

노동정책연구
2015. 제15권 제2호 pp.57-86
한국노동연구원

연구논문

파업발생 결정요인 패널분석*

김정우**
송민수***

본 논문은 한국노동연구원의 사업체패널조사 1~4차년도(2005~2011년) 자료를 활용하여 파업발생의 결정요인을 횡단면 로짓(pooled logit) 및 확률효과(random effect) 모형으로 추정하였다.

추정 결과, 사측과 노측 간에 정보비대칭이 크고, 신뢰 정도가 낮을수록 파업발생 확률은 유의하게 높았다. 또한 노동조합의 조직률이 높고 민주노총에 소속된 노조일수록 파업발생 확률이 높은 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과는 정보격차로 인한 파업발생 이론과 자원동원 이론의 이론적 예측과 부합되는 것으로서 사업체 단위에서 파업을 감소하기 위해서는 노사 간의 신뢰를 높이고, 정보의 비대칭성을 해소하는 것이 가장 분명한 방법이라는 새삼스러운 정책적 함의를 다시금 확인해 준다.

핵심용어 : 노동조합, 파업, 정보비대칭, 자원동원, 패널분석

I. 문제 제기

한국에서 파업의 발생빈도가 크게 줄어들고 있다. 파업은 1987년을 정점으로

논문접수일: 2015년 2월 13일, 심사의뢰일: 2015년 2월 23일, 심사완료일: 2015년 6월 15일

* 이 논문은 한국노동연구원에서 발간한 『장기분규 사업장 특성 연구』(2014)의 제2장 및 제3장의 일부 내용을 수정한 것이다.

** (제1저자) 한국노동연구원 전문위원(kjw@kli.re.kr)

*** (공동저자) 한국노동연구원 책임연구원(song@kli.re.kr)

지속적으로 감소하다가 외환위기를 겪으며 잠깐 반등했으나 그 후 추세적으로 줄어들어 왔다. 2006년도 이후 한 해 동안 150건 이상 파업이 발생한 연도는 한 번도 없다. 우리나라의 파업건수 그 자체만으로 볼 때, 한국의 노사관계는 상당히 안정화되어 가고 있다고 하기에 큰 무리가 없을 것이다. 심지어 파업의 영향력을 국제비교할 때 흔히 사용하는 파업성향(혹은 파업률, strike rate)을 보면, 서구 선진국과 큰 차이가 느껴지지 않을 정도다.

하지만 좀 더 자세히 살펴보면, 파업건수가 감소했음에도 불구하고 분규참여 자 수나 분규지속기간은 크게 줄어들지 않는 현상 또한 발견된다. 이는 국가의 전체적인 파업발생은 줄어들었으나, 발생한 파업에 참여하는 인원의 규모나 파업이 지속되는 기간은 오히려 늘어났음을 의미한다. 즉 국가 수준에서의 파업 감소가 반드시 미시적 영역 전반의 노사관계 안정화를 의미하는 것은 아닐 수도 있다는 사실을 보여주는 것이다.

본 논문은 이러한 문제의식하에서 관련 국내의 선행연구를 고찰하고, 파업의 발생에 영향을 미칠 수 있는 여러 변수들의 영향력을 실증적으로 분석해 보고자 한다. 만약 계량경제학적 분석을 통해 파업의 발생에 영향을 미치는 요인들의 영향력을 검증해 낸다면, 향후 건설적인 정책대안을 제안하는 데 실증적인 근거를 제공해줄 수 있을 것이다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 우선 제Ⅱ장에서 국가통계 차원에서 한국의 노사분규 발생양태가 어떻게 변화하였는지를 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 파업의 발생과 관련한 여러 이론적 주장들을 검토해 보고, 이와 관련된 다양한 실증연구 결과들을 살펴볼 것이다. 제Ⅳ장에서는 기술통계량과 함께 파업발생의 결정요인을 패널자료를 통해 분석해 보고, 마지막 제Ⅴ장에선 연구 결과를 요약하고 정책적 함의를 제시할 것이다.

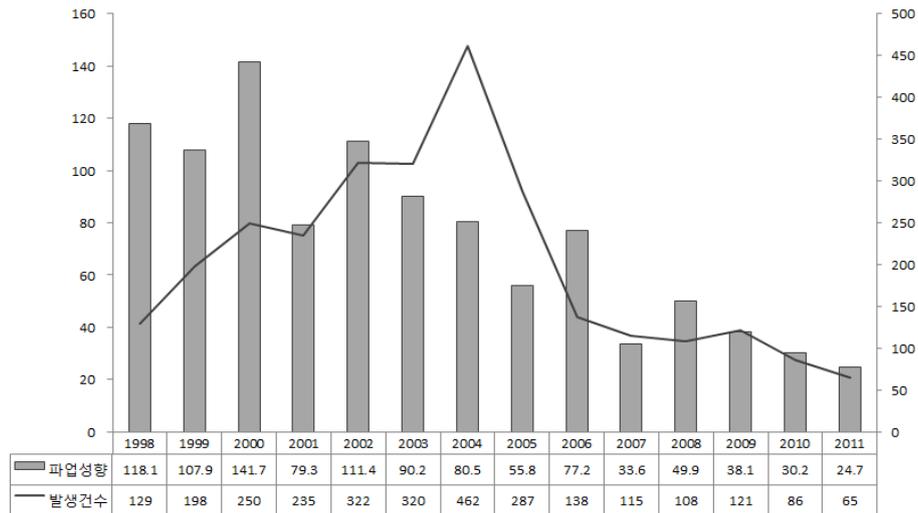
Ⅱ. 한국의 노사분규 발생 추세

1998년 이후 한국에서 파업발생건수의 변화를 살펴보면, 1998년의 129건에서 점차 늘어나서 2004년에 462건으로 가장 높은 수치를 나타냈으나 그 이후

비교적 가파르게 감소하는 추세를 보이고 있다(그림 1 참조).¹⁾ 특히 2011년의 노사분규 발생건수는 교섭단위를 기준으로 하면 65건, 사업장을 기준으로 하면 75건이라는 상대적으로 적은 수치를 기록했다.

