결과들을 해석하고자 한다. 그런데 동태적 패널분석 결과마저도 다른 나라들에 대한 선행 연구들의 추정결과에 비해서는 유의도가 많이 낮은 편이어서 우리나라의 노동조합이 고용변동에 미치는 영향이 전반적으로 다소 낮다는 점이 주목된다. 본 연구의 분석대상 기간이 2000년대 중반 이후인데, 그 시점부터 지금까지 기업별 조직형태를 취하고 있는 우리나라 노동조합들의 영향력이 전반적으로 약화되고 있는 점, 2008년에 세계적 금융위기가 발생하여 아직까지도 극복되지 않은 상태로 남아 있다는 점 등이 노동조합의 고용효과에 영향을 미친 것이 아닐까라는 추측은 할 수 있지만, 애석하게도 본 연구에서 그것을 입증할 수 있는 근거들이 제시될 수 있는 상태는 아니다.

<표 4>에 정리된 추정결과들 중 노조의 고용효과에 관한 이론적 논의와 관련해서 의미있는 통제변수들의 추정치들에 대해서도 해석이 요구되고 있다. 먼저 1인당 인건비는 고용변동에 부정적인 영향을 주고 있어서 노동조합의 임금프리미엄이 노조의 고용효과에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있음을 시사하고 있다. 반면에 노동생산성 지표로서 사용된 1인당 매출액은 임의효과모형을 제외하면 고용변동에 긍정적인 영향을 미치지 못하고 있다. 이 결과들을 액면 그대로 해석하면, 노동생산성이 증가하더라도 고용으로 연결되지 않고 있음을 말해주고 있는데, 그것은 2000년대 이후 우리나라에서 주목받고 있는 성장과 고용의 연계성 약화 현상이 반영된 것이 아닌가 추측된다. 노동생산성보다는 직접고용을 대체할 수 있는 수단들이 많이 생겨나고 있기 때문에 다른 대체수단과의 경제적 비교가 더 중요한 것이 아닌가 추측된다. 한편 1인당 고정자산의 증가는 고용변동에 부정적 영향을 주고 있는데, 그것은 기계화의 진전이 고

〈표 4〉 노조의 고용효과에 관한 회귀분석 결과 : 패널분석

독립변수	종속변수		
	임의 효과모형 (N=990, T=3~5)	고정 효과모형 (N=990, T=3~5)	동태적 패널모형 (N=819, T=1~3)
상수항	13.683 (4.552)	83.195 (14.382)	151.195 (40.157)
lag(종속변수)	-	-	0.007 (0.054)
유노조	0.308 (0.637)	1.046 (1.715)	-25.537 [^] (16.451)
log(전년도 근로자수)	-0.701 ^{***} (0.252)	-10.212 ^{***} (0.708)	-12.082 ^{***} (2.185)
log(인당 인건비)	-2.153 ^{***} (0.771)	-4.536 ^{***} (1.139)	-5.172 ^{***} (1.878)
고용안정협약	-0.226 (0.544)	-0.106 (0.631)	-0.288 (0.887)
log(인당 매출액)	0.663 ^{**} (0.338)	0.291 (0.649)	-0.969 (1.100)
log(인당 고정자산)	-0.600 ^{***} (0.186)	-1.008 ^{***} (0.371)	-1.359 [*] (0.710)
간접고용 비율	-0.010 (0.021)	-0.014 (0.025)	-0.044 (0.044)
하청 존재	0.329 (0.520)	0.120 (0.656)	0.781 (0.990)
50세 이상 비율	-0.082 ^{***} (0.017)	-0.001 (0.026)	-0.008 (0.049)
이직률	-0.023 [*] (0.013)	-0.014 (0.016)	-0.039 (0.062)
기업연령	-0.017 (0.018)	-0.650 (0.628)	-2.113 [^] (1.564)
외국인 투자비율	0.027 ^{**} (0.012)	0.032 [^] (0.022)	0.010 (0.028)
시장경쟁정도	-0.556 ^{**} (0.259)	0.024 (0.350)	0.562 (0.488)
수요변동	1.880 ^{***} (0.259)	1.481 ^{***} (0.325)	1.493 ^{***} (0.539)
복수사업체	1.079 [*] (0.562)	-0.071 (1.080)	-1.010 (2.046)
R ² 또는 χ^2	0.049	0.083	70.58

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

고정효과모형과 동태적 패널모형에서 연도 변수들을, 임의효과모형에서는 연도와 산업대분류 변수들을 통제변수로 포함하였으나 지면의 절약을 위해서 그 추정치들에 관한 보고를 생략함.

