

# 노동조합이 사업체의 비정규직 고용에 미친 영향에 관한 패널분석

김 정 우(한국노동연구원)

본 논문은 사업체패널조사(Workplace Panel Survey) 1~4차년도 자료를 균형패널 표본으로 구축하여, 노조조직률과 직접고용비정규 및 간접고용비정규직 고용 간의 관계를 패널분석하였다.

우선 직접고용비정규직 및 간접고용비정규직 활용여부에 대해 패널프라빗 확률효과 모형으로 추정한 결과, 노조조직률과는 통계적으로 뚜렷한 역U자형의 비선형관계가 발견되었다. 종속변수를 각각의 활용비율로 하여 패널 회귀분석으로 추정한 결과, 특히 사업체의 미관측 이질성을 통제한 패널고정효과 모형에서 직접고용비정규직 활용비율과 노조조직률은 마찬가지로 역U자형 관계가 발견되었고, 간접고용비정규직 활용비율과는 U자형 관계가 발견되었다.

역U자형 관계가 발견된다는 것은 노조조직률이 특정 시점에 도달할 때까지는 비정규직 활용이 증가하다가 그 지점 이후에 감소하게 된다는 것으로 Uzzi & Barsness(1998)의 발견처럼 노조교섭력이 비정규직 활용에 대해 분명한 제도적 억제력으로 작용한다는 의미이다. 반면에 U자형 관계를 띄는 것은 노조조직률이 오히려 높은 수준에 달할수록 비정규직의 활용이 증가하게 된다는 것으로 노동조합이 비정규직 활용제어에 영향력을 발휘하지 못하거나 암묵적 방관자 역할을 수행하였을 가능성을 제기해준다.

유노조표본만을 대상으로 동일한 분석을 수행한 결과, 미관측 이질성을 통제한 후에도 간접고용비정규직 활용비율과 노조조직률과는 통계적으로 유의한 U자형의 비선형 관계가 도출되었지만 직접고용비정규직의 경우는 일부의 경우만 통계적으로 유의했다.

결론적으로 패널분석 모형을 통해 사업체의 미관측 이질성에 의한 내생성을 통제한 후에도 노동조합조직률과 비정규직 활용 간에는 통계적으로 유의한 비선형적 관계가 도출되었다. 노동조합은 직접고용비정규직에 대해서는 분명한 제도적 억제자로서의 영향을 미치고 있음이 발견되지만 간접고용비정규직에 대해서는 그러한 역할을 전혀 수행하지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석 결과는 노동조합 운동에 대해 간접고용비정규직에 대한 남용을 억제하는 것을 시급한 실천과제로 삼아야 한다는 정책적 시사점을 제시해준다.

## I. 서 론

IMF 경제위기 이후, 한국사회의 노동시장에서 가장 큰 화두가 된 이슈는 비정규직과 관련된 것이라 할 수 있다. IMF 경제위기 이전까지 한국 기업의 고용관행은 대체로 일본식 고용관행과 유사하다고 평가되어 왔다. 흔히 일본식 고용관계의 3종의 신기(三種の神器)라 불리는 종신고용, 연공임금, 기업별노조가 우리나라의 경우에도 비슷한 형태로 구현되어 왔기 때문에, 그 이전까지 비정규직의 문제는 크게 이슈화되지 않았다. 그러나 IMF 이후, 소위 영미식 신자유주의 경제정책이 기업 단위의 채용 및 고용관행에 이르기까지 널리 도입되면서 비정규 고용의 문제가 큰 이슈로 부각되었고 이를 둘러싼 정책적·학술적 논쟁은 지금까지도 진행 중에 있다.

그렇다면 왜 기업은 비정규직을 널리 활용하는 것일까? 이러한 물음에 대해 적지 않은 연구결과가 축적되었고, 그 이유는 노동비용 절감 및 노동유연성의 확보로 귀결되고 있다. 기업은 정규직에 비해 상대적 저임금 집단인 비정규직을 적극 활용함으로써 노동비용을 절감하고, 해고가 용이하지 않은 정규직보다는 채용과 해고가 용이한 비정규직을 통해 노동유연성을 극대화하고자 한다는 것이다. 그런데 이 과정에서 노동조합은 과연 어떤 영향을 미쳤을까? 본 논문에서 규명하고자 하는 바로 이 지점이다. 기업이 비정규직 고용을 활용함에 있어 과연 노동조합은 암묵적 동조자 혹은 적극적 제어자 중 어떤 역할을 수행하였는지 살펴보는 것이 본 논문의 작성 목적이다.

특히 비정규직의 고용 증감에 대한 노동조합의 역할은 각자가 처한 입장에 따라 극히 상반된 주장으로 대립되어 왔다. 보수적 입장을 가진 시장근본주의 논자들은 소위 ‘정규직 귀족노조’의 이기주의 때문에 어쩔 수 없이 비정규직을 활용할 수밖에 없게 되어 비정규직 고용이 크게 늘어났다는 입장이고, 한국노총, 민주노총 등 내셔널센터로 대표되는 노동계의 입장은 고용의 주체는 기업이므로 비정규직 증가의 책임은 기업이 져야 하고, 노동조합은 오히려 비정규직을 줄이기 위해 노력하고 있다는 것이다.

이렇듯 비정규직 증가에 대한 책임을 둘러싸고 노사 간의 논란이 뜨겁게 달아올랐지만, 학술적인 영역에서 노동조합의 역할에 대한 합의할만한 연구 결과가 도출되지는 못했다. 그 원인에는 여러 가지가 있겠으나 노동조합과 비정규직 고용간의 관계를 시계열적으로 분석해 볼 수 있는 자료가 부재했다는 사실 역시 중요한 이유 중 하나이다. 지금까지 양자 사이의 관계를 분석한 국내연구는 거의 모두가 횡단면적 자료 분석에 그친 연구였고 노조가 있는 사업체의 관측되지 않은 특성이 비정규직 고용과 맺을 수 있는 내생적 관계를 고려한 분석은 거의 시도되지 못했다. 즉 지금까지의 연구결과의 대부분은 어쩌면 사업체의 미관측 이질성에 의한 편의를 가진 결과일 수 있다는 것이다.

본 논문은 이러한 문제를 고려하여 방법론적으로 사업체의 미관측 이질성을 고려할 수 있는 패널분석 모형을 사용하였다. 또한 비정규직 내부의 이질적 특성에 주목하여, 비정규직을 직접고용비정규직과 간접고용비정규직으로 나누어 분석하였다. 왜냐하면 정규직 일자리

에 대한 고용대체 용이성과 노동조합의 교섭력 차원에서 볼 때, 직접고용비정규직과 간접고용비정규직은 매우 다른 특성을 가질 것으로 예상되기 때문이다.

사업체패널조사의 1~4차년도 자료는 한국의 30인 이상 사업체 전체를 대표하면서 노동조합 존재 및 조직률 수준, 그리고 직접고용비정규직과 간접고용비정규직을 포함한 전반적 고용구조의 변동을 파악할 수 있다는 측면에서 본 연구목적에 부합하는 유일한 자료라고 판단된다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 우선 다음 제2절에서 노동조합과 비정규직 고용을 둘러싼 여러 이론적 패러다임들의 주요 주장들을 살펴보고 국내 선행연구의 실증분석 결과들을 요약한다. 제3절에서는 비정규직 활용여부와 활용비중을 종속변수로 하는 패널분석 모형을 통해 노동조합 조직률과 비정규직 고용 간의 관계를 실증분석한다. 마지막 제4절에선 연구의 주요내용을 요약하고 정책적 함의를 제시하고자 한다.

## II. 이론적 배경 및 선행연구

### 1. 노조와 비정규 고용에 관한 이론

과연 노동조합은 비정규직의 고용에 대해 어떤 태도를 취할 것인가? 이와 관련해 다양한 학문분야에서 논의가 있었는데, 한편에선 노동조합이 비정규직 고용에 대한 암묵적 혹은 적극적 동조자가 될 것이라는 판단이 있고, 다른 한편에선 노동조합은 비정규직 고용을 저지하는 역할을 수행하리라는 주장도 존재한다.

내부자-외부자(Insider-Outsider) 이론에 따르면, 노동조합은 비정규직 고용을 적극 활용할 것으로 예상된다.<sup>1)</sup> 이 이론 틀에 입각하여 보면, 노동조합원들은 내부자인데, 이들은 내부자의 이익보호를 위해 내부자의 규모를 적게 유지하는 동시에 외부자의 진입을 제한한다. 또한 이들은 교섭 과정에서 외부자인 비조합원의 채용을 효과적으로 억제하기 위한 선택을 한다(Solow, 1985). 이 이론을 한국사회의 현실에 대입해보면 주로 정규직으로 구성된 노동조합이 내부자에 해당하는 정규직조합원들의 이익을 극대화하기 위해 정규직의 신규채용은 억제하고 외부자인 비정규직의 고용을 늘리고자 할 것으로 예상해볼 수 있다. 이 과정에서 고용주는 노동조합을 견제하기 위한 목적으로 노조조직화가 어려운 비정규직의 고용을 늘리고자 할 것이다(Pfeffer & Baron, 1988; Osterman, 1994).

내부자-외부자 이론과는 반대로 오히려 노동조합은 비정규직 고용을 적극적으로 저지할 것이라는 이론적 판단도 존재한다. 교섭력 이론에 따르면 노동조합의 최우선 과제는 교섭력을 향상시키는 것인데, 고용이 안정되어 있지 않아 노조조직화가 곤란한 비정규직 고용이

---

1) 전통적인 내부자 - 외부자 이론의 자세한 논리는 Solow(1985) 및 Lindbeck and Snower(1986) 등 참조.

증가하는 것은 결국 노조교섭력을 약화시키게 되므로 노조는 비정규직 고용의 증가에 저항하게 된다. 기업 내에서 비정규직의 규모가 증가하는 것은 그 자체로 노조대표성을 흔들고 교섭력을 약화시키는 요인이 되지만, 이들 조합원이 아닌 비정규직은 때에 따라서는 노동조합의 파업 시 정규직 직무를 대체할 수도 있어 노조의 단체행동권을 제약할 수 있는 잠재적 요소가 되기도 한다. 이런 요소들은 사업주로 하여금 노동조합의 교섭력을 약화시키기 위한 수단으로 비정규직 고용을 적극 활용하게끔 유인하는 인센티브가 되기도 한다. 따라서 교섭력 이론의 입장에서 볼 때, 노조가 기왕의 교섭력을 유지하기 위해서는 신규 일자리를 정규직으로 채우길 희망하며, 반대로 노조조직화가 어려운 비정규직의 채용에 대해서는 반대할 가능성이 높다. Smith(1997)에 따르면 노조는 노조권력의 기층을 침식할 수 있는 비정규직 고용 확대에 반대할 것이므로 노조의 교섭력이 크면 클수록 비정규직 고용의 활용은 줄어들 것이라 예상한다. Golden(1996) 역시 노동조합의 교섭력이 약화된 결과, 비정규직 고용이 크게 증가했다고 설명하고 있다.

교섭력 이론의 예측과 관련하여 Uzzi & Barsness(1998)는 노조교섭력과 비정규직 고용 간의 관계는 단선적인 관계가 아니라는 중요한 사실을 발견하였다. 그들에 따르면 노조조직률이 아주 높거나 낮은 경우에는 오히려 비정규직 활용 가능성이 낮아지고, 노조조직률이 어중간한 경우에 특히 비정규직 활용 가능성이 높아진다. 이러한 노조교섭력과 비정규직 고용 간의 비선형의 역U자형 관계는 현실 노사관계를 해석하는데 있어 풍부한 함의를 제공해 준다. 즉 노조의 힘이 매우 약한 경우, 노조의 존재는 자유로운 경영권의 행사에 별다른 방해요소가 되지 못하므로 노조의 교섭력을 약화시킬 목적으로 비정규직을 활용하는 것은 별다른 이득을 갖지 못하게 된다. 그러나 노조의 힘이 매우 강한 경우에는 거꾸로 노동조합은 사측의 비정규직 활용을 적극적으로 저지할 수 있게 된다. 따라서 중간 수준의 조직력을 가진 노동조합이 있는 경우, 오히려 교섭력을 와해하기 위한 비정규직 고용의 적극적 활용이 활성화될 가능성이 높다. 물론 비정규직을 활용하는 이유가 반드시 노조교섭력의 약화 때문만은 아닐 것이며, 비용절감이나 유연성을 확보하기 위한 이유도 존재하겠으나 Uzzi & Barsness(1998)의 발견은 적어도 교섭력 차원에서 노조의 힘과 비정규직 고용과의 관계에 대한 동학적 이해에는 큰 도움을 준다.