파업발생건수를 시계열적으로 살펴본다는 것은—그 산정기준에 큰 차이가 없다고 가정하면—일국에서 파업이 어떻게 변화했는지를 파악하는 데에는 큰 무리가 없다. 그러나 이 지표는 실제 국가 내에서 파업의 영향력을 국가 간에 비교하는 데에는 거의 쓸모가 없다. 파업이란 결국 국가의 산업화(자본주의화) 정도, 임금노동자의 규모, 산업구조 등에 의해 결정되는데 파업발생건수는 이러한 차이를 전혀 고려하지 않기 때문이다.²⁾

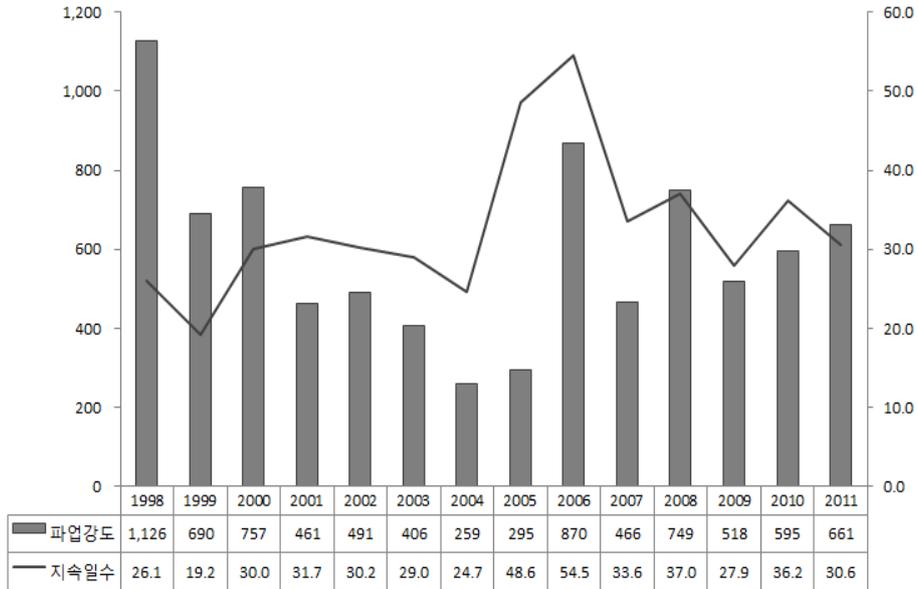
(그림 1) 노사분규 발생건수 및 파업성향 추세(1998~2011년)



자료: 고용노동부, 『고용노동백서』, 각 연도

- 2006년부터 파업발생건수가 급감한 것은, 2005년까지는 사업장을 기준으로 파업건수를 산정하다가 2006년부터는 교섭단위를 기준으로 집계 기준이 변화된 영향도 있다. 즉 산별노조 차원의 파업에 대해 2005년까지는 참여하고 있는 사업장 수만큼 파업발생건수를 산정해 왔으나 2006년부터는 예컨대 금속노조 차원의 파업이면 한 건으로만 산정하는 방식을 취하고 있다는 것이다. 이는 ILO 기준에도 부합하고, 변화된 노사관계 상황 또한 반영하는 것이다. 그러나 종전의 기준(사업장 기준 파업산정)을 적용하여 2006년부터의 파업발생건수를 살펴보면 그 수치가 감소하고 있다는 사실은 분명하게 확인된다.
- 김정우(2005)에 따르면, 파업을 산정하는 기준 역시 국가별로 적지 않은 차이를 보이고 있다.

(그림 2) 건당 분규지속일수 및 파업강도 추세(1998~2011년)



자료: 고용노동부, 『고용노동백서』, 각 연도

한국에서 파업성향, 즉 임금근로자 1,000인당 근로손실일수의 수치변화를 살펴보면 1998년 이후 2000년에 141.7일로 가장 높은 수치를 보인 이후 추세적으로 하락하고 있음을 알 수 있다. 특히 2011년 한국의 파업성향은 24.7일로 나타났는데, 이는 1997~2006년까지 10년 동안 EU의 평균 파업성향(42일) 및 OECD의 평균 파업성향(37일)보다 낮은 것으로, 최근의 같은 시기를 기준으로 비교해 보면 최소한 서구의 파업성향과의 격차가 크게 줄어들었을 것으로 예상된다.³⁾

이러한 수치만으로 보면, 한국의 파업은 그리 큰 문제가 아닌 것처럼 보인다. 그러나 전체적인 파업건수나 파업성향이 줄어들었다고 해도 분규가 오래 지속되는 경향이 있거나 파업강도가 높아진다면 평균적인 파업건수나 파업성향의 감소에도 불구하고 좋지 않은 지표가 될 수 있다.

[그림 2]에는 1998년 이래 건당 분규지속일수와 파업강도의 변화추세가 나타나 있다. 그림을 보고 가장 먼저 직관적으로 발견되는 사실은 건당 평균 분규지

3) EU 및 OECD 평균은 Hale(2008) 참조.