용을 대체하고 있음을 말해주는 추정결과이다. 간접고용 비율과 하청기업 존재들도 기업의 직접고용근로자에 대한 대체제로서 등장할 수 있지만, 그것들이 직접고용근로자의 변동에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있다. 마지막으로, 조직규모가 클수록 고용증가율이 떨어진다는 점은 본 연구에서도 확인되는 중요한 사실 중 하나이다. 이 결과는 고용이 대기업보다 중소기업 중심으로 이루어지고 있음을 시사하고 있다. 노조 조직화 가능성은 대기업일수록 더 높기 때문에 이 결과는 동시에 노동조합의 고용효과 분석에서 조직규모는 반드시 통제될 필요가 있음도 말해주고 있다.

<표 5>에는 노동조합의 특성 변수들이 고용효과에 어떤 영향을 주는지에 관한 회귀분석 결과들이 정리되어 있다. 노동조합의 특성 변수들로는 상급단체(기준범주는 비가맹노조), 노조의 조직형태로서 산별노조 소속 여부(기준범주는 기업별노조), 노조 조직률 등이다. 종속변수와

그 밖의 통제변수들은 <표 4>에서 사용된 회귀분석모형과 동일하게 포함되었으며, 회귀모형들도 동일하다.

먼저 노조의 상급단체가 고용에 어떤 영향을 미치는지에 관한 추정결과를 살펴보고자 한다. 우리나라에 소속된 상급단체별로 노동조합의 전략과 성격이 다른 점을 감안해서 그것은 노조의 전투성에 대한 대리변수로서 사용하고 있다. 상급단체는 한국노총 소속, 민주노총 소속, 비가맹노조 등 3가지 유형으로 구분하였고, 기준범주는 비가맹노조이다. 2011년과 2013년 자료에는 국민노총도 존재하고 있었으나 그것은 현재 한국노총에 편입된 상태이기 때문에 한국

<표 5> 노사관계의 특성이 고용변동률에 미치는 영향에 관한 회귀분석 결과 : 패널분석

독립변수	종속변수		
	임의효과모형 (N=437, T=3~5)	고정효과모형 (N=437, T=3~5)	동태적 패널모형 (N=364, T=1~3)
상수항	5.133 (5.755)	100.869 (24.603)	180.026 (37.330)
lag(종속변수)	-	-	0.061 [^] (0.044)
한국노총	-0.539 (0.938)	-1.064 (1.574)	0.723 (1.420)
민주노총	-0.349 (0.983)	-1.082 (1.423)	-0.404 (1.284)
산별노조	-0.250 (0.571)	0.242 (0.721)	-0.218 (0.895)
조직률	0.011 (0.042)	0.011 (0.060)	0.123 [^] (0.083)
조직률2	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	-0.002 [*] (0.001)
log(전년도 근로자수)	-0.272 (0.274)	-6.756 ^{***} (0.832)	-5.993 ^{***} (2.039)
log(인당 인건비)	0.119 (0.933)	-1.628 (1.350)	0.236 (1.592)
고용안정협약	-1.025 ^{**} (0.508)	-0.882 [^] (0.595)	-0.574 (0.839)
log(인당 매출액)	0.464 (0.384)	0.231 (0.722)	-1.825 [^] (1.268)
log(인당 고정자산)	-0.209 (0.227)	0.416 (0.436)	1.361 [^] (0.891)
간접고용 비율	-0.046 [*] (0.028)	-0.032 (0.033)	-0.069 (0.055)
하청 존재	-0.698 (0.573)	-0.296 (0.706)	-0.051 (1.048)
50세 이상 비율	-0.081 ^{***} (0.019)	-0.029 (0.028)	-0.048 [^] (0.032)
이직률	-0.132 ^{***} (0.028)	-0.191 ^{***} (0.035)	-0.266 [^] (0.163)
기업연령	-0.004 (0.017)	-2.169 ^{**} (0.867)	-4.889 ^{***} (1.261)
외국인투자비율	0.016 (0.012)	0.042 [*] (0.022)	0.028 (0.034)
시장경쟁 정도	-0.338 [^] (0.260)	-0.144 (0.353)	-0.623 [^] (0.463)
수요변동	0.631 ^{**} (0.280)	0.521 [^] (0.337)	0.561 (0.455)
복수사업체	0.018 (0.648)	0.885 (1.204)	1.454 (2.034)
R ² 또는 χ^2	0.079	0.096	70.84

주 : [^] p<0.10(단측검증) * p<0.10(양측검증) ** p<0.05(양측검증) *** p<0.01(양측검증).