한편 유연기업론 이론가들을 비롯한 노동유연화론 연구자들은 노동조합이 수량적 유연성에 미치는 영향에 대해 명확한 이론적 예측을 제기하지는 않았지만 수량적 유연성과 기능적 유연성의 제도적 배열에 관한 연구 속에서 노동조합을 제도변수의 하나로 다뤄오고 있다. Atkinson(1984; 1987)에 따르면 기업은 핵심인력으로 구성된 중핵집단(Core Group)과 비핵심인력 중심인 주변집단(Peripheral Group)에 대해 각기 다른 노동유연성을 추구한다. 중핵집단에 대해서는 기능적 유연성을 확보하고자 하는 반면, 주변집단에 대해서는 주로 수량적 유연성을 추구한다는 것이다. 유연기업이론이 주장하는 다차원적인 유연성 추구과정에서 ‘중핵-주변’ 모형은 경우에 따라서는 기업의 생존을 위해 반드시 지켜야하는 규범으로 간주되기도 한다 (Valverde, Tregaskis & Brewster, 2000). 만약 이러한 전제 하에서 노조가 기업의 생존을 위해 유

연기업이론의 구상에 포섭된다면, 노동조합은 중핵집단(Core Group)의 일부와 1차 주변집단(First Peripheral Group)의 다수를 포괄할 것으로 예상되는 자신의 조합원들의 기능적 유연성을 증가시키는 동시에 2차 주변집단, 즉 비정규직의 수량적 유연성을 증가시키는 방향으로 움직일 것이라 예측해볼 수 있다.<sup>2)</sup>

## 2. 국내 선행연구

지금까지 한국에서 노동조합이 비정규직 고용 증감에 미친 영향을 다룬 적지 않은 연구가 있었다(<표 1> 참조). 재미있는 사실은 이 주제와 관련된 거의 모든 연구가 사업체패널조사(Workplace Panel Survey, 이하 WPS) 자료를 활용하여 이루어졌다는 것이다. 이는 물론 WPS가 노동조합 존재여부 및 노조조직률이 식별 가능하면서 동시에 비정규직 인력현황을 포함한 사업체 단위 노동력 구조에 관한 정보를 포함하고 있는 국내에서 유일한 대표성 있는 자료이기 때문이다.

그러나 이렇듯 모든 연구가 WPS를 활용하여 이루어졌음에도 분석결과는 일관되지 않으며 활용된 표본의 시점이나 분석모형, 방법론 등에 따라 상반되는 결과를 보고하고 있다. 또한 WPS는 2005년부터 새롭게 표본과 조사내용을 일신하여 현재 2011년 자료(WPS2011)의 학술대회용 버전까지 공개되어 있으나, 본 주제와 관련된 연구는 WPS 1~4년차 표본(2005년~2011년)과는 다른 이전의 표본을 활용한 연구가 많은 실정이다.<sup>3)</sup>

분석결과를 좀 더 자세히 요약해보면 다음과 같다. 우선 김유선(2003)과 노용진·원인성(2003)은 WPS2002를 활용하여 노동조합 존재여부를 독립변수로 하여 노조가 비정규 고용에 미치는 영향을 분석한 결과, 노조가 존재하는 사업체가 비정규 고용의 증감에 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다는 증거를 발견하지 못했다. 김유선(2003)은 종속변수로 비정규직 활용 비율 외에 활용여부도 분석하였는데 두 가지 모두 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못했다. 한편 동일한 자료를 활용한 이병훈·김동배(2003)는 노조 존재의 경우, 앞의 연구와 마찬가지로 비정규직의 활용정도에 대해 통계적으로 유의한 영향을 발견하지 못했지만, 비정규직의 활용여부 및 증가여부에 대해서는 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 보고하고 있다.

역시 동일한 자료(WPS2002)를 활용한 박우성·박재용(2005)에 따르면 노조 존재여부가 아닌 노조조직률을 독립변수로 하여 비정규 고용과의 관계를 살펴볼 경우, 노조조직률이 높을수록 비정규직 비율이 낮아지는 통계적으로 유의한 부(-)의 관계를 밝혀냈다. 그들은 추가로 비정규직 고용에 대한 노동조합의 태도의 영향력도 검증하였으나 통계적으로 유의한 결과는 얻지 못했다. 이택면(2005)은 노동조합의 행태 및 정책적 태도에 보다 주목하여, 노동조

2) Atkinson(1984; 1987) 이후 적지 않은 실증연구들을 보면, 대체로 중핵집단에 대한 기능적 유연성과 주변집단에 대한 수량적 유연성의 제도적 배열에 대해서는 그 성공 여부에 대한 일관된 결과는 발견되지 않는다(Ackroyd & Procter, 1988; Bacon & Blyton, 2001; Cappelli & Newmark, 2004).

3) 2013년 12월에 개최된 제7회 사업체패널학술대회에는 비정규직 고용 증감과 관련하여 패널분석 방법론을 접목한 다수의 연구가 제출되고 있어, 향후 본 주제와 관련하여 4차년도까지 축적된 사업체패널 자료의 본격적 활용이 기대된다.

합의 특성을 연대지향이 강한 노조(비정규직을 보호할 가능성이 높은 노조)와 연대 지향이 약한 노조(비정규직을 보호할 가능성이 낮은 노조)로 구분한 뒤 비정규직 비율 간의 관계를 분석하였다. 분석결과 연대지향이 약한 노조는 비정규직 비율과 정(+)의 관계를 보였으나 연대지향이 강한 노조의 경우에는 통계적으로 유의한 결과는 발견되지 않았다.

WPS2003을 활용한 노용진(2007)의 연구에 따르면, 노동조합의 존재는 비정규직 고용비율에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 같은 자료를 도구변수 방법으로 분석한 김동배·이인재(2004)의 경우에도 노동조합은 비정규직의 활용강도에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미쳤다. 반면 동일한 자료를 활용한 이시균·김정우(2006)는 내생적 더미변수를 고려한 처리효과 모형으로 노조와 비정규직 활용여부와와의 관계를 추정한 결과, 부(-)의 관계가 있음을 보고하고 있다.

한편 WPS2002와 WPS2003을 연결하여 활용한 김동배 외(2004)에 따르면 노동조합의 존재는 비정규직 활용여부 및 활용비율 모두에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 같은 자료를 한국신용평가 자료에 결합하여 분석한 김윤호(2007)의 연구에서도 노동조합의 존재는 비정규직 고용비율과 통계적으로 유의한 정(+)의 영향이 발견되었다.

<표 1> 노조가 비정규직 고용에 미친 영향에 관한 국내연구

연구자	데이터	독립변수	결과	종속변수 설명
김유선(2003)	WPS(2002)	노조 유무	×	비정규직 사용 여부
			×	비정규직 사용 비율
노용진·원인성(2003)	WPS(2002)	노조 유무	×	비정규직 비율
이병훈·김동배(2003)	WPS(2002)	노조 유무	×	비정규직 활용 정도
			+	비정규직 활용 및 증가 여부
박우성·박재용(2005)	WPS(2002)	노조조직률	-	비정규직 비율
		노조의 태도	×	
이택면(2005)	WPS(2002)	연대 강한 노조	×	비정규직 비율
		연대 약한 노조	+	
노용진(2007)	WPS(2003)	노조유무	+	비정규직 비율
김동배·이인재(2004)	WPS(2003)	노조 유무	+	비정규직 활용 강도
이시균·김정우(2006)	WPS(2003)	노조 유무	-	비정규직 활용 여부
			+	비정규직 활용 여부
			×	비정규직 증가 여부
김동배 외(2004)	WPS(2002~2003)	노조 유무	+	비정규직 활용 강도
			×	비정규직 활용 강도
			+	비정규직 활용 강도
김윤호(2007)	WPS-KISLINE 결합 (2002~2003)	노조 유무	+	비정규직 비율
이시균(2008)	경찰부가조사 (2003~2006)	노조 유무	-	비정규직 고용 확률
	WPS(2005)	노조조직률	-	비정규직 비율 및 활용여부
이용수(2009)	WPS(2005)	노조조직률	-	비정규직 비율
이시균·윤진호(2007)	경제활동인구부가조사 (2003~2005)	노조 유무	+	정규직 전환확률
이병훈·홍석범(2010)	WPS(2005~2007)	노조 유무	+	비정규직 사용여부
			×	비정규직 사용비율 직접고용 사용비율

		노조조직률		간접고용 사용비율
			+	비정규직 사용여부
			×	비정규직 사용비율 직접고용 사용비율 간접고용 사용비율

주 1) : WPS는 사업체패널조사(Workplace Panel Survey)의 약자임.

주 2) : ×: 유의하지 않음, +: 정(正)의 효과, -: 부(負)의 효과임.

여기까지의 연구에 활용된 자료는 앞서 언급하였듯이 현재의 WPS와는 그 표본의 내용이 다른 초기 자료이다. WPS는 2005년도부터 표본과 설문항목을 일신하여 새롭게 조사 차수를 부여하고 있는데, 새로운 WPS 표본의 1차년도 자료인 WPS2005를 활용한 분석으로는 우선 이시균(2008)을 들 수 있다. 그는 WPS2005와 경제활동인구부가조사(2003년~2006년) 자료를 활용하여 각각 사업체 수준과 개인 수준에서 노동조합이 비정규고용에 미친 효과를 살펴보았다. 이때까지 노동조합과 비정규직 고용 간의 관계를 다룬 연구들은 비정규직 고용 내부의 특성차이에는 그다지 주목하지 않았다. 즉 같은 비정규직이라 하더라도 직접고용비정규직과 간접고용비정규직은 정규직 고용에 대한 대체(가능성) 정도, 고용유연성 추구에 있어 수월성 정도에 있어 차이가 있을 것인데, 이러한 차이는 크게 고려되지 않아왔다. 이런 의미에서 이시균(2008)의 연구는 비정규직 내부의 특성차이에 주목한 최초의 연구라 할 수 있다. 그는 사업체 수준의 분석에서 비정규직을 크게 외주화비정규직과 직접고용비정규직, 그리고 세부 고용형태별로 자세하게 나누어 각각의 활용비율과 활용여부와 노동조합과의 관계를 분석하였다. 분석결과에 따르면 패널모형을 활용한 개인 수준 분석에서는 물론, 노조조직률을 독립변수로 하고 외주화 및 직접고용비정규직 활용여부 및 활용비율을 종속변수로 하는 분석모형에서도 모두 노동조합은 비정규직 활용과 통계적으로 유의한 부(-)의 결과가 도출되었다. 특히 횡단면 자료 분석에서 내생성을 고려할 수 있는 도구변수 모형을 활용한 결과, 노동조합과 기간제 및 간접고용비정규직의 활용비율과 활용여부에는 모두 통계적으로 유의한 부(-)의 관계를 나타냈다.

한편 이용수(2009) 역시 WPS2005 자료를 활용하여 다양한 조직전략 및 제도·관행이 비정규직 고용에 미치는 영향을 분석했는데, 분석결과는 이시균(2008)의 결과와 마찬가지로 노동조합 조직률은 비정규직 고용비율에 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이시균·윤진호(2007)는 가구조사를 이용하여 노동공급 차원에서 비정규직의 정규직으로의 전환확률을 분석하였는데 이 과정에서 노동조합 변수의 영향력을 검증하였다. 경제활동인구부가조사 자료를 패널로 연결하여 개별 비정규직노동자의 정규직 전환확률에 노동조합이 어떤 영향을 미쳤는지 살펴본 결과, 유노조사업장에 종사하는 경우, 무노조사업장에 종사할 때보다 정규직 전환확률이 통계적으로 유의하게 크게 높아지는 것으로 나타남을 발견했다.

이병훈·홍석범(2010)은 WPS2005와 WPS2007 자료를 활용하여 노조 유무 및 노조조직률과 비정규 고용과의 관계를 분석하였다. 이들은 이시균(2008)과 마찬가지로 비정규직 고용형태를 전체 비정규직 뿐 아니라 직접고용비정규직과 간접고용비정규직으로 나누어 각각의 활용여부 및 활용비중, 그리고 증가여부를 종속변수로 하는 회귀분석을 시행하였다. 그러나 분석결과 노조 존재와 노조조직률이 전체 비정규직의 사용여부와 통계적으로 유의한 정(+)의 관계가 있다는 것만 발견하였을 뿐 세부 고용형태별로는 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못했다.

이렇듯 동일한 자료를 활용한 분석임에도 불구하고 어떤 표본(WPS2005 이전의 표본과 이후의 표본)을 활용하였는지, 또한 어떤 모형과 어떤 방법론을 사용했는지에 따라 결과는 매우 혼란스럽게 나타났다. 추정결과가 일관되지 않은 문제와 관련하여 여러 가지 가능성이 있을 수 있는데, 이 중 한 가지는 사업체의 어떤 관측되지 않은 특성이 비정규직 고용의 활용과 체계적인 연관을 맺고 있는 가능성이다. 만약 사업체의 미관측 이질성이 비정규직 고용과 내생적 관계를 갖게 되면, 이때 노동조합이 비정규 고용에 미치는 영향에 대한 추정결과는 편의를 갖게 된다. 이러한 미관측 이질성에 의한 내생성을 통제하는 유력한 방법은 패널고정효과 모형을 활용하는 것이지만 지금까지 노동조합과 비정규직 고용 간의 관계를 다룬 실증 분석 연구에서 패널고정효과 모형을 활용한 경우는 필자가 아는 한 존재하지 않는다.