속일수는 전혀 줄어들지 않았다는 것이다. 앞의 [그림 1]을 통해 2000년대 중반 이후 파업건수와 파업성향이 모두 크게 줄어들었음을 확인할 수 있었으나 그림에도 불구하고 건당 분규지속일수는 오히려 증가했다는 것이다. 1998년에 26.1일에 달했던 평균 분규지속일수는 등락을 거듭했지만 2011년에 30.6일을 기록해 오히려 다소 늘었다. 평균적으로 분규 한 건당 지속일수가 한 달가량 된다는 것은 짧다고 보기는 힘들다.

다음으로 파업강도를 살펴보겠다. 해당 연도의 근로손실일수를 분규발생건수로 나누어 보면, 분규 한 건당 평균 근로손실일수의 값을 구할 수 있는데, 연구진은 편의상 이를 ‘파업강도’라 정의했다. 분규 한 건당 평균 근로손실일수가 높으려면, 파업에 참여하는 참가자 수가 많던가 아니면 분규의 지속기간이 길어야 한다. 즉 장기간 혹은 대규모 분규로서의 성격이 강한 경우 파업강도가 높게 나타날 것이라 예상할 수 있다.

[그림 2]를 보면, 파업강도는 매우 극적으로 변동하고 있는데, 1998년에 매우 높은 수치를 보이다가 2000년대 중반까지 추세적으로 감소해 왔으나 다시 2006년부터 상대적으로 높은 수준에서 등락을 거듭하고 있다.

이상으로 국가통계를 통해 한국의 노사분규 특징을 살펴본 결과 다음과 같은 결론을 내릴 수 있었다. 우선 한국에서 노사분규는 그 발생건수나 분규로 인한 경제적 손실, 즉 파업성향 측면에서 볼 때 지속적으로 감소해 왔고 서구 선진국과 비교해 보아도 그다지 높은 수준은 아니다. 그러나 건당 평균 분규지속일수는 2011년을 기준으로 약 30일 정도인데, 노사분규가 해결되기까지 평균적으로 한 달가량 소요된다는 것은 짧은 기간이라 볼 수 없다. 또한 분규 한 건당 노동손실일수를 의미하는 ‘파업강도’의 경우에도 2000년대 중반 이후 오히려 다소 늘어나는 경향을 보이고 있다. 간단히 말하여 1998년 이후 파업건수나 파업성향으로 파악되는 국가 전체적인 파업규모는 추세적으로 분명히 줄어들었으나 파업이 발생하는 사업장에서의 파업 참여자 수, 혹은 분규지속기간은 전혀 줄어들지 않았다는 것이다. 이는 국가 수준에서의 행정통계로 발견되는 노사분규의 감소가 반드시 사업장 수준에서의 미시적 노사관계 안정화를 의미하는 것은 아니라는 사실을 확인시켜 준다. 이러한 변화된 분규양태에 대한 면밀한 파악과 함께 해결방안 마련을 위한 정책적 접근이 요구된다.

Ⅲ. 이론적 배경 및 선행연구

1. 파업발생의 이론

파업의 발생은 어떠한 학문적 배경에 입각하느냐에 따라 다양한 설명이 가능하다. 예컨대 경제학 모형에서는 교섭당사자 간의 경제적 이해대립, 정보격차, 파업에 돌입해서 얻는 비용과 손실 간의 크기 등에 의해 파업발생이 설명된다. 따라서 주로 경기 및 노동시장 상황과 노조조직률, 교섭단위, 노조특성 등과 관련된 주제를 주로 다룬다.

반면에 사회학적 접근 중 자원동원 이론은 주로 노조의 조직규모, 조직률, 동원능력 등 노조의 조직력이 크면 클수록 파업이 증가한다는 입장을 취하고 있고(Shorter & Tilly, 1974), 정치학적 접근 중 정치적 교환이론에서는 노동자 세력의 정치적 위상이 파업에 영향을 미친다고 주장한다(Hibbs, 1978). 즉 노동자 세력이 정치권력에 접근할수록 파업은 줄어들고 정치권력에 멀어질수록 파업이 늘어난다는 것이다. 한편 노사관계론에서는 사업체 수준에서의 미시적 요인들을 중심으로 파업발생을 설명하고 있다.⁴⁾

아래에서는 주로 경제학과 노사관계론의 모형을 중심으로 파업발생을 어떻게 설명하고 있는지 살펴보겠다. 파업에 관한 경제학적 설명은 Hicks 모델, A-J 모델, 비대칭 정보 이론의 순서로 전개되어 왔다. Hicks(1964)는 파업의 발생 및 지속기간은 사용자의 양보와 노동조합의 저항에 따라 결정된다고 보았다.⁵⁾ 그는 임금교섭이 진행됨에 따라 노사 양측의 요구임금(asking wages)과 제시임금(offer wages) 수준이 달라진다고 보았다. 노조는 최초에는 요구임금을 높게

4) 이 밖에도 파업발생을 설명하는 이론으로는 파업이 노사 간의 교섭력 차이에 의해 발생된다는 교섭력 이론과 파업으로 인한 노사의 손실이 커질수록 파업은 줄어든다는 (총)파업비용이론 등이 있다. Kennan(1980)은 총파업비용 이론의 입장에서 파업이 결코 동질적이지 않으며 파업발생의 이슈를 중요하게 고려해야 함을 주장하였다.

5) Hicks 모형에서 노조의 목표는 기본적인 생활수준 보장, 적정임금 유지, 초과이윤에 대한 적정 배분으로 정의된다.