고정효과모형과 동태적 패널모형에서 연도 변수들을, 임의효과모형에서는 연도와 산업대분류 변수들을 통제변수로 포함하였으나 지면의 절약을 위해서 그 추정치들에 관한 보고를 생략함.

노총에 포함하였다. 그 추정결과들을 보면, 민주노총 소속 노조에 대한 추정치들은 임의효과모형, 고정효과모형, 동태적 패널모형에서 일관되게 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을 취하고 있다. 반면에 한국노총 소속 노조들은 임의효과모형과 고정효과모형에서는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을 취하고 동태적 패널모형에서는 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값으로 바뀌었다. 아무래도 동태적 패널모형의 추정결과와 타당성이 더 높다고 판단되기 때문에 한국노총 소속 노조들의 고용효과를 음(-)의 값이라고 주장하기에는 무리가 있다. 어쨌든 이상의 결과들로 미루어 보면, 소속 상급단체는 고용효과에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있음을 알 수 있다. 민주노총 소속 노조들의 경우에는 그 변수의 계수 추정치가 일관되게 음수를 취하고 있어서 비가맹노조에 비해서 고용변동에 약하게나마 부정적인 영향을 미칠 가능성이 남아 있다. 이상의 결과들이 노동조합의 전투성 정도가 고용효과에 영향을 미치지 않는 것인지, 아니면 상급단체의 성격이 노동조합의 전투성을 가리키는 대리변수로서 적합성이 떨어지는 것인지 구분되고 있지 않다는 점을 주의할 필요가 있다.

또 하나의 노조 특성 변수인 산별노조 여부의 계수 추정치를 보면, 고용변동에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않고 있다. 임의효과모형과 동태적 패널모형에서는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을, 고정효과모형에서는 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값을 보이고 있다. 기업별노조가 해당 기업의 사정을 더 많이 감안하는 경향이 있기 때문에 임금과 고용의 효율협약에 참여할 가능성이 더 높다는 점을 감안해서 산별노조를 포함한 것이지만, 추정결과는 이론적 예측과 달리 고용변동에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하고 있다. 이러한 결과가 나온 이유로는 우리나라의 산별노조가 아직 산별노조로서 기능을 충분히 하지 못하고 있다는 점에서 비롯되었을 수도 있고, 산별노조와 기업별노조 사이에 고용변동에 미치는 영향이 다르지 않다는 점에서 기인할 수 있지만, 본 연구의 결과로는 그것을 구분할 수 없는 상태이다.

노조 교섭력의 대리지표로서 사용된 노조 조직률이 고용변동과 비선형관계를 보이는지를 확인하기 위해서 1차항과 2차항을 동시에 독립변수로 포함하였다. 그 변수들에 대한 추정결과를 보면, 두 변수 모두 임의효과모형과 고정효과모형에서는 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값들이지만, 동태적 패널모형에서는 두 변수의 추정치들이 모두 약하게나마 통계적으로 유의한 수치들을 보이고 있다. 즉, 조직률 1차항의 경우에는 $\alpha=0.10$ (단측검증)에서 양(+)의 영향을, 2차항의 경우에는 $\alpha=0.10$ (양측검증)에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있다. 그 두 변수들의 부호를 보면, 노조 조직률과 고용변동 사이에는 역U자형 관계를 보이고 있으며, 노조 조직률이 40.1%(반올림하기 전의 추정계수를 이용해서 정확하게 계산한 값임)일 때 고용변동이 가장 양호한 최적해를 보이고 있다. 결국 이 결과들은 노조 조직률이 너무 낮거나 너무 높아도 고용변동에 부정적인 영향을 미치는데, 노조 조직률이 40.1% 정도일 때 고용변동에 미치는

부정적인 영향이 가장 낮은 것으로 추정되고 있다.