### III. 실증분석

#### 1. 분석자료 소개

본 논문의 분석에 활용된 자료는 WPS2005, WPS2007, WPS2009, WPS2011의 WPS 1~4차년도 자료이다. WPS는 2005년 말의 정보를 기준으로 2006년에 작성된 WPS2005부터 격년 주기로 조사되어 왔으며, 가장 최근 자료는 WPS2011의 학술대회 버전이다.

WPS는 전국의 30인 이상 사업체 전체를 대표할 수 있도록 표본설계 되었고, 30인 이상 규모의 사업체를 대상으로 조사된다. 원 표본은 통계청의 「사업체기초통계조사」 자료를 모집단으로 하여, 산업별, 규모별, 지역별로 층화 추출되었고, 산업별, 규모별, 지역별로 모집단과 비슷한 분포를 구성하기 위한 가중치를 부여하고 있다.<sup>4)</sup> WPS는 원칙적으로 조사의 기본단위를 사업체 단위로 삼고 있지만 공공부문과 전기·가스·수도업, 금융·보험업 등의 업종은 기업단위로 조사되었다.

4) 본 분석에 활용한 stata 12.0 패키지의 경우, 패널회귀분석의 확률효과 모형에서 가중치 옵션은 반영되지 않는다. 확률효과 모형과 고정효과 모형의 추정결과를 비교하여 내생성을 통제한 후의 추정결과의 강건성을 확인하는 과정에서, 확률효과 모형에만 가중치를 주는 것은 일관되지 않으므로 본 논문의 모든 분석에는 가중치를 반영하지 않았다. 그러나 표본 추출과정에서의 기준변수를 그대로 모형식의 통제변수에 포함시키고 있으므로 추정결과에 큰 차이는 발생하지 않는다. 예컨대 패널회귀분석 고정효과 모형의 경우, 가중치를 부여한 결과와 부여하지 않은 결과를 모두 비교해보니 독립변수의 계수값 크기에만 약간의 차이가 있을 뿐 부호의 방향성이나 통계적 유의도 등에는 거의 차이가 없었음을 밝힌다.

WPS는 사업체의 인사담당자로부터 일반적인 사업체 현황, 고용현황 및 고용관리, 보상과 평가, 인적자원관리 및 작업조직, 인적자원개발, 기업복지, 산업재해 등의 정보를 수집하고, 노무담당자에게 노무부서 현황, 노동조합 현황, 노사관계일반 현황, 노사협의회 현황, 노사협의회 운영, 경영참여 등의 내용을 조사한다. 근로자대표(노동조합 위원장 혹은 노사협의회의 근로자대표)를 통해서도 노동조합, 노사협의회, 노사관계와 관련한 다양한 정보를 얻는다. 이 과정에서 사업체의 인력현황과 재무현황 관련 정보는 미리 서면을 통해 수집하고 사후에 여러 차례 확인하는 과정을 거친다. 이상의 모든 조사과정은 조사원이 직접 조사용 컴퓨터를 소지하고 조사대상 사업체를 방문하여 CAPI(Computer Assisted Personal Interviewing)를 활용함으로써 조사 효율성과 정확성을 도모하고 있다.

## 2. 표본의 구성 및 기술통계량

이제 WPS 1~4차년도 자료를 활용해 패널분석을 시행하겠다. WPS는 2005년도에 1,905개 사업체에 대한 조사를 마친 이후 2007년 조사에서는 공공부문 전수조사에 포함된 사업체를 제외한 1,744개 사업체에 대한 추적조사를 시행하였다. 이 과정에서 휴·폐업, 도산 등으로 상실된 사업체와 응답거절 업체에 대해서는 표본 대체를 통해 새로운 사업체를 보충하는 방식으로 조사가 진행되었으며 매 격년마다 이러한 과정을 거쳐 표본 대체된 사업체를 포함하여 WPS2007은 1,735개, WPS2009는 1,737개, WPS2011은 1,770개 사업체에 대한 조사를 완료했다.

본 분석에서는 분석모형에 포함된 각각의 변수들에 대한 결측값이 전혀 없는 균형패널(Balanced panel) 표본을 구성하여 활용하였다. 즉 1차 연도(WPS2005)부터 4차 연도(WPS2011)까지 모든 시기에 걸쳐 생존해있으면서 모형에 포함된 변수의 결측값이 없는, 네 시점(2005년, 2007년, 2009년, 2011년)의 변수값을 모두 포함하고 있는 패널자료를 구축하였다. 만약 분석모형에 있는 모든 변수에서 결측값이 없다면 균형패널의 경우 4,364개의 관측치를 보유하고 있어야 하나, 재무관련 변수(1인당 당기순이익과 1인당 인건비)에는 결측치가 많아 최종적으로 구축된 균형패널 자료의 관측치는 2,664개이다.<sup>5)</sup> 이 균형패널 표본은 결측값이 전혀 없을 뿐 아니라 조사기간 동안 한 번도 탈락하지 않은 표본으로만 구성되어 있으므로 가장 패널자료로서의 완결성이 높은 표본이라 할 수 있다.<sup>6)</sup>

5) 이 과정에서 재무정보를 충실하게 보고하고 있는 사업체, 즉 본 분석에서 활용한 자료와 그렇지 않은 사업체의 자료 간에 특성 차이가 존재할 가능성이 있고 이러한 차이에 의해 추정결과에 편의가 발생할 수 있다. 그러나 이러한 일종의 표본선택편의 문제는 본 분석에서는 고려하지 않는다. 아울러 패널고정효과 모형의 경우, 사업체의 미관측 이질성을 통제한 모형이므로 이러한 문제를 상당 부분 회피하고 있다고 판단한다. 또한 본문에 별도로 보고하지는 않았으나, 재무관련 변수를 모형에서 제외하고 4,364개 관측치를 모두 활용한 분석결과 역시 2,664개 관측치를 활용한 본 논문의 분석결과와 유사한 추정결과를 보고하고 있어 이런 문제에 의한 추정치의 편의는 발견되지 않았음을 밝힌다.

6) 물론 조사기간 동안 탈락하지 않고 생존해있는 사업체가 그렇지 않은 사업체에 비해 비정규직 활용에 있어 뭔가 체계적인 특성이 있을 수 있다. 간단히 생각해보아도 이들 살아남은 패널기업들은 다른 사업체들에 비해 더 나은 수익성을 가질 가능성이 높다. 그러나 이러한 차이에 의한 추정결과와의 교란 가능성

<표 2>에는 표본의 기술통계량이 나타나있다. 우선 모형의 독립변수들에 대해 살펴보면 직접고용비정규직 활용경험이 있는 사업체는 54.7%, 간접고용비정규직 활용경험이 있는 사업체는 37.8%였다. 이를 거꾸로 말하면 비정규직을 전혀 활용하지 않는 사업체도 적지 않다는 것인데 직접고용비정규직을 활용한 경험이 없는 사업체는 46.3%, 특히 간접고용비정규직 활용경험이 없는 사업체는 63.2%에 달한다는 것이다.<sup>7)</sup> 한편 전체고용 중 직접고용비정규직의 비율은 9.1%, 간접고용비정규직의 비율은 11.0%로 나타났다.

다음으로 분석의 독립변수인 노조관련 변수에 대해 살펴보면, 우선 분석대상 표본 중 노동조합이 있는 유노조사업체의 비율은 43.4%로 나타났고 노조조직률은 26.2%였다. WPS에는 사업체의 전체 고용인원과 노동조합원의 규모를 묻는 설문이 있는데 노조원을 전체 고용인원으로 나누어 노조조직률을 구했다. 이는 사업체에서 노동조합의 교섭력을 측정해볼 수 있는 유용한 변수이다.

산업별 분포를 보면 WPS의 산업 추출 틀에 맞추어 10개의 산업으로 구분했다. 제조업을 경공업, 화학공업, 금속·자동차·운송장비업, 전기·전자·정밀공업으로 나누어 최대한 제조업 내부의 이질성을 통제하고자 하였다. 가장 높은 비중을 보인 산업은 사업서비스업으로 15.3%의 비중이고 그 다음으로 금속·자동차·운송장비업이 14.2%였다. 한편 가장 낮은 비중을 보인 산업은 2.2%의 기타산업이고 나머지 산업별 비중은 비교적 큰 차이를 보이지 않았다.

<표 2> 표본의 기술통계량

변 수	관측치	평 균	표준편차	최소값	최대값
직접고용비정규직 활용여부	2,644	0.547	0.498	0	1
간접고용비정규직 활용여부	2,644	0.378	0.485	0	1
직접고용비정규직 비율	2,644	0.091	0.182	0	1
간접고용비정규직 비율	2,644	0.110	0.403	0	9.454
유노조사업체 비율	2,664	0.434	0.496	0	1
노조조직률	2,644	0.262	0.340	0	1
노조조직률 제곱	2,644	0.184	0.272	0	1
경공업(더미)	2,644	0.111	0.314	0	1
화학공업(더미)	2,644	0.112	0.316	0	1

은 본 분석에서 고려하지 않는다. 다만 같은 결과를 반복적으로 나열하지 않기 위해 별도로 보고하지는 않았지만, 불균형패널 자료를 활용한 분석결과 역시 균형패널 자료를 활용한 결과와 대동소이했음을 미리 언급하고자 한다.

- 7) 이러한 자료의 특성 때문에 연속형 종속변수인 비정규직 활용비율과 노동조합 간의 관계를 다루는 패널 회귀분석 모형에서는 토빗모형이 더 적합할 수 있다. 그러나 아직 stata 패키지에서 패널토빗 고정효과 모형의 추정은 지원되지 않아, 패널토빗 확률효과 모형에 의한 추정만 가능하다. 그러나 본 연구의 목적이 사업체의 미관측 이질성에 의해 발생하는 비정규직 활용비율 간의 내생성을 통제하는 것이므로, 본 분석에서는 패널토빗 확률효과 모형은 시행하지 않고 패널회귀 확률효과 및 고정효과 모형을 활용했다. 참고로 패널토빗 확률효과 모형의 추정결과와 패널회귀 확률효과 모형의 추정결과와 계수값의 크기 및 방향성, 통계적 유의도가 거의 유사했다.

금속·자동차·운송장비업(더미)	2,644	0.142	0.349	0	1
전기, 전자, 정밀공업(더미)	2,644	0.093	0.290	0	1
건설업(더미)	2,644	0.059	0.236	0	1
개인서비스업(더미)	2,644	0.112	0.315	0	1
유통서비스업(더미)	2,644	0.098	0.297	0	1
사업서비스업(더미)	2,644	0.153	0.360	0	1
사회서비스업(더미)	2,644	0.093	0.290	0	1
기타산업(더미)	2,644	0.022	0.148	0	1
30인~99인 규모(더미)	2644	0.309	0.462	0	1
100~299인 규모(더미)	2644	0.289	0.453	0	1
300~499인 규모(더미)	2644	0.163	0.369	0	1
500인 이상 규모(더미)	2644	0.239	0.426	0	1
사업체연령	2,644	24.773	16.182	1	113
기능적유연화 지수	2,644	1.961	1.281	0	4
1인당 당기순이익(만원)	2,644	7,031	71,949	0.2	2,723,156
1인당 인건비(만원)	2,644	4,673	1,984	1,020	14,701

간접고용비정규직을 제외한 전체 고용인원을 기준으로 볼 때, 30인~99인 규모의 비중은 전체 사업체의 30.9%, 100~299인 규모는 28.9%, 300~499인 규모는 16.3%, 500인 이상 규모는 23.9%의 비중을 보였으며, 표본의 모든 사업체를 대상으로 하는 전체 고용인원의 평균값은 약 483명이었다. 사업체의 평균 연령은 24.8년으로 나타났다.

기능적유연화 도입정도는 소집단 활동 여부, 직무순환 여부, 다기능화 훈련 여부, 팀제 활용 여부라는 네 가지 설문에 대해 각각 활용하고 있을 때 1점을 부과하는 방식으로 네 설문의 합을 가지고 구성하였다. 즉 소집단 활동, 직무순환, 다기능화 훈련, 팀제라는 네 가지 체도를 모두 활용하는 사업체의 경우 가장 높은 기능적유연화 도입점수인 4점을 부여하고 아무것도 활용하지 않는 사업체인 경우 가장 낮은 0점을 부여하였다. 이렇게 하여 구성된 기능적유연화 도입지수의 평균값은 1.96으로 나타났다.