잡고 점차 교섭과정에서 이를 낮춰가며 타협을 모색하므로, 우하향하는 저항곡선(resistance curve)이 도출된다. 반면에 사용자는 최초에는 제시임금을 낮게 잡은 후, 노조의 반응에 따라 제시임금을 올려가므로, 양보곡선은 우상향하게 된다. 노조의 저항곡선과 사용자의 양보곡선은 모두 교섭기간의 함수인데, 이는 노사 쌍방이 교섭과정을 통해 상대방의 의중을 확인하면서 타협에 도달하게 됨을 의미한다.

이때 파업의 지속기간에 영향을 미치는 것은 양보곡선과 저항곡선의 출발점과 그 기울기를 변화시키는 요소들로서 기업의 이윤, 최종생산물 수요의 가격 탄력성, 재고수준, 대체인력 공급에 영향을 미치는 실업률 수준, 파업 시 조합원들에게 제공되는 실업급여 혹은 파업수당의 수준 등이다.⁶⁾

이러한 Hicks의 주장은 파업의 진행과 타결과정을 동학적으로 설명할 수 있는 좋은 틀을 제시했다는 탁월함이 있지만 노사가 서로 양보하는 것이 결국 양자 모두에게 더 이득이 됨에도 불구하고 실제 파업은 발생한다는 사실(Hicks의 역설)을 설명하지 못하는 한계에 직면하게 된다. 이 문제를 해결하기 위해, Hicks의 파업이론을 좀 더 발전시켜 파업발생의 원인을 상대방의 목표나 저항의도 등에 관해 가지고 있는 정보가 완벽하지 못한 것에서 찾는 비대칭정보(asymmetric information)이론이 태어났다. 만약 교섭의 당사자가 합리적이고 완전한 정보를 가지고 있다면 파업이 발생할 가능성은 없지만, 현실적으로 교섭당사자가 갖고 있는 정보의 비대칭성이나 불완전성 때문에 실제 파업이 발생하게 된다는 것이다.

Ashenfelter & Johnson(1969)은 임금교섭 과정이 외관상으로는 노사 양측의 교섭행위인 듯 비취지지만 실제로는 기업-노동조합 간부-일반조합원이라는 세 당사자가 각자의 이해를 놓고 경합하는 3당사자 간의 게임이라고 간주했다. 이때 노조 간부의 목표는 제도로서의 노조의 생존과 성장 및 노조 간부의 개인적·정치적 생존이며, 이러한 목표는 일반조합원의 기대를 최대한 충족시킴으

6) Ehrenberg and Smith(2003: 445). 한편 Rees(1989: 33~35)는 파업의 지속기간에 영향을 미치는 요소로 해당 기업의 노동집약적 특징 정도와 파업노동자들의 대체가능성, 조합원들의 숙련수준, 시장상황을 들고 있다. 해당 기업이 노동집약적일수록 대체근로자 활용문제가 이슈가 되며, 조합원들의 숙련수준이 높을수록 그만큼 대체가 어려워져 노동조합의 승리 가능성이 높아진다. 사용자는 시장에서 수요가 많고 이윤이 높을수록 파업에 대해 부담을 느끼며, 이런 기업일수록 파업이 빈번히 발생하는 경향이 있다.

로 달성된다. 이 경우 노조 간부들이 노사협상에서 부담감을 덜기 위해, 일반조합원에게 정보를 100% 공개하지 않을 수 있기 때문에 노조 간부와 일반조합원간에 또 다른 차원의 정보비대칭성이 존재할 수 있다고 본다.

즉 기업과 노조 간부가 경영정보를 충분히 공유한다 하더라도 그것이 곧바로 교섭기간의 단축이나 파업 가능성을 줄이는 방향으로 작용하지 않을 가능성이 있다는 것이다. 특히 노사 간 상호신뢰나 교섭관행이 충분히 정착되지 않은 경우, 교섭이 너무 일찍 타결되면 노조 간부는 조합원들로부터 지나치게 많은 것을 양보한 게 아니냐는 의심을 받게 되므로 일정기간 교섭을 지속하면서 조합원으로 하여금 최저 요구임금 수준을 스스로 낮추도록 하여 노동조합에 대한 충성심을 유지하도록 할 수 있는데 이러한 노조 간부의 전술적 선택은 교섭기간을 늘리는 요인으로 작용할 수도 있다.

정보의 문제에 주목한 이후의 연구자들 중 Mauro(1982), Haynes(1984), Tracy(1987), Card(1990) 등은 각 주체들 사이의 정보비대칭성을 중요하게 고려했고, Kaufman(1981), Melvin and Neumann(1980) 등은 불완전 정보에 의한 파업발생에 주목했다.

Mauro(1982)에 따르면 노사는 상대방의 양보곡선과 저항곡선의 실제 모양을 모르며 이러한 정보의 비대칭성으로 인해 교섭이 실패하고 파업이 발생된다. Hayes(1984)는 사용자는 노조의 사정을 잘 알고 있지만, 노조는 기업의 사정을 잘 모르는 문제, 즉 정보의 비대칭성이 있기 때문에 노조는 정보를 얻어내기 위한 수단으로 파업을 일으킨다고 보았다.

노사관계론에서는 미시적 관점에서, 조직 및 개인수준의 파업행위가 왜 발생하는지에 주목하였다. 예컨대 Godard(1992)는 파업이—신고전과 경제학에서 주장하는—정보의 불완전성이나 비대칭정보보다는 노동자들의 불만족이 표출되는 방식, 즉 집단적 대변(collective voice)의 한 방법이라 보았다.⁷⁾

한편, 제도화 가설에 따르면 노사관계가 안착되고 성숙될수록 파업의 발생은 줄어들 것이라 예측된다. 산업화가 진전될수록 노조는 단체교섭이나 고충처리

7) 1980년에서 1981년까지 캐나다의 112개 기업에서 발생한 파업에 대한 분석에서 종속변수를 파업에 의한 노동손실일수로 했을 때, 경영관행, 조직규모, 기술, 생산물시장의 구조와 조건, 노동조합 정치 등 다양한 요소가 교섭의 행태적 측면에서 영향을 미치는 것으로 나타났다.