V. 맺음말

이상으로 본 연구는 「사업체패널조사」 1~5차 웨이브를 이용하여 노동조합의 고용효과를 실증적으로 분석하였다. 본 연구의 출발점은 유경준·강창희(2013), 김인경(2013) 등 우리나라의 선행연구들에서 다른 나라와 달리 노동조합의 고용효과가 양(+)의 값으로 나오는 점에 있었다. 노동조합의 고용효과가 긍정적인 것이 진짜 그런지, 그렇다면 왜 그런지를 확인해보기 위해서 본 연구는 먼저 역인과성 또는 상호인과성 문제를 통제할 수 있는 동태적 패널모형을 이용해서 노조의 고용효과를 추정해 보았다. 그런 다음, 다른 나라에 비해서 노동조합의 부정적 고용효과가 더 약한 이유가 무엇인지 그 이유를 가늠해보기 위해서 노동조합의 특성이 고용변동에 어떤 영향을 미치는지를 분석해 보았다. 여기서 사용된 노동조합의 특성은 상급단체(한국노총 대 민주노총 대 비가맹노조), 노조의 조직형태로서 산별노조와 기업별노조의 대비, 노조 조직률 등이었다.

회귀분석 결과, 노동조합의 고용효과는 임의효과모형과 고정효과모형에서는 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값이지만, 본 연구의 기본모형인 동태적 패널모형에서는 $\alpha=0.10$ (단측검증)에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 2005년과 2013년 두 시점 자료를 이용한 실증분석에서 노동조합의 고용효과모형이 역인과성 또는 상호인과성 문제에 오염되어 있을 가능성이 높다는 점을 확인할 수 있었고, 동태적 패널모형이 역인과성 또는 상호인과성 문제를 해결한 더 정교한 모형이어서 본 연구에서는 동태적 패널모형의 타당성을 더 높게 보고 있기 때문에 이상의 결과들은 우리나라에서도 약하게나마 노동조합의 고용효과가 확인되고 있다. 노동조합의 부정적 고용효과와 함께 1인당 인건비와 1인당 고정자산액 등이 고용변동에 부정적인 영향을 미치고 있다는 점, 고용규모도 고용변동률에 부정적인 영향을 주고 있다는 점 등도 확인되고 있다. 그러나 1인당 매출액, 간접고용 비율, 하청기업의 존재 등은 이론적 예측과 달리 통계적 유의도를 보이지 않고 있다.

우리나라 노동조합들의 고용효과가 다른 나라들에 비해서 약한 것으로 추정되고 있어서 그 원인이 무엇인지를 가늠해보기 위해서 노조 상급단체, 산별노조, 조직률 등이 고용변동에 어떤 영향을 주는지를 분석하여 보았다. 그 중에서 통계적 유의도가 높은 변수는 노조 조직률인데, 그것의 1차항 추정치는 $\alpha=0.10$ (단측검증)에서 양의 영향을, 2차항은 $\alpha=0.10$ (양측검증)에서 음의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이 결과들은 노조 조직률과 고용변동이 역U자형 관계를

맺고 있음을 시사하는데, 고용변동이 가장 긍정적인 최적해의 노조 조직률은 40.1%로 나타나고 있다. 그런데 노조 조직률 평균치들과 비교해 보면, 그 값은 해당 시기의 우리나라 노조 조직률 평균보다 다소 낮은 수치임을 알 수 있다. 다만, 해가 갈수록 노조 조직률 평균이 40.1%에 가까워지는 추세에 있기 때문에 노조 조직률 변화가 노조의 부정적 고용효과를 완화했을 수 있다. 그 다음으로 중요한 추정결과는 민주노총 소속인데, 그 값은 통계적 유의도가 없지만 3가지 회귀모형에서 일관되게 음(-)의 값을 가지고 있다. 이런 점에서 민주노총 소속 노조들이 노조의 고용효과를 조금 악화시킬 가능성이 남아 있는데, 표본사업체들에서 해가 갈수록 민주노총 소속 노조의 비율이 줄어들고 있는 점도 노조의 고용효과에 약하게나마 일정한 영향을 미쳤을 가능성이 남아 있다.