다음으로 사업체의 재무상황 및 비용구조에 관한 변수를 살펴보면, 1인당 당기순이익은 평균 7,031만원이었고 1인당 인건비는 4,673만원으로 나타났다.

### 3. 노조가 비정규직 활용여부에 미친 영향(패널프라빗 모형)

노동조합이 비정규 고용에 미친 영향과 관련하여 첫 번째로 활용하고자하는 모형은 패널 프라빗 모형이다. WPS는 조사 연도별로 비정규직의 고용규모에 대한 조사를 시행하고 있다. 따라서 비정규 고용의 비율 뿐 아니라 비정규 고용 자체를 활용하고 있는지 없는지에 대한 분석도 가능하다. 즉 이는 비정규 고용이 한명 이상 이루어진 사업체와 비정규 고용을 전혀 활용하지 않는 사업체 간에 비정규직 활용여부에 관한 더미변수를 만들어서 이를 종속 변수로 처리함으로써 가능하다. 이렇듯 종속변수가 연속변수가 아니고 1, 0과 같은 이항변

수인 경우 프라빗(probit)이나 로짓(logit)모형을 사용하는 것으로 알려져 있다.

$$y_{it} = \begin{cases} 1, & y_{it}^* > 0 \text{인 경우} \\ 0, & y_{it}^* \leq 0 \text{인 경우} \end{cases}$$

$$y_{it}^* = \alpha + \beta x_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

기본적인 프라빗 분석의 모형식은 식(1)과 같은데, 여기서  $y_{it}$ 가 1이면, 비정규직 활용, 0이면 비정규직 비활용을 의미하는 기본모형이다. 식(1)에서  $y_{it}^*$ 는 실제 관찰되지 않는 잠재적 종속변수이고  $y_{it}$ 는  $y_{it}^*$ 의 실제 관찰된 값이다. 문제는 이러한 모형으로 프라빗 분석을 하면 패널자료가 갖는 시계열적 성격 때문에 오차항에 자기상관이 존재하게 되어 일치추정량을 얻지 못하게 된다는 것이다. 따라서 패널모형에서는 패널개체의 특성을 반영하는 오차항을 추가로 포함하여 추정하게 되는데, 식(2)처럼 시간에 따라 불변하는 패널개체의 이질성을 반영하는 오차항  $u_i$ 를 추가한다.

$$y_{it}^* = \alpha + \beta x_{it} + u_i + e_{it} \quad (2)$$

이때 오차항  $u_i$ 가 순수오차항  $e_{it}$ 와 상관관계가 없다고 가정하고 분석하는 것이 확률효과 모형이고,  $u_i$ 를 추정하는 것이 고정효과 모형이다. 그러나 프라빗모형에서는 오차항  $u_i$ 를 제거할 수 없으므로 고정효과 모형은 활용할 수 없고, 확률효과 모형만 활용 가능하다. 즉 패널프라빗 확률효과 모형은 시계열자료를 식(1)과 같이 합동(pooled) 프라빗 모형으로 추정할 경우, 개별 사업체의 미관측 이질성이 존재하는 경우에는 추정계수가 일치추정량이 되지 않기 때문에 시간에 따른 변화를 통제함으로써 추정계수의 강건성을 확보하기 위한 모형이다.

<표 3>은 노동조합이 직접고용비정규직의 활용여부에 미친 영향을 프라빗 모형을 통해 살펴본 결과이다. 투입변수는 다음과 같이 구성하였다. 우선 독립변수인 노동조합 교섭력에 대한 대리변수로 노조조직률을 활용했고, 비정규직 고용 관의 선형성 여부를 검토하기 위해 제곱항을 추가하였다. WPS의 가중치 부여 방식 그대로 산업과 규모를 구성하여, 각각 금속·자동차·운송장비업과 30~99인 사업체를 기준변수로 하였다. 독립변수 및 산업, 규모 변수를 제외한 변수들의 구체적 내용과 투입 이유는 다음과 같다.

우선 직접고용비정규직과 간접고용비정규직의 활용이 상호 대체적으로 이루어지는지 아니면 상호 보완적으로 이루어지는지 검토해볼 필요가 있다. 직접(간접)고용비정규직을 많이 활용하는 사업체에서 간접(직접)고용비정규직은 적게 활용하는 대체적 관계도 있을 수 있고, 아니면 두 고용형태를 모두 많이 활용하는 보완적 관계도 있을 수 있을 것이다.

사업체 연령과 관련해서는 대체로 조직의 역사가 길면 환경변화에 대한 조직의 적응이 늦어진다고 보는 견해가 있다. 특히 비정규직 고용의 경우에도 고용관행의 제도화라는 측면

에서 볼 때 경로의존성을 염두에 둔다면, 조직의 역사가 오래될수록 기존관행에 대한 혁신은 어렵다고 할 것이다. 따라서 설립년도가 오래된 사업체일수록 비정규직 활용에 소극적인 가능성이 높다(이택면, 2005).

기능적유연성과 수량적유연성의 관계 역시 중요한 관심거리이다. 유연기업이론의 연장선에서 ‘중핵의 기능적 유연성과 주변의 수량적 유연성’ 추구모델의 적합성과 그 제도적 배열의 다양성에 관한 논의가 이루어져 왔고 한국의 경우, 김동배 등(2004)에 따르면 기능적유연성과 수량적 유연성을 동시에 추구하는 ‘혼합형’ 전략이 주류를 차지하고 있다.

사업체의 재무상황과 비용구조는 비정규 고용을 활용하는데 중요한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 만약 재무상황이 좋아서 충분한 지불능력이 있다면 사업체는 비정규직 보다는 소위 내부노동시장을 통한 방법(make형 인사관리)를 통해 정규직을 채용, 육성하여 활용하고자 할 것이다(Montgomery, 1988). 만약 사업체의 인건비 수준이 높다면 가능하면 이러한 비용요소를 줄여나가하고자 할 것이며 이러한 맥락에서 정규직 보다는 비정규직 고용을 활성화할 가능성이 있다. 즉 비용절감을 위해 비정규직 활용을 증대한다는 것이다(Montgomery, 1988; 김동배·김주일, 2002; 장지연 외, 2008; 정동섭, 2008).

실증분석은 우선 4개년도 자료를 단순히 합쳐서 합동 프라빗(pooled probit)모형으로 추정하였고, 개별 사업체의 시간에 따른 변화를 고려한 패널프라빗 확률효과(panel probit random effect) 모형의 분석을 추가하였다. 패널프라빗 확률효과 모형의 LR테스트 결과를 보면, 귀무가설을 기각하고 있으므로 합동 프라빗 모형을 활용하는 것보다는 개체 특성을 고려한 패널프라빗 확률효과 모형을 활용하는 것이 더 적절하다고 할 수 있다.

전체적인 분석결과는 두 모형 모두 비슷하게 나타났다. 우선 본 분석의 가장 주된 관심사인 노조조직률과 직접고용비정규직 활용여부와와의 관계는 두 모형 모두에서 1% 수준에서 통계적으로 유의한 역U자로 나타나 Uzzi & Barsness(1998)의 발견과 동일한 결과를 얻었다. 즉 노조조직률이 어느 정도 상승되면 비정규직 활용이 증가하지만 노조조직률이 어느 특정 시점을 지나게 되면 오히려 비정규직 활용이 감소하게 된다는 것이다. 패널프라빗 확률효과 모형의 한계효과를 계산하여 변곡점을 구한 결과, 노조조직률이 37.7%에서 떨어지는 것으로 나타났다. 즉 사업장의 노조조직률이 약 38% 수준이 되면 직접고용비정규직을 활용하지 않게 되는 것으로 나타났다. 표본의 평균적인 노조조직률이 26.2%인 점을 감안하면 평균보다 약 10% 정도 상회하는 조직력을 갖고 있는 경우, 노동조합은 분명하게 직접고용비정규직을 규제하는 영향력을 행사하는 것으로 보인다.<sup>8)</sup>

8) 뒤의 분석에도 나오겠지만, 한계효과로 계산한 변곡점이 현실의 노조교섭력의 크기보다 적게 추정되었다는 지적이 있을 수 있다. 즉 사업체의 노조조직률이 50% 미만이라는 것은 과반수 노조도 아니라는 것인데, 이 정도 조직력의 노조가 비정규 고용을 규제할 수 있는가의 문제제기이다. 이렇듯 변곡점의 노조조직률이 예상보다 낮게 나타난 이유는 우선 모든 표본에 무노조사업체가 포함되어 발생된 결과일 수 있다. 즉 무노조사업체의 노조조직률은 0이기 때문에 변곡점이 실제보다 훨씬 적게 추정되었다는 것이다. 둘째로 특히 제조업 사업체의 적지 않은 노동조합들은 생산직 노동자들만으로 구성된다. 따라서 이 경우 실질적인 노조조직률은 조직대상 노동자 전체를 분모로 계산해하는 것이 더 정확할 수 있으며, 이 경우 노조조직률은 지금의 계산보다 훨씬 커진다는 것이다. 실제 노사관계법 상의 ‘과반수 노조’ 규정 역시 이러한 방식으로 이루어진다. 다만 WPS 1~3차년도 자료에는 그 정보(조합원수/가입대상 노동자

<표 3> 노조가 직접고용비정규직 활용여부에 미친 영향

변 수	합동 프라빗		패널프라빗 확률효과		
	계수값	한계효과	계수값		한계효과
노조조직률	2.217***	0.726***	3.016***		0.860***
노조조직률 제곱	-2.979***	-0.975***	-3.997***		-1.140***
간접고용비정규직 활용비용	0.224***	0.073***	0.333***		0.095***
경공업(더미)	-0.059**	-0.019**	0.029**		0.008**
화학공업(더미)	0.203**	0.066**	0.287***		0.082**
전기·전자·정밀공업(더미)	-0.316**	-0.103**	-0.443**		-0.126**
건설업(더미)	0.575***	0.188***	0.858***		0.245***
개인서비스업(더미)	0.705***	0.231***	1.012***		0.289***
유통서비스업(더미)	0.629***	0.206***	0.847***		0.241***
사업서비스업(더미)	0.639***	0.209***	0.939***		0.268***
사회서비스업(더미)	0.739***	0.242***	1.094***		0.312***
기타산업(더미)	0.779***	0.255***	1.159***		0.331***
100~299인 규모(더미)	0.548***	0.179***	0.759***		0.217***
300~499인 규모(더미)	0.689***	0.226***	1.024***		0.292***
500인 이상 규모(더미)	0.979***	0.320***	1.476***		0.421***
사업체연령	0.003***	0.001***	0.004***		0.001***
기능적유연화 지수	0.077***	0.025***	0.068**		0.019**
로그1인당 당기순이익	0.018***	0.006***	0.011**		0.003**
로그1인당 인건비	0.274***	0.090***	0.241**		0.069**
2007년 더미	-0.239***	-0.078***	-0.310***		-0.088***
2009년 더미	-0.279***	-0.091***	-0.387***		-0.110***
2011년 더미	-0.174**	-0.056**	-0.198**		-0.056**
상수항	-1.876***	-	-2.081***		-
rho	-		0.515***		-
Log likelihood	-1,525.52		-1,410.98		-
LR-test	-		$\chi^2=229.09$	0.000	-
$R^2$	0.162	-	-		
관측치	2,664				

주 : 산업더미의 기준변수는 금속·자동차·운송장비업이며, 사업체규모의 기준변수는 30~99인이고 이하 모든 분석에서 동일함.

나머지 변수들의 효과를 패널프라빗 확률효과의 추정치를 중심으로 살펴보면, 우선 간접고용비정규직의 활용비용이 높을수록 직접고용비정규직의 활용확률도 높은 것으로 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있어 간접고용비정규직과 직접고용비정규직의 활용에 있어 대체적 관계는 발견되지 않는다.

수가 있지만 WPS2011에는 없어서 본 패널분석에는 활용할 수 없었다. 같은 기간 동안(2005년~2009년), 이러한 방식으로 계산한 노조조직률(무노조사업체 포함)은 35.2%로 본 표본의 노조조직률인 26.2%보다 9.0%p 더 높았다. 즉 어렵잡아 가입대상 근로자 대비 과반수 노조가 되는 지점에 근접하는 수준에서부터 직접고용비정규직에 대한 규제력이 나타나고 있다고 볼 수 있다.

다음으로 산업의 경우 가장 노동조합의 교섭력이 강하다고 판단되는 금속·자동차·운송장비업을 기준변수로 했을 때 전기·전자·정밀공업을 제외한 모든 산업에서 활용 확률이 더 높아지는 것으로 나타났다. 사업체규모별로는 예상대로 사업체규모가 클수록 직접고용비정규직의 고용확률도 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 높았다.