등의 제도적 장치를 통해 조합원들의 불만과 저항을 통제할 수 있게 되고, 이에 따라 파업의 발생 가능성은 낮아지게 된다는 것이다(Ross & Hartman, 1960; Kerr et al., 1962).

2. 국내외 선행연구

앞서 살펴본 이론적 모색에 이어 이를 검증하기 위한 후속 실증연구가 진행되었는데, 경제학에 기초한 연구들은 주로 거시적이고 구조적인 영향들, 특히 경기와 파업발생 간의 관계를 살펴보는 연구들이 많았다(Kaufman, 1981; Vroman, 1989; Harrison & Stewart, 1989). 대체로 경기상승기에 파업발생이 더 증가하는 경향이 발견된다. Kaufman(1981)에 따르면 교섭의제가 적을수록, 교섭단위가 클수록, 노조조직률이 높고 남성이 많은 산업일수록, 재고 비축이 가능한 산업일수록 파업발생 확률이 높았다.

Franzosi(1989)는 100여 년에 걸친 파업관련 논문을 비판적으로 검토한 결과, 경제학, 사회학, 정치학 등 학제별 연구가 각기 다른 이론적·실증적 배경 아래 진행되었고, 이론 간의 통합 부재와 실증 결과의 불일치를 가져왔다고 보았다.

Campolieti et al.(2005)는 1984년부터 1992년까지 캐나다 온타리오 주의 시계열 자료를 활용하여 파업발생 및 기간의 결정요인을 추정하였다. 로짓모형의 추정 결과, 파업발생 확률에서 이전 기파업경험의 통계적 영향력은 확인되지 않았고, 교섭단위가 작을수록 파업발생 확률은 낮았다.

국내의 파업관련 연구는 1990년부터 시작되었다. 이는 실질적 의미에서 합법적 파업이 가능하게 된 1987년 체제의 성립과 관련이 있다.

정초시(1992)는 1989년도에 유노조 사업체를 대상으로 파업발생 확률을 로짓모형으로 추정하였다. 분석 결과, 잠정합의안에 대해 조합원 인준을 받은 경우, 사업체 규모가 큰 경우, 그리고 사측과 노측의 최초제시 임금인상률의 차이가 큰 경우에 파업발생 확률이 높게 나타났다.

이영면(1995)은 1998년부터 1990년까지 3개 연도의 임금협상 결과에 관한 자료를 활용하여 노사 간 정보비대칭성과 파업발생 확률 간의 관계를 분석한 결과 파업이 발생한 교섭의 타결임금이 파업이 발생하지 않은 경우보다 유의하

게 높다는 결과를 얻었다.⁸⁾

김유선(2004)은 한국노동연구원원의 사업체패널조사 2002년도 자료를 활용하여 파업발생 확률을 로짓모형으로 추정하였다. 분석 결과, 경제적 환경이나 사업체특성 변수의 영향력은 발견되지 않았고, 사측의 노조배제 및 억압적 노사관계 전략, 고용안정 및 경영참여를 추구하는 노조전략만이 통계적으로 유의한 정(+)의 효과를 보여, 정보 문제로 인한 파업발생 이론은 지지되지 않는다고 해석하고 있다.

또한 김유선(2006)은 다른 연구에서 1975년부터 2005년까지의 자료를 활용하여 IMF 외환위기 이후 파업발생 빈도의 증가 원인을 시계열 분석하였는데, 1990년 초중반에 감소하던 파업발생건수가 다시 증가한 것은 무역 의존도의 증가, 노동소득분배율의 하락과 같은 거시경제 구조의 변화 및 부당노동행위의 증가에 기인한다는 결론을 제시하고 있다.

이병훈·윤정향(2006)은 2004년도 사업체패널 자료를 활용하여 노조 전투성의 영향요인들을 분석하였다. 분석 결과, 노조 및 조합원의 전투성에는 이전 연도의 파업경험은 정(+), 경영자의 전향적 노사관계 태도는 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다만 업종, 규모, 상급단체, 노조집행부의 능력 등에 따라 서로 상반되는 결과가 나온다는 분석 결과를 보고하고 있으나 그 원인에 대한 충분한 설명은 이루어지지 않았다.

조준모·김기승(2006)은 『노동백서』, 『전국노동조합조직현황』, 『매일경제회사연감』의 1997년부터 2002년까지의 자료를 결합하여 파업이 기업 부실화에 미친 영향을 고정효과 모형을 활용해 분석하였다. 분석 결과, 현재의 파업발생 확률에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 변수는 과거의 파업발생 여부, 과거의 불법파업 여부, 과거의 파업참가자 수 등 파업 주체가 경험한 과거의 행태적 요인 변수들이었다.

배성현·신경원(2007)은 2003년부터 2007년까지 5년 동안 파업이 많이 발생한 민주노총 금속노조 산하 9개 업체의 조합원들을 대상으로 노조몰입 및 호전성의 결정요인을 분석하였다. 분석 결과에 따르면 조합원의 연령과 산별노조

8) 이는 노측이 사측이 제시한 기업재무 정보에 관한 진위를 판단하는 수단으로 파업을 활용할 것이라는 비대칭정보이론의 예측과는 다른 결과이다.