이상의 분석결과들은 우리나라에서도 노동조합의 부정적 고용효과가 약하게나마 확인되고 있다. 그럼에도 불구하고 그에 대한 1990~2000년대 영미권 국가들의 추정결과들에 비해서는 낮은 편에 속한다. 노동조합이 기업별 조직형태를 취하고 있는 우리나라 노사관계가 2000년대 중반 이후 전반적으로 안정화 추세에 들어갔고, 2008년 이후 세계적 금융위기의 영향으로 집단적 노사관계의 영향력이 더욱 약화될 가능성이 높기 때문에 노동조합의 부정적 고용효과는 더욱 낮아질 가능성이 높다. 고용문제가 노사관계의 핵심 이슈로 등장하는 한 노동조합의 임금인상률 요구도 제한될 수밖에 없기 때문에 우리나라 노사관계는 더 안정된 방향으로 발전해 갈 가능성이 높다. 그리고 역으로 노사관계가 안정적으로 발전하기 위해서는 임금뿐 아니라 고용문제도 해결해야 할 과제가 주어진 것이기 때문에 그것을 해결할 수 있는 노사관계모형을 더욱 발전시킬 필요성도 존재하고 있다. 반면에 2000년대 중반 이후 우리나라 기업들의 고용문제는 심각한 상태에 있으며, 노사관계의 안정화 정도로 해결될 성질의 문제는 아닌 것으로 보인다. 그것의 근본적인 원인에 대한 분석은 본 연구의 범위를 벗어난 것이기 때문에 여기에서 논의하긴 어렵지만, 보다 근본적인 다른 이유와 처방전이 있는 것이 아닐까라는 생각이 든다.

KLI

[참고문헌]

- 김인경(2013), 「노동조합의 고용효과 분석」, 『한국개발연구』 35(4), pp.95~136.
 김장호(2008), 「노동조합 임금효과의 변화: 1988~2007」, 『노동경제논집』 31(3), pp.75~105.
 류재우(2005), 「노동조합의 임금과 고용효과」, 『노동경제논집』 28(4), pp.105~33.
 유경준·강창희(2013), 「노동조합이 사업체의 고용규모와 성과지표에 미치는 영향」, 『노동조합의 경제적 효과와 근로자대표권 연구』(유경준 편), pp.83~118.

- 윤윤규(2008), 「노동조합과 고용조정」, 『노동경제논집』 31(2), pp.35~72.
- Addison J. T. and C. R. Belfield(2004), “Unions and Employment Growth: The One Constant?” *Industrial Relations* 43(2), pp.305~323.
- Arellano, M. and S. Bond(1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *The Review of Economic Studies* 58(2), pp.277~297.
- Blanchflower, D. G. and S. M. Burgess(1996), “Job Creation and Job Destruction in Great Britain in the 1980s,” *Industrial and Labor Relations Review* 50(1), pp.17~38.
- Blanchflower, D. G., N. Millward and A. J. Oswald(1991), “Unionism and Employment Behavior,” *The Economic Journal* 101, pp.815~834.
- 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* 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* 119(4), pp.1384~1441.
- Doiron, D. T.(1992), “Bargaining Power and Wage-Employment Contracts in a Unionized Industry,” *International Economic Review* 33(3), pp.583~606.
- Fellner, W.(1947), “Prices and Wages Under Bilateral Monopoly,” *Quarterly Journal of Economics* 61(4), pp.503~532.
- Freeman, R. B., and J. L. Medoff(1984), *What Do Unions Do?* Basic, NY.
- Jirjhan, U.(2010), “Works Councils and Employment Growth in German Establishments, Cambridge,” *Journal of Economics* 34(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* 8, pp.330~350.
- Leonard, J. S.(1992), “Unions and Employment Growth,” *Industrial Relations* 31(1), pp.80~94.
- Long, R. J.(1993), “The Effect of Unionization on Employment Growth of Canadian Companies,” *Industrial and Labor Relations Review* 46(4), pp.691~703.

- McDonald, I. M. and R. M. Solow(1981), "Wage Bargaining and Employment," *American Economic Review* 71, pp.896~908.
- Morikawa, M.(2010), "Labor Unions and Productivity: An Empirical Analysis Using Japanese Firm-Level Data," *Journal of Labour Economics* 17(6), pp.1030~1037.
- Svejnar, J.(1986), "Bargaining Power, Fear of Disagreement and Wage Settlements: Theory and Empirical Evidence from U.S. Industry," *Econometrica* 54, pp.1055~1078.
- Walsworth, S.(2010), "Unions and Employment Growth: The Canadian Experience," *Industrial Relations* 49(1), pp.142~156.
- Walsworth, S. and R. J. Long(2012), "Is the Unions Employment Suppression Effect Diminishing?: Further Evidence from Canada," *Relations Industrielles/Industrial Relations* 67(4), pp.654~727.
- Wooden, M. and A. Hawke(2000), "Unions and Employment Growth: Panel Data Evidence," *Industrial Relations* 39(1), pp.88~107.