기능적유연성 지수의 경우, 통계적으로 유의한 양(+)의 결과가 나타나 기능적유연화 정도가 높을수록 직접고용비정규직 활용경험도 유의하게 높게 타나났다. 이는 앞서 한국 기업에서 지배적 유연화전략이 기능적유연성과 수량적유연성을 동시에 추구하는 ‘혼합형’ 전략이라는 김동배 외(2004)의 연구결과와 유사하다.

재무지표의 경우 로그1인당 당기순이익과 직접고용비정규직 활용 여부와는 통계적 유의성이 없었지만 로그1인당 인건비와 직접고용비정규직 활용과는 통계적으로 유의한 정(+)의 관계가 발견되어 인건비 수준이 높은 경우, 비용을 절감하기 위해 정규직보다는 비정규 고용을 더 활성화하는 것으로 이해할 수 있다.

연도더미의 효과를 보면 2005년에 비해 모든 년도에 있어 비정규직 활용 확률이 떨어지는 것으로 나타났고 모두 통계적으로 유의했다. 이는 2007년에 도입된 기간제 법을 비롯한 고용규제의 제도적 효과와 2009년의 경제위기로 인해 신규 비정규직의 채용이 둔화된 것이 모두 영향을 미친 것으로 예측된다.

<표 4>는 종속변수를 간접고용비정규직 활용여부로 바꾸어 노동조합의 영향력을 분석한 결과이다. 직접고용비정규직의 경우와 마찬가지로 노조조직률과 간접고용비정규직 활용여부 간에는 1% 수준에서 통계적으로 유의한 역U자의 관계가 나타났다.

<표 3>의 결과와 마찬가지로 직접고용비정규직 활용비율이 높아질수록 간접고용비정규직 활용확률이 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 높아지고 있어 두 가지 형태의 비정규직은 상호 보완적으로 활용되고 있는 듯이 보인다.

산업별로는 금속·자동차·운송장비업을 기준변수로 할 때, 경공업, 건설업, 유통서비스업, 사업서비스업의 경우 마이너스(-) 계수값을 보였고, 특히 건설업과 유통서비스업은 기준변수에 비해 27.3% 및 23.0% 정도 활용확률이 낮고 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이러한 현상은 건설업이나 유통서비스업이 상대적으로 간접고용비정규직을 적게 사용하는 현실, 그리고 기준변수인 금속·자동차·운송장비업에서 사내하청 등의 형식으로 간접고용비정규직을 많이 사용하고 있다는 현실이 반영된 결과로 판단된다.

다른 변수들의 경우 직접고용비정규직의 경우와 크게 다르지 않았다. 사업체규모의 경우 마찬가지로 규모가 클수록 간접고용비정규직 고용확률이 높아지는 것으로 나타났고 사업체연령은 통계적으로 유의하지 않았으며, 기능적 유연화 지수가 높을수록 간접고용비정규직 활용확률도 높았다. 한편 로그1인당 당기순이익의 경우 직접고용비정규직의 경우와는 달리 통계적으로 유의한 양수(+) 값을 보고하고 있다. 즉 당기순이익이 높은 사업체과 그 사업체의 간접고용비정규직 활용여부 간에는 정(+)의 관계가 있다는 것인데, 물론 간접고용을 활용해서 당기순이익이 높아진 것인지 아니면 당기순이익이 높은 곳에서 간접고용을 많이 활

용하는 것인지 그 인과관계의 방향성은 단정할 수 없다. 로그1인당 인건비 역시 직접고용비 정규직의 경우와 마찬가지로 정(+)의 관계가 나타났다. 연도더미의 효과 역시 2005년을 기준으로 모두 음의 값을 보고하고 있다.

<표 4> 노조가 간접고용비정규직 활용여부에 미친 영향

변 수	합동 프라빗		패널프라빗 확률효과	
	계수값	한계효과	계수값	한계효과
노조조직률	1.232 ***	0.394 ***	1.894 ***	0.543 ***
노조조직률 제곱	-1.125 ***	-0.360 ***	-1.919 ***	-0.551 ***
직접고용비정규직 활용비율	0.451 ***	0.144 ***	0.535 **	0.153 **
경공업(더미)	-0.034	-0.011	-0.006	-0.002
화학공업(더미)	0.064	0.021	0.112	0.032
전기·전자·정밀공업(더미)	0.060	0.019	0.068	0.019
건설업(더미)	-0.725 ***	-0.232 ***	-0.953 ***	-0.273 ***
개인서비스업(더미)	0.239 **	0.076 **	0.324 *	0.093 *
유통서비스업(더미)	-0.563 ***	-0.180 ***	-0.801 ***	-0.230 ***
사업서비스업(더미)	-0.121	-0.039	-0.168	-0.048
사회서비스업(더미)	0.192 *	0.062 *	0.277	0.080
기타산업(더미)	-0.102	-0.033	0.025	0.007
100~299인 규모(더미)	0.393 ***	0.126 ***	0.519 ***	0.149 ***
300~499인 규모(더미)	0.553 ***	0.177 ***	0.706 ***	0.203 ***
500인 이상 규모(더미)	0.671 ***	0.214 ***	0.925 ***	0.265 ***
사업체연령	0.001	0.000	0.003	0.001
기능적유연화 지수	0.062 ***	0.020 ***	0.079 ***	0.023 ***
로그1인당 당기순이익	0.143 ***	0.046 ***	0.157 ***	0.045 ***
로그1인당 인건비	0.277 ***	0.089 ***	0.247 **	0.071 **
2007년 더미	-0.201 ***	-0.065 ***	-0.264 ***	-0.077 ***
2009년 더미	-0.241 ***	-0.078 ***	-0.311 ***	-0.090 ***
2011년 더미	-0.164 **	-0.053 **	-0.208 **	-0.061 **
상수항	-2.211 ***	-	-2.443 ***	-
rho	-	-	0.453 ***	-
Log likelihood	-1,489.04	-	-1,404.37	-
LR-test	-	-	$\chi^2=169.35$	0.000
R <sup>2</sup>	0.151	-	-	-
관측치	2,664			

주 : 산업더미의 기준변수는 금속·자동차·운송장비업이며 이하 모든 분석에서 동일함.

#### 4. 노조가 비정규직 활용비율에 미친 영향(패널회귀 모형)

앞에서 직접고용 및 간접고용비정규직 활용여부와 노동조합 조직률간의 관계를 살펴보았고, 통계적으로 유의한 비선형(역U자형) 관계가 있음을 발견하였다. 그러나 직접고용 및 간접

고용비정규직 활용여부를 종속변수로 살펴보는 것은, 단 한명의 비정규직이라도 고용되어 있는 경우, 비정규직 활용으로 간주되는 이항 종속변수 처리모형의 특성 상 노조조직물과의 관계를 해석하는데 조심스러움이 요구된다. 또한 고정효과 모형을 활용한 것이 아니므로 사업체의 미관측 이질성에 의한 내생적 관계를 고려했다고 보긴 어렵다. 앞의 선행연구 결과에서 지적하였듯이 지금까지 노동조합과 비정규직 고용간의 관계가 혼란스럽게 도출되는 이유 중 하나는 내생성(endogeneity)이 존재하기 때문인 것으로 추측된다. 즉 사업체의 어떤 관측되지 않은 특성이 비정규직의 활용성향과 체계적인 관련을 가질 경우 횡단면 분석에서 아무리 적합한 모형을 구축하였다 하더라도 추정결과에 편의를 발생할 수 있다는 것이다.

따라서 이번에는 미관측 이질성에 의한 내생성을 통제하는 방법 중 하나로 패널고정효과 모형을 활용하여 분석하고자 한다. 이때 종속변수는 사업체의 직접고용비정규직 및 간접고용비정규직 활용비율이다. 활용비율은 전체근로자 수에서 해당 고용형태 비정규직 수를 나누어 구했는데, 직접고용비정규직은 기간제, 단시간, 일용근로자로 정의했고, 간접고용비정규직은 파견, 사내하청, 용역근로자를 합해 구성했다.

아래 식(3)은 시간의 흐름을 고려한 노동조합과 비정규 고용 활용비율 간의 방정식이다.  $y_{it}$ 는 각 사업체( $i$ )와 시간( $t$ )에 따른 종속변수인 비정규직(비정규직 전체, 직접고용비정규직, 간접고용비정규직) 활용비율이다.  $T_t$ 는 시간( $t$ )의 고정효과이고  $d_{it}$ 는 각 사업체( $i$ )와 시간( $t$ )에 따른 노동조합조직물,  $x_{it}$ 는 각 사업체( $i$ )와 시간( $t$ )에 따른 사업체 특성을 나타내는 변수이다.  $u_i$ 는 관측되지 않은 사업체 효과이고,  $e_{it}$ 는 각 사업체( $i$ )와 시간( $t$ )에 따라 변하는 통상의 순수한 오차항이다.

$$y_{it} = \alpha + T_t + \beta d_{it} + \gamma x_{it} + u_i + e_{it} \quad (3)$$

$x_{it}$ , 즉 사업체와 시간에 따른 사업체 특성변수들로는 산업과 규모를 통제하였고, 직접고용 및 간접고용비정규직 활용비율, 사업체 연령, 기능적 유연화 도입정도, 로그1인당 당기순이익, 로그1인당 인건비를 투입했고, 연도별 더미를 포함했다.

<표 5>와 <표 6>은 패널회귀모형을 활용하여 직접고용 및 간접고용비정규직 활용비율과 노조조직물과의 관계를 분석한 것이다. 우선 <표 5>는 노조조직물과 직접고용비정규직 고용비율 간의 관계를 패널분석한 결과이다. 이때 직접고용비정규직은 기간제, 단시간, 일용근로자로 정의하였는데, 주로 사업체에 직접 고용되어 사업체의 인사노무관리 대상에 포함되는 노동자들이다.

분석은 개체(사업체)의 시간적 특성을 고려하지 않고 단순히 결합하여 합동 OLS(pooled OLS)로 추정한 결과와 개체의 미관측 이질성과 설명변수 간에 상관관계가 없다고 가정하는 패널확률효과 모형, 그리고 개체의 미관측 이질성을 통제한 패널고정효과 모형을 모두 활용하여 분석하였다.

세 모형 모두에서 프라빗 모형의 분석결과와 마찬가지로 노동조합 조직물은 직접고용비정규직 활용비율과 역U자형의 비선형 관계를 보였고 전부 통계적으로 유의했다. 즉 노조조

직접고용비정규직의 활용비율이 높아지다가 그 지점을 초과하게 되면 오히려 그 비율이 떨어지게 된다는 것으로 Uzzi & Barsness(1998)가 발견한 노조교섭력과 비정규직 고용 간의 동학적 관계가 그대로 나타났다. 특히 패널고정효과 모형의 분석결과 역시 동일하게 나타나 사업체의 관측되지 않은 이질성에 의한 내생성을 고려한 후에도 노조조직률과 직접고용비정규직 간에는 역U자형 관계가 발현되는 것으로 나타났다. 고정효과 모형 계수값의 한계효과를 통해 계산해본 결과 직접고용비정규직 활용비율이 감소하게 되는 노조조직률의 변곡점은 28.1%인 것으로 나타났다. 이 표본의 평균 노조조직률이 26.1%인 것을 감안해보면, 평균보다 조금 더 강한 노조조직률을 가진 사업체는 직접고용비정규직의 활용에 대해 분명한 규제력으로 작용하고 있는 것으로 보인다.

<표 5> 노조가 직접고용비정규직 활용비율에 미친 영향(전체 표본)

변 수	합동 OLS	확률효과	고정효과
	계수값	계수값	계수값
노조조직률	0.183 ***	0.156 ***	0.138 *
노조조직률 제곱	-0.306 ***	-0.285 ***	-0.245 ***
간접고용비정규직 활용비율	0.028 ***	0.022 ***	0.023 **
경공업(더미)	0.025 *	0.032 *	-0.049
화학공업(더미)	0.002	0.001	-
전기·전자·정밀공업(더미)	-0.028 **	-0.028	-
건설업(더미)	0.183 ***	0.184 ***	-
개인서비스업(더미)	0.124 ***	0.124 ***	-0.066
유통서비스업(더미)	0.059 ***	0.064 ***	-
사업서비스업(더미)	0.113 ***	0.113 ***	0.189
사회서비스업(더미)	0.087 ***	0.087 ***	-
기타산업(더미)	0.066 ***	0.064 **	-
100~299인 규모(더미)	0.056 ***	0.056 ***	0.078 ***
300~499인 규모(더미)	0.059 ***	0.065 ***	0.124 ***
500인 이상 규모(더미)	0.083 ***	0.106 ***	0.213 ***
사업체연령	-0.001 ***	-0.001 ***	-0.006
기능적유연화 지수	0.005 *	0.002	0.002
로그1인당 당기순이익	-0.006 ***	-0.005 **	-0.002
로그1인당 인건비	-0.037 ***	-0.019 **	0.007
2007년 더미	-0.018 **	-0.016 **	-0.006
2009년 더미	-0.017 **	-0.019 **	0.000
2011년 더미	0.007	0.004	0.029
상수항	0.165 ***	0.100 ***	0.116
R2	0.189	within = 0.0450 between = 0.2409 overall = 0.1839	within = 0.0642 between = 0.0599 overall = 0.0456
관측치	2,664		
하우스만 테스트	-	$\chi^2=0.0000$	

주 : 고정효과 모형에서 - 표시가 된 변수들은 시간에 따른 변화가 없어 탈락된 것이며 이하 모든 표에서 동일함.