가입, 조수단성, 노조몰입, 노조활동 참여도, 통합교섭, 노조 리더십의 갈등지향성은 호전성에 정(+)⁹⁾의 영향을, 파업의 고난(苦難) 수준과 임금 공정성은 노조몰입 및 호전성에 부(-)의 영향을 미쳤다.⁹⁾

윤찬성·이덕로(2008)는 한국노총 금속노련과 민주노총 금속연맹 산하 75개 노조 380여 명의 조합간부들을 대상으로 설문조사를 실시해 노조지도부의 집단주의 가치관이 파업성향에 미치는 요인을 분석한 결과, 집단주의 가치관이 높을수록, 민주노총 소속일수록 파업성향이 높게 나타남을 보고했다. 이 결과는 민주노총 소속 노조간부의 파업성향이 더 높다는 사실을 보여주고는 있으나 왜 이러한 상급단체별 차이가 발생하는지에 대한 설명은 충분히 이루어지지 않았다.¹⁰⁾

조성재(2010)는 사업체패널조사 2005년 및 2007년도 자료를 활용하여 로짓 모형으로 파업발생 여부를 추정하였다. 분석 결과 기업규모가 클수록, 제조업일수록, 전년의 파업경험이 있을수록 파업발생 확률이 높게 나타났고, 전년도의 임금인상률이 높을수록, 정보의 수집과 소통이 잘될수록, 이직률이 높을수록 파업발생 확률은 낮아졌다. 저자는 이러한 분석 결과를 통해, 신고전파에서 주장하는 정보의 비대칭이나 불완전성이 파업발생에 미치는 영향은 확인되나 그 밖의 여러 행태적·심리적·정치적·제도적 변수의 영향력이 더 높다는 해석을 제기하고 있다.

신은중(2013)은 파업 찬반투표에 참여한 경험이 있는 노조원들을 대상으로 설문조사를 실시하여 그들이 왜 파업성향을 갖는지에 관한 행태적 연구를 시도했다. 분석 결과에 따르면 노조가 경제주의적인 지향을 가질수록 파업성향은 낮아지며, 반대로 민주주의적인 지향을 가질수록 파업성향이 높아졌다. 저자는 이러한 현상을 경제주의적인 입장에서는 파업이 수단에 불과하지만 민주주의

9) 이러한 결과는 표본의 구성이 반복파업을 수행한 소위 ‘강성노조’만을 대상으로 하고 있다는 측면에서, 조합원 설문에 기초하고 있으나 규모를 제외하면 사업체별 특성이 전혀 통제되지 않았다는 측면에서, 또한 종속변수라 할 수 있는 호전성과 노조몰입에 대한 정의가 각각 ‘노조원들이 기꺼이 파업에 참여하는 정도’, ‘노조의 구성원으로서의 조합원 개인이 자신을 노조와 동일시하여 노조의 목표에 헌신하는 정도’로 정의되어 개념상의 중복이 존재한다는 측면에서, 그 분석 결과를 일반화하기는 어렵다고 판단된다.

10) 이 밖에도 일부 사업체에 대한 설문조사로 수거된 자료를 활용한 횡단면 분석에 기초한다는 점에서 인과관계적인 해석은 과도하고 일반화되기 어렵다고 할 것이다.

적인 지향에서는 파업참여 자체가 과정이자 책임으로 인식되기 때문이라 해석하고 있다.¹¹⁾

이상의 국내 선행연구 결과들은 나름의 한계는 있지만 파업발생에 영향을 미치는 여러 영향요인들을 각각의 분석틀을 통해 설명하고 그 함의를 제시하고 있다는 측면에서 의의가 있다. 그러나—물론 활용할 수 있는 자료의 제약 때문이지만—조준모·김기승(2006)을 제외한 모든 연구가 횡단면 분석에 그치고 있어, 사업체나 개인의 관측되지 않은 특성이 다른 설명변수들과 맺을 수 있는 상관관계로 인해 추정 결과가 내생적 편의를 가지고 있을 가능성을 배제할 수 없을 것이다. 가장 대표적으로 규모나 산업 등의 변수가 파업발생에 미치는 영향에 대한 해석이 그러할 수 있을 것이다. 회귀모형에서 규모나 산업 등을 통제했다 하더라도 파업발생 사업체의 미관측된 특성이 이러한 변수들과 상관관계가 있고, 이로 인해 추정결과가 편의를 가질 가능성은 충분하다.

IV. 실증분석

1. 분석모형과 자료 및 변수

이 절에서는 파업발생의 결정요인을 살펴보고자 한다. 본 분석에서 종속변수는 파업의 발생 여부를 식별하는 이항변수(binary variable)인데, 이때 파업 발생은 1, 파업 미발생은 0으로 식별되며, 분석은 통상적으로 종속변수가 이항변수일 때 활용하는 로짓모형을 활용하였다.

식 (1)은 전체 표본을 횡단면 자료로 간주하는 합동로짓(pooled logit)모형으로 파업발생의 결정요인을 추정하는 방법이다. 이때 종속변수 y_{it} 는 i 사업체에서 t 시점에 파업발생 여부를 나타내는 1과 0으로 구성된 변수이며, x_{it} 는 파업

11) 상급단체에 대한 분석에서도 한국노총 소속 사업장의 조합원들은 경제주의적인 지향이, 민주노총 소속 사업장의 조합원들은 민주주의적인 지향 및 일상적 신념이 강한 것으로 나타나, 이러한 두 조직 간의 지향 차이가 두 조직의 파업성향 차이를 일부 설명할 수 있다고 보았다.