다른 변수들의 결과는 다음과 같다. 우선 간접고용비정규직 활용비율은 직접고용비정규직 활용비율과 통계적으로 유의한 정(+)의 관계를 보이고 있고, 특히 고정효과 모형의 결과 역시 동일하게 나타나 간접고용비정규직을 많이 활용하는 사업체일수록 직접고용비정규직 역시 많이 활용하고 있는 것으로 나타났다. 산업의 경우 기준변수인 금속·자동차·운송장비업에 비해 다른 거의 모든 산업에서 직접고용비정규직의 활용비율이 높은 것으로 나타났다. 하지만 고정효과 모형에서는 산업이 변화하지 않아 모형에서 탈락된 경우가 많아 의미를 부여하기 어렵다. 반면에 규모의 경우 고정효과 모형을 포함한 모든 모형에서 사업체규모가 증가할수록 직접고용비정규직 활용비율이 증가하는 것으로 나타났다.

사업체연령과 로그1인당 당기순이익, 로그1인당 인건비의 경우 음수(-) 값을 보고하고 있으나 계수값의 크기가 미약하고 고정효과 모형에서는 통계적 유의성이 상실되었다. 기능적 유연화 지수의 경우에는 합동 OLS 추정결과에서만 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 보였지만 계수값의 크기는 0.005로 미약한 수준이다. 연도더미 변수의 경우 2011년은 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값, 2007년과 2009년은 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 나타냈으나 고정효과 모형에서는 모든 연도더미에 대해 통계적 유의성이 없었다.

하우스만테스트 결과 고정효과 모형을 지지하고 있는데, 결론적으로 사업체의 미관측 이질성을 통제한 후에도 독립변수인 노조조직률과 종속변수인 직접고용비정규직 활용비율 간에는 통계적으로 유의한 역U자형의 비선형 관계가 발견되었다.

<표 6>은 <표 5>와 같은 모형을 종속변수만 간접고용비정규직의 고용비율로 바꾸어 추정한 결과이다. 이때 간접고용비정규직은 파견, 사내하청, 용역근로자를 합해 정의했는데, 이들은 주로 사업체의 인사노무관리 대상에서 배제되어 있는 사업체와 직접 고용되어있지 않은 비정규직이라 볼 수 있다.

추정결과는 <표 5>의 결과와는 상이했다. 가장 두드러진 차이점은 패널고정효과 모형의 추정결과, 노조조직률과 간접고용비정규직 활용비율 간의 관계가 역U자형이 아닌 U자형 비선형관계로 나타났다는 점이다. 합동 OLS 모형의 추정결과는 역U자형의 관계를 보이고 있고 패널확률효과 모형의 추정결과는 선형적 증가패턴을 나타내고 있으나 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 통계적 유의성을 차지하더라도 하우스만테스트 결과가 고정효과 모형을 지지하고 있으므로 이러한 추정결과는 일치추정량이 아닐 가능성이 높다. 즉 합동 OLS 모형과 패널확률효과 모형의 추정결과들은 사업체의 미관측 이질성과 간접고용비정규직 활용비율 간의 내생성을 제대로 통제해내지 못해 나타난 결과일 수 있다는 것이다.

반면에 패널고정효과 모형은 노조조직률과 노조조직률 제곱항에 대해 각각 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있어 사업체의 미관측 이질성을 통제한 후에도 노조조직률과 간접고용비정규직 활용비율은 통계적으로 유의한 U자형 비선형관계를 갖는다고 할 수 있다. 한계효과로 계산한 노조조직률의 변곡점은 34.8%로 나타났는데, 이러한 분석결과는 노조조직률이 이 수준에 도달할 때까지는 간접고용비정규직 비율이 감소하다가 이 수준을 초과하면 오히려 간접고용비정규직의 활용이 증가하는 것으로 해석될 수 있다. 모형

내의 모든 변수를 포함하는 균형패널 자료에서 노조조직률은 26.2%이므로 간접고용비정규직의 경우 평균보다 약 8%p, 비율로는 31.8% 정도 노조조직률이 더 높은 경우 간접고용비정규직 활용이 오히려 늘어나고 있다고 볼 수 있다.

<표 6> 노조가 간접고용비정규직 활용비율에 미친 영향(전체 표본)

변 수	합동 OLS	확률효과	고정효과
	계수값	계수값	계수값
노조조직률	0.043	0.000	-0.441 **
노조조직률 제곱	-0.003	0.056	0.632 ***
직접고용비정규직 활용비율	0.152 ***	0.142 ***	0.164 **
경공업(더미)	-0.031	-0.032	-0.009
화학공업(더미)	-0.019	-0.019	-
전기·전자·정밀공업(더미)	-0.038	-0.041	-
건설업(더미)	-0.106 **	-0.107 **	-
개인서비스업(더미)	0.223 ***	0.223 ***	0.013
유통서비스업(더미)	-0.029	-0.040	-
사업서비스업(더미)	-0.067 **	-0.070	0.004
사회서비스업(더미)	-0.045	-0.049	-
기타산업(더미)	-0.141 ***	-0.133 **	-
100~299인 규모(더미)	0.023	0.023	0.000
300~499인 규모(더미)	0.038	0.031	-0.040
500인 이상 규모(더미)	0.016	0.011	-0.104 *
사업체연령	-0.001	-0.001	-0.031
기능적유연화 지수	0.015 **	0.015 **	0.012
로그1인당 당기순이익	0.030 ***	0.024 ***	-0.008
로그1인당 인건비	-0.007	-0.002	-0.026
2007년 더미	-0.026	-0.024	0.048
2009년 더미	-0.030	-0.029	0.109
2011년 더미	-0.021	-0.020	0.185
상수항	0.036	0.037	0.897
R2	0.0847	within = 0.0022 between = 0.1378 overall = 0.0840	within = 0.0141 between = 0.0003 overall = 0.0006
관측치	2,644		
하우스만 테스트	-	$\chi^2=0.0009$	

주 : 고정효과 모형에서 - 표시가 된 변수들은 시간에 따른 변화가 없어 탈락된 것이며 이하 모든 표에서 동일함.

이는 노조조직률로 표현되는 노조의 교섭력이 어느 지점에 이르기까지는 경영 측도 간접고용비정규직을 적극적으로 활용할 유인이 약하지만 노조의 힘이 어느 정도 강해지는 지점부터는 보다 적극적으로 간접고용비정규직 활용을 도모하고 노동조합도 이러한 경영 측의 움직임에 대해 적극적으로 개입하지 않고 방관하여 발생한 결과인 것으로 예상된다. 혹은 내

부자-외부자 이론의 주장처럼 노동조합이 보다 적극적으로 내부자로서의 자신들의 일자리 및 노조지위를 지켜내기 위해 외부자인 간접고용비정규직의 활용을 의도적으로 방치했을 가능성도 배제할 수는 없을 것이다.<sup>9)</sup>

여타 통제변수들의 경우, 산업의 경우 많은 경우에 기준변수인 금속·자동차·운송장비업에 비해 간접고용비정규직 활용비율이 낮은 것으로 나타났으나 통계적으로 유의한 결과는 건설업(패널확률효과 모형에서 -0.107) 뿐이었고, 개인서비스업(+0.223)의 경우는 기준변수보다 간접고용비정규직을 훨씬 많이 활용하는 것으로 나타났지만, 고정효과의 추정값은 산업변수에서 탈락된 경우가 많아 크게 의미를 부여하기 어렵다. 사업체규모의 경우 고정효과의 추정 결과는 500인 이상 규모 사업체의 경우 30~99인 규모에 비해 오히려 통계적으로 유의하게 낮은 활용비율을 보이고 있어(-0.104), 직접고용비정규직의 경우와는 달랐다.

그밖에 통계적으로 유의한 결과들을 살펴보면, 기능적 유연화 지수가 높을수록 간접고용비정규직 활용비율이 높았고 로그1인당 당기순이익이 높을수록 간접고용비정규직 비율이 높은 것으로 나타났으나 고정효과 모형에서는 두 변수 모두 통계적 유의성이 상실되었다. 한편 사업체연령, 로그1인당 인건비, 연도더미 변수의 경우 세 모형 모두에서 통계적으로 유의하지 않았다.

## 5. 유노조 표본에서 노조와 비정규직 활용비율간의 선형성 검토(패널회귀 모형)

앞의 분석을 통해 노조조직률과 직접고용비정규직 및 간접고용비정규직 활용여부 및 활용비율 간의 관계를 살펴보았고 각각이 통계적으로 유의한 비선형 관계를 가지고 있음을 확인할 수 있었다. 그런데 앞서 활용한 표본 중에는 약 56.6%를 차지하는 무노조사업체의 표본도 포함되어 있는데, 이때 무노조사업체의 노조조직률은 모두 0으로 식별되기 때문에 자칫 노조조직률의 변화에 따른 비정규직 활용비율의 변화를 추정함에 있어 왜곡을 일으킬 가능성이 염려된다. 따라서 유노조사업체의 표본만을 따로 분리하여 노조조직률과 직접고용 및 간접고용비정규직 활용비율 간의 관계를 살펴봄으로써 앞의 추정결과가 강건한지 검토해 보고자 한다.

<표 7>은 유노조표본의 기술통계량이다. 우선 직접고용비정규직 활용여부를 살펴보면 65.3%에서 활용경험이 있었고, 간접고용비정규직의 경우 그 비율은 50.6%였다. 이는 전체 표본의 활용여부(직접고용비정규직 54.7%, 간접고용비정규직 37.8%)에 비해 10%p 이상 높은 것이다. 반면에 활용비율을 보면 직접고용비정규직은 8.1%, 간접고용비정규직은 13.2%로 나타나 전체표본에 비해 직접고용비정규직의 활용비율은 1.0%p 낮았고, 간접고용비정규직의 활용비율

9) 현실에서 자동차나 조선업종의 강한 교섭력을 가지고 있는 노동조합이 있는 사업체에서는 거의 예외 없이 적지 않은 규모의 사내하청과 같은 간접고용비정규직이 존재한다는 사실은 본 분석결과의 해석과 관련해 적지 않은 시사점을 제공해준다. 이러한 분석결과는 강한 교섭력을 가진 노동조합의 경우 조합원 일자리에 대한 일종의 완충막(buffer) 설정하거나 혹은 위협하거나 더럽거나 어려운 소위 3D 기피직무를 외부화하는 과정에서 간접고용비정규직의 활용에 대해 암묵적으로 묵인한 것이 아닌가 하는 의구심을 제기해준다.

은 2.2%p 높았다. 유노조사업체표본의 노조조직률은 60.1%에 달하고 있어 전체표본의 노조조직률 26.2%보다 훨씬 높았다. 유노조사업체의 경우, 평균적으로 근로기준법에서 규정하는 과반수 노조의 지위를 점하고 있는 것으로 보인다.

산업별 분포를 보면 대체로 고른 분포를 보인 가운데 유통서비스업이 15.9%, 경공업이 14.4%, 금속·자동차·운송장비업이 14.2%, 사업서비스업이 12.7% 등의 분포를 보였다. 사업체규모별로는 대체로 큰 규모의 사업체들이 차지하는 비중이 커지고 있는데, 예컨대 30~99인 규모의 비중은 11.9%, 100~299인 규모는 27.8%, 300~499인 규모는 22.4%, 500인 이상 규모는 37.9%에 달했다. 이는 오히려 적은 규모의 사업체들이 차지하는 비중이 더 컸던 전체표본과는 상이한 점이다.

평균 사업체연령은 30.9세로 전체표본의 평균인 24.8년도다 다소 높았고, 기능적 유연화 지수 역시 평균 2.22를 기록하고 있어 1.96의 전체표본 평균보다 높게 나타났다. 1인당 당기순이익의 평균은 5,771만원으로 전체표본의 평균인 7,031만원보다 다소 낮았지만 평균 1인당 인건비는 5,324만원으로 전체표본의 평균값 4,673만원보다 높았다.