발생에 영향을 미칠 수 있는 사업체 기본 특성을 포함한 정보관련 변수들과 노사관계 특성변수들을 의미하고, ϵ_{it} 는 오차항이다.

$$y_{it}^* = \alpha + \beta x_{it} + \epsilon_{it}, \quad y_{it} = 1[y_{it}^* > 0] \quad (1)$$

식 (2)는 식 (1)과 마찬가지로 종속변수 y_{it} 가 1이면 파업 발생, 0이면 파업 미발생을 의미하는데, 이때 시간에 따라 불변하는 패널 개체의 이질성을 반영하는 오차항 u_i 를 추가하였다. 오차항 u_i 가 x_{it} 와 상관관계가 없다고 가정하는 것이 확률효과(random effect) 모형이고, u_i 를 추정해야 하는 모수로 간주하는 것이 고정효과(fixed effect) 모형이다.¹²⁾

$$y_{it}^* = \alpha + \beta x_{it} + u_i + e_{it}, \quad y_{it} = 1[y_{it}^* > 0] \quad (2)$$

본 연구의 분석에 활용한 자료는 2006년부터 격년 주기로 조사되어 온 한국 노동연구원의 사업체패널조사(Workplace Panel Survey : 이하 WPS) 1~4차년도 자료이다. WPS는 전국의 30인 이상 사업체 전체를 대표할 수 있도록 표본 설계되었고, 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.¹³⁾

WPS는 사업체의 인사담당자로부터 일반적인 사업체 현황, 고용 현황 및 고용관리, 보상 및 평가, 인적자원관리 및 작업조직, 인적자원개발, 기업복지, 산

-
- 12) 사업체의 어떤 관측되지 않은 특성이 설명변수들과 상관관계를 가지면, 설명변수와 종속 변수인 파업성향 간의 추정 결과가 내생적인 편의를 가질 수 있기 때문에, 미관측된 이질성을 통제함으로써 내생적 편의를 교정할 수 있는 패널 고정효과 모형의 장점이 존재한다. 이진변수를 종속변수로 하는 패널로지트 고정효과 모형은 종속변수에 변동이 있는 개체만을 분석대상으로 하며, 이러한 의미에서 조건부 로짓(Conditional Logit)모형이라고 한다. 만약 본 분석에서 조건부 로짓모형을 활용한다면, 그 추정 결과를 일반화하기 위해서는 파업발생 및 미발생의 변화가 랜덤(random)하게 발생해야 하며, 파업을 경험한 사업체와 파업을 경험하지 않은 사업체가 비교적 동질적이어야 한다. 그러나 파업발생이 랜덤하게 나타난다고 보긴 어렵고, 파업을 경험한 사업체와 그렇지 않은 사업체의 특성은 동질적이지 않으므로, 이 경우 조건부 로짓의 추정 결과 해석은 일반화될 수 없다.
- 13) 본 실증연구의 분석에서 가중치는 반영하지 않았다. 그러나 표본 추출에서 활용된 기준 변수를 모형식의 통제변수에 대부분 포함시켰으므로, 이론적으로 볼 때 추정 결과에 큰 편이는 발생하지 않을 것으로 예상된다.

업채해 등의 정보를 수집하고, 노무담당자에게 노무부서 현황, 노동조합 현황, 노사관계일반 현황, 노사협의회 현황, 노사협의회 운영, 경영참여 등의 내용을 조사한다. 근로자대표(노동조합 위원장 혹은 노사협의회회의 근로자대표)를 통해서 는 노동조합, 노사협의회, 노사관계와 관련한 다양한 정보를 얻는다.

WPS는 2005년도에 1,905개 사업체에 대한 조사를 마친 이후 2005년 조사에서 공공부문 전수조사로 포함된 일부 사업체를 제외한 1,749개 사업체에 대한 추적조사를 시행하였다. 휴폐업, 도산 등 사업체의 소멸과 응답 거부 등으로 표본에서 이탈된 사업체들에 대해 대체표본을 구축하고 있으며, 이러한 과정을 거쳐 WPS2007은 1,735개, WPS2009는 1,737개, WPS2011은 1,770개 사업체에 대한 조사를 완료한 바 있다.

본 분석에 투입된 변수들은 <표 1>과 같다. 우선 파업에 영향을 미칠 수 있는 요인 중 기본적인 사업체 특성변수들을 포함하였다. 산업을 WPS의 표본 추출 기준에 맞게 경공업, 화학공업, 금속·자동차·운송장비업, 전기·전자·정밀공업, 건설업, 개인서비스업, 유통서비스업, 사업서비스업, 사회서비스업, 기타산업의 11개로 구분하여 더미변수를 구축하였다.¹⁴⁾ 사업체의 정규직에다가 일용직을 제외한 직접고용 비정규직을 더한 전체 인력으로 사업체 규모 변수를 생성하였고, 이에 로그를 취해 변수로 투입하였다. 그 밖에 연도별 더미변수를 구축하여 모형에 포함하였다.¹⁵⁾

정보의 비대칭성이 미치는 영향을 검증하기 위해 사측이 임금교섭 및 단체교섭에서 제공하는 경영정보에 대해 노측이 느끼는 신뢰의 정도를 척도변수로 만들었다. 일반적으로 정보비대칭이 클수록 파업발생 확률이 높아질 것으로 예상되는데, 이때 노조가 느끼는 신뢰 정도가 낮을수록 파업발생 확률이 높아질 것이라 예측해 볼 수 있다.¹⁶⁾

14) 제조업의 경우 재고량을 비축해 놓을 수 있으므로 파업의 영향력을 감소시킬 수 있고, 이런 점이 노측의 파업 돌입을 일정 기간 감내해 낼 배경이 될 수 있다는 주장이 있다(송민수·유병홍, 2014). 한편 이병훈·윤정향(2006)은 제조업 노동자들의 전투성이 더 높다는 실증결과를 보고하고 있기도 하다.