유노조사업체 표본을 전체표본과 비교하여 살펴보면, 대체로 큰 차이는 발견되지 않으나 사업체의 역사가 좀 더 오래되었고, 사업체규모 측면에서 대규모 사업체가 더 많이 분포하고 있고, 1인당 인건비가 높으며, 기능적 유연성도 더 높게 측정되는 등 상대적으로 더 괜찮은(decent) 사업체로서의 특성이 드러난다 할 수 있다. 독립변수 및 종속변수와 관련하여서는 당연히 노조조직률이 훨씬 더 높으며, 직접고용비정규직의 활용비율은 1.0%p 가량 낮고 간접고용비정규직의 활용비율은 2.2%p 가량 더 높았다.

<표 7> 유노조표본의 기술통계량

변 수	관측치	평 균	표준편차	최소값	최대값
직접고용비정규직 활용여부	1,147	0.653	0.476	0	1
간접고용비정규직 활용여부	1,147	0.506	0.500	0	1
직접고용비정규직 비율	1,147	0.081	0.138	0	0.95
간접고용비정규직 비율	1,147	0.132	0.372	0	6.74
노조조직률	1,147	0.601	0.247	0	1
노조조직률 제곱	1,147	0.423	0.262	0	1
경공업(더미)	1,147	0.144	0.351	0	1
화학공업(더미)	1,147	0.120	0.325	0	1
금속·자동차·운송장비업(더미)	1,147	0.142	0.349	0	1
전기, 전자, 정밀공업(더미)	1,147	0.046	0.210	0	1
건설업(더미)	1,147	0.033	0.179	0	1
개인서비스업(더미)	1,147	0.085	0.278	0	1
유통서비스업(더미)	1,147	0.159	0.366	0	1
사업서비스업(더미)	1,147	0.127	0.333	0	1
사회서비스업(더미)	1,147	0.098	0.297	0	1
기타산업(더미)	1,147	0.035	0.184	0	1

30인~99인 규모(더미)	1,147	0.119	0.323	0	1
100~299인 규모(더미)	1,147	0.278	0.448	0	1
300~499인 규모(더미)	1,147	0.224	0.417	0	1
500인 이상 규모(더미)	1,147	0.379	0.485	0	1
사업체연령	1,147	30.918	17.740	1	113
기능적유연화 지수	1,147	2.223	1.309	0	4
1인당 당기순이익(만원)	1,147	5,771	24,989	0.8	554,636
1인당 인건비(만원)	1,147	5,324	1,943	1,041	14,701

<표 8>과 <표 9>는 은 앞의 식(3)의 패널회귀 모형을 유노조사업체 표본에 그대로 적용한 것이다. 우선 <표 8>은 직접고용비정규직 활용비율과 노조조직률간의 관계가 나타나 있는데 전체표본(<표 5> 참조)에서와 같은 뚜렷한 역U자형의 관계는 발견되지 않았다. 합동 OLS의 추정결과에서는 부호 상으로는 역U자형의 관계가, 패널확률효과 추정결과는 선형적인 감소의 관계를 보였지만 하나의 변수만 통계적으로 유의하게 나타나 확정적인 결론을 내리기 어렵다. 패널고정효과 모형의 추정결과 역시 노조조직률 변수의 경우 1% 수준에서 통계적으로 유의한 음수 값(-0.280)을 보고하고 있으나 노조조직률 제공항은 통계적으로 유의하지 않았다.<sup>10)</sup>

<표 8> 노조가 직접고용비정규직 활용비율에 미친 영향(유노조 표본)

변수	합동 OLS	확률효과	고정효과
	계수값(13.3%)	계수값	계수값
노조조직률	0.049	-0.114 *	-0.280 ***
노조조직률 제공	-0.186 ***	-0.058	0.088
간접고용비정규직 활용비율	0.005	0.007	0.008
경공업(더미)	0.015	0.011	-0.095
화학공업(더미)	-0.014	-0.021	-
전기·전자·정밀공업(더미)	-0.046 **	-0.069 **	-
건설업(더미)	0.110 ***	0.137 ***	-
개인서비스업(더미)	0.136 ***	0.091 ***	-0.090
유통서비스업(더미)	0.054 ***	0.035	-
사업서비스업(더미)	0.115 ***	0.107 ***	0.232 ***
사회서비스업(더미)	0.102 ***	0.071 ***	-
기타산업(더미)	0.030 **	0.021	-
100~299인 규모(더미)	0.042 ***	0.018	-0.006
300~499인 규모(더미)	0.051 ***	0.029 *	0.009
500인 이상 규모(더미)	0.057 ***	0.054 ***	0.054 **

10) 패널고정효과 모형의 한계효과를 계산해보면, 노조조직률이 159%를 초과할 경우에 직접고용비정규직 활용비율이 늘어나는 것으로 나타났다. 비록 노조조직률 제공항의 계수값이 통계적으로 유의하지는 않았으나 이 경우 사실상 노조조직률이 선형에 가깝게 직접고용비정규직의 활용을 제어하는 것으로 나타난 것이라 볼 수 있다.

사업체연령	-0.001 ***	-0.001 ***	0.000
기능적유연화 지수	0.003	-0.003	-0.004 *
로그1인당 당기순이익	-0.001	-0.001	-0.001
로그1인당 인건비	-0.014	-0.017 *	-0.020 **
2007년 더미	-0.019 **	-0.014 **	-0.015
2009년 더미	-0.017 *	-0.020 ***	-0.027
2011년 더미	0.003	-0.001	-0.010
상수항	0.118 ***	0.221 ***	0.273
R2	0.2965	within = 0.1173 between = 0.2697 overall = 0.2693	within = 0.1393 between = 0.0834 overall = 0.0710
관측치	1,147		
하우스만 테스트	—	$\chi^2=0.0019$	

주 : 고정효과 모형에서 - 표시가 된 변수들은 시간에 따른 변화가 없어 탈락된 것이며 이하 모든 표에서 동일함.

여타 변수들의 경우 전체표본의 결과와 크게 다르지 않았다. 산업의 경우 기준변수인 금속·자동차·운송장비업에 비해 다른 산업들의 활용정도가 더 높게 나타났지만 패널고정효과 모형에서는 많은 경우 산업변수가 탈락되고 다만 사업서비스업의 직접고용비정규직 활용비율은 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 기준변수에 비해 비교적 크게 높은 것으로 나타났다(+0.232).

기능적 유연성 지수의 경우 전체표본에서의 결과와는 달리, 기능적유연화 지수가 높으면 직접고용비정규직 활용비율이 낮아지는 것으로 통계적으로 유의한 결과가 도출되었다(-0.004). 비록 계수값의 크기는 미약하지만 유노조사업체의 경우 직접고용비정규직에 대해서는 수량적 유연성과 기능적 유연성을 동시에 추구하는 ‘혼합형’ 전략을 추구하고 있다는 증거는 발견되지 않는다고 할 수 있다. 그밖에 로그1인당 인건비의 경우, 인건비 수준이 높은 경우 직접고용비정규직 활용비율이 낮은 것으로 나타났고, 기타 연도더미 변수들의 경우 고정효과 모형에서는 통계적 유의성이 모두 상실되었다.

그렇다면, 유노조사업체에서 간접고용비정규직 활용비율과 노조조직률과의 관계는 어떠할까? <표 9>는 간접고용비정규직 활용비율을 종속변수로 하고 노조조직률과 그 제곱항을 독립변수로 하는 패널모형의 추정결과이다. 직접고용비정규직과의 관계를 다룬 <표 8>과는 달리 모든 모형에서 노조조직률은 간접고용비정규직 활용비율과 U자형의 비선형관계를 갖고 있음을 보여주고 있다.

전체표본에서의 결과(<표 6> 참조)와 마찬가지로 하우스만테스트 결과는 고정효과 모형을 지지하고 있고, 패널고정효과 모형의 추정결과는 분명한 U자형 관계, 즉 노조조직률이 특정 수준에 이를 때 까지는 간접고용비정규직 활용이 감소되다가 그 지점 이후부터 오히려 간접고용비정규직 활용이 증가하는 그런 동학을 보여준다.

한계효과를 계산하여 변곡점으로 노조조직률을 계산해보니 40.6%였다. 앞의 <표 7>의

기술통계량에 나타나있듯이 유노조사업체 표본의 평균 노조조직률은 60.1%에 달하고 있는데, 만약 이를 전체고용인원 대비 노조조직률이 아닌 가입대상근로자 대비 노조조직률로 다시 계산해보면 약 81.6%에 달한다.<sup>11)</sup> 따라서 확정지어 예기할 수는 없지만 사업체의 전체 근로자 중 노동조합 가입대상에서 원천적으로 배제되는 노동자의 규모가 결코 작지 않다고 할 수 있다. 노사관계법 상의 여러 가지 측면에서 법률적 지위가 보장되는 과반수 노조의 경우, 가입대상 근로자 중에서 과반수 여부로 판단되기 때문에 이 개념에서 보면, 전체 근로자를 대상으로 하는 노조조직률이 40% 정도라면 이는 실제 사업체의 과반수 노조에 근접하고 있을 가능성이 높다. 따라서 유노조사업체 표본만 놓고 보자면, 평균적인 노조조직률(60.1%)보다 하회하는 경우(40.6%)라 하더라도 대략 과반수 노조를 점하고 있는 정도의 수준이라 추정해볼 수 있는데, 이 경우 이미 간접고용비정규직 활용비율이 오히려 증가하고 있음을 알 수 있다.

이러한 결과는 경영 측이 위험을 회피하거나 비용을 절감하기 위한 목적에서 적지 않은 업무를 외주화하는 과정에서 노동조합 역시 이러한 외주화 및 간접고용의 증가에 대해 적극적으로 개입하지 않아서 생긴 결과일 가능성이 있다.<sup>12)</sup> 특히 1998년의 경제위기는 ‘고용불안’에 대해 대기업 노동조합원들이 각성하는 계기가 되었으며, 정리해고의 충격은 노동조합의 최우선적인 목표를 조합원 고용안정으로 삼게 되는 하나의 전환점이 되었다.<sup>13)</sup> 또한 이 과정에서 경영 측의 비용절감 목표와 노조 측의 조합원 일자리 보호논리가 결합되어 일종의 노사담합적 관행이 고착화되었을 수도 있다.<sup>14)</sup>

11) 이러한 식의 계산은 WPS2005, WPS2007, WPS2009의 3개 년도만 가능하다(WPS2011은 해당변수가 없어서 계산불가).

12) 윤진호(1995; 1997)의 완성차업체 사례연구에 따르면 이미 1990년대부터 대공장에서 정규직을 대체할 목적으로 용역근로자를 비롯한 비정규직 노동자들을 적극적으로 활용하고 있었다.

13) IMF 경제위기 이후 비정규직 노동자들의 정규직화 투쟁은 다양한 성과와 한계를 노정했으나 ‘정규직화’를 둘러싼 정규직 노조와의 이해관계 불일치는 많은 사례에 있어 ‘정규직화 투쟁’의 큰 걸림돌 중 하나였다고 할 수 있다. 비정규직의 정규직화 투쟁에 있어 정규직(노조)과의 관계에 관한 다양한 사례 연구는 조돈문(2008; 2009; 2010; 2011)을 참조하라.

14) 대기업 유노조사업장에서 내부노동시장의 공고화 과정 및 이에 대한 노사담합적 구조의 형성에 대해서는 주무현(200), 허민영(2005)을 참조하라.

<표 9> 노조가 간접고용비정규직 활용비율에 미친 영향(유노조 표본)

변 수	합동 OLS	확률효과	고정효과
	계수값	계수값	계수값
노조조직률	-0.293 *	-0.311 *	-0.748 **
노조조직률 제곱	0.292 *	0.320 *	0.920 ***
직접고용비정규직 활용비율	0.046	0.047	0.160
정공업(더미)	-0.093 **	-0.096 **	-0.079
화학공업(더미)	-0.089 **	-0.091 **	—
전기·전자·정밀공업(더미)	-0.088	-0.090	—
건설업(더미)	-0.161 **	-0.166 **	—
개인서비스업(더미)	0.296 ***	0.294 ***	-0.017
유통서비스업(더미)	-0.111 ***	-0.124 ***	—
사업서비스업(더미)	-0.136 ***	-0.137 ***	0.013
사회서비스업(더미)	-0.111 **	-0.113 **	—
기타산업(더미)	-0.210 ***	-0.208 ***	—
100~299인 규모(더미)	-0.004	0.001	0.042
300~499인 규모(더미)	-0.064 *	-0.060	-0.076
500인 이상 규모(더미)	-0.053	-0.049	-0.099
사업체연령	0.000	0.000	-0.061
기능적유연화 지수	0.014 *	0.013	0.006
로그1인당 당기순이익	0.032 ***	0.030 ***	0.008
로그1인당 인건비	-0.002	-0.002	-0.029
2007년 더미	-0.031	-0.030	0.091
2009년 더미	-0.028	-0.026	0.237
2011년 더미	-0.035	-0.034	0.355
상수항	0.201 *	0.208 *	2.016
R2	0.1337	within = 0.0064 between = 0.2322 overall = 0.1501	within = 0.0266 between = 0.0035 overall = 0.0046
관측치	1,147		
하우스만 테스트	—	$\chi^2=0.0123$	

주 : 고정효과 모형에서 - 표시가 된 변수들은 시간에 따른 변화가 없어 탈락된 것이며 이하 모든 표에서 동일함.

한국에서 가장 강한 교섭력을 가진 노동조합들이 집중적으로 존재하고 있는 금속, 자동차, 운송장비업을 기준변수로 했을 때, 합동 OLS 모형과 패널확률효과 모형의 추정결과는 개인서비스업을 제외한 모든 산업에서 간접고용비정규직의 활용비율이 거의 대부분 통계적으로 유의하게 낮게 나타났다.<sup>15)</sup> 이는 자동차나 조선 업종의 강한 교섭력을 가지고 있는 노동조합이 있는 사업체에서는 거의 예외 없이 적지 않은 규모의 사내하청과 같은 간접고용비정규직이 존재한다는 현실 인식과도 부합되는 결과라 판단된다. 그 밖의 대부분의 변수들은 통계적 유의성이 없었고 특히 고정효과 모형의 추정결과는 독립변수를 제외한 나머지 변수

15) 개인서비스업의 간접고용비정규직 활용비율의 추정계수(+0.294)가 매우 높게 나타난 것은, 이 업종 중에 인력파견과 관련된 사업이 포함되어 나타난 결과일 수 있다.

모두에서 통계적으로 유의하지 않았다.

#### IV. 결 론

노동조합은 내부노동시장의 구축 및 공고화에 큰 영향을 미치는 제도변수이다. 그동안 노동조합이 비정규직 고용에 미친 영향에 대해 적지 않은 연구가 축적되었으나 일관된 결과를 제공해주지 못했으며, 패널분석을 통해 사업체의 미관측 이질성을 통제한 실증연구는 없었다. 이에 본 논문은 WPS 1~4차년도 자료를 균형패널 표본으로 구축하여, 노조조직률과 직접고용비정규직 및 간접고용비정규직의 활용여부, 그리고 활용비율 간의 관계를 패널분석 방법론을 활용하여 실증분석 하였다.

분석결과는 다음과 같다. 우선 패널프라빗 확률효과 모형으로 직접고용비정규직과 간접고용비정규직 활용여부 간의 관계를 살펴본 결과, 두 경우 모두 노조조직률과 역U자형 비선형관계가 발견되었는데, 한계효과를 계산해본 결과 평균적인 노조조직률을 약간 넘어서는 지점에서부터 비정규직 활용에 대해 규제력을 행사하는 것으로 보인다.

사업체의 미관측 이질성을 통제하기 위해 패널고정효과 모형으로 직접고용비정규직과 간접고용비정규직의 활용비율과 노조조직률과의 관계를 분석한 결과, 노조조직률은 직접고용비정규직 활용비율과는 통계적으로 유의한 역U자형의 관계를 보였고, 간접고용비정규직 활용비율과는 U자형 관계를 나타냈다.

이상의 분석결과는 사업체의 관측되지 않은 이질성을 통제한 후에도 노조조직률 변수로 측정된 노동조합 교섭력이 어느 지점 이상 높아지면 직접고용비정규직의 고용을 줄이는 규제 효과를 발휘하고 있음이 확인되는 것이지만, 간접고용비정규직의 고용에 대해서는 이러한 역할을 수행하지 못하고 있으며, 오히려 노조조직률이 높은 경우 간접고용비정규직의 활용이 더 많아지고 있음을 의미한다.

이러한 결과가 나타난 원인은 여러 가지가 있겠으나 특히 직접고용비정규직과 간접고용비정규직이 갖는 정규직과의 고용대체(가능)성 측면, 그리고 노동유연성 추구에 있어 수월성 차이 등이 반영된 결과로 예상해볼 수 있다. 즉 직접고용비정규직은 간접고용비정규직에 비해 상대적으로 정규직 일자리를 대체할 가능성이 더 높고, 일단 직접 고용되면 기업 내부노동시장의 여러 제도들에 포섭될 가능성도 더 높다고 볼 수 있다. 따라서 노동조합은 어느 정도 교섭력을 확보하게 되면, 보다 분명하게 직접고용비정규직의 고용을 억제하고자 할 가능성이 높다. 반면에 간접고용비정규직은 정규직 일자리를 대체할 가능성이 상대적으로 낮고, 또 경영 측 입장에서 볼 때 활용하기가 훨씬 수월하다고 할 수 있다. 이러한 이유에서 경영 측은 비용절감과 유연성 확보를 위해 간접고용비정규직의 활용을 추진하였고, 노동조합은 과거의 정규직 직무 중 힘들고 더럽고 어려운 소위 3D 업무를 외부화하는 과정에 이러한 간접고용비정규직의 도입을 암묵적으로 방관했을 가능성이 있다. 즉 규제적 영향력을 전혀 발휘하지 않았다는 것이다.

물론 비정규직 채용의 주체는 노동조합이 아니라 기업이라는 측면에서 간접고용비정규직 고용증가의 모든 책임을 노동조합에게 지우는 것은 부당하다. 그러나 다른 모든 조건을 통제했을 때, 강한 교섭력을 가지고 있는 노동조합이 있는 사업체에서 오히려 간접고용비정규직의 비율이 더 높다는 사실은 앞으로 노동조합이 간접고용비정규직의 남용을 막고, 상시적인 직무는 직접고용 혹은 상시고용으로 전환하고자 하는 노력을 노동조합 운동의 즉각적인 의제로 상정할 필요가 있다는 정책적 과제를 제기해준다.

<참고문헌>

- 김동배·김주일(2002), 「비정규직 활용의 영향요인」, 『노동정책연구』, 2(4), pp.17~38.
- \_\_\_\_\_. 배규식·김정우(2004), 『고용유연화와 인적자원관리 과제』, 한국노동연구원, pp.15~75.
- \_\_\_\_\_. 이인재(2004), 「기업의 인사관리 전략과 비정규직 활용」, 『제2회 사업체패널 학술대회 논문집』, 한국노동연구원, pp.103~115.
- 김유선(2003), 「기업의 비정규직 사용 결정요인」, 『노동정책연구』 3(3), 한국노동연구원, pp.27~47.
- 김윤희(2007), 「비정규직 고용에 영향을 미치는 요인에 관한 연구 : 합리성 가설과 비합리성 가설의 검증」, 『노동정책연구』, 7(4), 한국노동연구원, pp.111~142.
- 노용진(2007), 「비정규 고용 비율의 결정요인에 관한 연구 : 편익과 비용의 균형적 관점」, 『산업관계연구』 17(2), 한국노사관계학회, pp.201~126.
- \_\_\_\_\_. 원인성(2003), 「내부노동시장의 성격과 비정규직 고용의 비율」, 『노동정책연구』 3(2), 한국노동연구원, pp.47~67.
- 박우성·박재용(2005), 「비정규직의 활용과 노동조합의 역할: 실증분석과 시사점」, 『산업관계연구』 15(1), 한국노사관계학회, pp.23~41.
- 윤진호(1995), 「한국에서의 일본식 생산방식의 도입과 노동자 - 대우자동차의 사례를 중심으로 -」, 『산업노동연구』 1(1), 한국산업노동학회, pp.141~193.
- \_\_\_\_\_(1997), 「자동차 산업에서의 일본식 생산방식의 도입과 그 한계 : 대우자동차 NAC 2단계 운동의 사례 연구」, 『산업노동연구』 3(2), 한국산업노동학회, pp.1~38.
- 이병훈·김동배(2003), 「비정규인력 활용의 노조효과에 관한 탐색적 연구」, 『제1회 사업체패널 학술대회 논문집』, 한국노동연구원, pp.47~66.
- \_\_\_\_\_. 홍석범(2010), 「기업의 비정규인력 활용에 대한 노동조합 효과」, 『동향과 전망』 80, 한국사회과학연구회, pp.217~251.
- 이시균(2008), 「노동조합이 비정규노동의 고용에 미치는 효과」, 『산업관계연구』 18(1), 한국노사관계학회, pp.1~27.
- \_\_\_\_\_. 윤진호(2007), 「비정규직은 정규직으로 전환할 수 있는가?」, 『경제발전연구』, 13(2), 한국경제발전학회, pp.81~107.
- \_\_\_\_\_. 김정우(2006), 「노동조합이 기업의 유연화에 미친 영향 분석」, 『노동정책연구』 6(3), 한국노동연구원, pp.63~95.
- 이용수(2009), 「비정규직 고용 결정의 조직특성에 관한 연구」, 『한국사회학』 43(1), 한국사회학회, pp.130~164.
- 이택면(2005), 「비정규 고용의 결정요인에 관한 경제사회학적 분석 : 거래비용이론의 적용과 실증」, 『한국사회학』 39(4), 한국사회학회, pp.40~69.
- 장지연·양수경·이택면·은수미(2008), 『고용유연화와 비정규고용』, 한국노동연구원.
- 정동섭(2008), 「비정규직 고용의 결정요인이 고용성과에 미치는 영향에 관한 연구」, 『인적자원관리연구』 15(4), pp.187~206.
- 조돈문(2008), 「비정규직 문제와 노동계급 계급균열: 비정규직 문제를 둘러싼 정규직·비정규직 의식 비교」, 『산업노동연구』 14(2), 한국산업노동학회, pp.169~200.
- \_\_\_\_\_(2009), 「비정규직 투쟁과 정규직 노동조합의 딜레마: 캐리어와 지엠대우 창원공장의 사례연구」, 『산업노동연구』 15(2), 한국산업노동학회, pp.151~184.
- \_\_\_\_\_(2010), 「정규직 노동조합과 비정규직 정규직화의 정치: 타타대우상용차 사례 연구」, 『산업

- 노동연구』 16(1), 한국산업노동학회, pp.135~171.
- \_\_\_\_\_(2011), 「비정규직 노동자 투쟁의 승패와 조직력 변화」, 『산업노동연구』 17(1), 한국산업노동학회, pp.139~176.
- 주무현(2002), 「경제위기 이후 기업별 내부노동시장의 구조변화」, 『산업노동연구』 8(1), 한국산업노동학회, pp.75~110.
- 허민영(2003), 「현대그룹의 노사관계 변화(1987-1999)」, 『산업노동연구』 9(1), 한국산업노동학회, pp.39~69.
- Ackroyd, S. & S. Procter(1988), "British Manufacturing Organization and Workplace Industrial Relations: Some Attribute of the New Flexible Firm." *British Journal of Industrial Relations*, 36(2):163-183.
- Atkinson, J.(1984), "Manpower Strategies for Flexible Organisations." *Personnel Management*. pp.28~31.
- \_\_\_\_\_(1987), "Flexibility or Fragmentation? The United Kingdom Labour market in the Eighties". *Labor and Society* 12(1), pp.87~105.
- Bacon, N., & P. Blyton(2001), "High Involvement Work Systems and Job Insecurity in the International Iron & Steel Industry", *Canadian Journal of Administrative Science* 18(1), pp.5-16.
- Cappelli, P., & D. Newmark(2004), "External Churning and Internal Flexibility: Evidence on the Functional Flexibility and Core-Periphery Hypotheses". *Industrial Relations* 43(1), pp.148 ~182.
- Golden, L.(1996), "The Expansion of Temporary Help Employment in the US, 1982~1992 : a Test of Alternative Economic Explanations". *Applied Economics* 28, pp.1127~1141.
- Lindbeck, A., & D. Snower(1986), "Wage Setting, Unemployment, and Insider-Outsider Relations." *American Economic Review* 76(2), pp.235~239.
- Montgomery, M.(1988), "On the Determinants of Employer Demand for Part-Time Workers", *Review of Economics & Statistics*, 70(1), pp.112~17.
- Osterman, P.(1994), "How common is workplace transformation and who adopts it?". *Industrial & Labor Relations Review* 47(2), pp.173~188.
- Pfeffer, J., & J. N. Baron(1988), "Taking the Workers Back Out Recent Trends in the Structuring of Employment". *Research in Organizational Behavior* 10, pp.257~303.
- Smith, V.(1997), "New Forms of Work Organization." *Annual Review of Sociology* 23(1), pp.315~339.
- Solow, R. M.(1985), "Insiders and Outsiders in Wage Determination." *Scandinavian Journal of Economics* 87(2), pp.411~428.
- Uzzi, B., & Z. Barsness(1998), "Contingent Employment in British Establishments: Organizational Determinants of the Use of Fixed-term Hires and Part-time Workers." *Social Forces* 76(3), pp.967~1007.
- Valverde, M., O. Tregaskis & C. Brewster(2000), "Labor Flexibility and Firm Performance." *International Advances in Economic Research* 6(4), pp.649~661.