15) 이성희·권재철(2005)은 1,000인 이상 대기업에서 조정 성립이 잘 안 되는 경향이 있음을 지적하였고, 송민수·유병홍(2014)은 기업 규모는 조정 불성립에 정(+)의 영향을 미쳤음을 보고한다.

16) 한 심사자의 지적과 마찬가지로 경영정보에 대한 신뢰의 정도는 정보비대칭 정도를 반영한다기보다는 협력적 노사관계의 수준에 대한 대리 지표일 수 있다. 경영진이 노조에게

〈표 1〉 변수의 구성 및 내용

변수명	내용
파업발생(더미)	파업 발생=1, 파업 미발생=0
경영정보 신뢰 정도 (4점척도)	임·단협 개정을 위해 제공되는 사측 정보의 신뢰도 (매우 신뢰=4, 신뢰=3, 불신=2, 매우 불신=1)
계과 있음(더미)	현 노조집행부와 노선이 다른 의견그룹 있음=1, 없음=0
요구율·제시율 격차	노측의 최초요구율과 사측의 최초제시율 사이의 격차
노동조합의 경영참여 정도 (2~44점)	11개 항목(① 경영전략, ② 투자전략, ③ 신기술·신기계 도입, ④ 외주하청, ⑤ 국내외 공장이전, ⑥ 배치전환, ⑦ 비정규직 채용, ⑧ 명예퇴직·정리해고, ⑨ 인사평가제도 변경, ⑩ 임금제도 변경, ⑪ 승진제도 변경)의 노동조합 경영참여 정도(사전통보 없이 회사 결정=1, 사전통보=2, 협의=3, 공동결정=4)를 연속변수로 구성
고충처리 제도화 여부(더미)	공식적인 고충처리 절차나 제도가 있음=1, 없음=0
국내시장 경쟁 정도 (5점척도)	주력제품의 국내시장 경쟁 정도(매우 심함=5, 심함=4, 보통=3, 심하지 않음=2, 전혀 심하지 않음=1)
산업(더미)	경공업, 화학공업, 금속·자동차·운송장비업, 전기·전자·정밀공업, 건설업, 개인서비스업, 유통서비스업, 사업서비스업, 사회서비스업, 기타산업
사업체 규모	사업체 전체 근로자 수(정규직과 직접고용 비정규직의 총합으로 일용근로자는 제외함)
노조조직률	(노조가입 근로자 수/사업체 전체 근로자 수)×100
민주노총(더미)	민주노총 가맹=1, 비가맹=0
노무부서 분리(더미)	인사부서에서 독립된 별도의 노무부서 있음=1, 없음=0
반노조정책(더미)	사측은 노조를 약화 혹은 해체시키려 함=1, 아님=0
연도더미	2005년, 2007년, 2009년, 2011년 연도별 더미변수 구성

다음으로 A-J 모델을 검증해 보기 위해 계과 유무 변수를 투입하였다. 만약 현 노조집행부와 노선이 다른 의견그룹이 존재한다면, 이는 노조집행부 외에 일반조합원의 이해를 대변하는 구조가 조직되어 있다는 것이고, 이때 A-J 모델에 의하면 계과(의견그룹)의 존재는 파업발생 확률을 높이게 된다.

제도화 가설과 관련된 변수들 역시 모형에 투입하였다. 제도화 가설에 따르

회사의 경영상황에 대해 충분히 정보를 제공하지 않더라도, 주식시장이나 매출 현황 등 다른 방법을 통해 경영상황을 파악하는 것이 완전히 불가능하지는 않으므로, 이것이 사실상 정보비대칭의 문제가 아니라 노사관계의 현 상태에 대한 반영에 불과하다는 판단도 있을 수 있다.

면 단체교섭이나 고충처리와 같은 노사관계의 여러 가지 관행들이 제도화될수록 실제 파업의 발생확률을 낮출 것이라 예상된다.

우선 사측과 노측의 임금인상 최초제시율 및 최초요구율의 차이를 계산하여 변수로 구축하였다. 노사교섭의 경험이 축적되고 소위 ‘게임의 룰’이 정착되기 시작하면 요구율과 제시율의 차이는 줄어들게 되는 것이 일반적이다. 만약 요구율과 제시율 차이가 크다면, 이는 제도화 가설이 제기하는 상황과는 반대로 이 차이의 증가는 파업발생 확률을 높일 것이다.

두 번째로 노동조합의 경영참여 수준 변수를 투입하였다. 이때 노조의 경영참여는 상반된 두 방향으로 작용할 수 있을 것이다. 경영참여가 활성화되었다는 것은 한 측면에서 보면 사업체 내에서 노동자들이 느낄 수 있는 불만족이나 좌절이 어느 정도 상쇄될 수 있다고 이해될 수 있다. 다른 한 측면에서 볼 때, 경영참여 수준은 그 자체로 노동조합의 교섭력을 대리한다고 볼 수도 있을 것이다. 만약 전자로 해석한다면, 높은 경영참여 수준은 불만족이나 좌절로 인해 발생하는 파업을 줄이는 쪽으로 작용할 수 있다. 반대로 경영참여 수준이 단지 교섭력의 수준을 반영하는 것이라면 경영참여 수준이 높다는 것은 그만큼 노측의 힘이 강하다는 것으로 오히려 파업발생 확률을 높이는 쪽으로 작용할 수도 있다.

세 번째로 고충처리가 제도화되어 있는지의 여부를 더미변수로 구축하였다. 마찬가지로 조합원들의 불만이나 고충이 공식적인 절차로 해소된다면, 개별적 불만의 누적으로 인한 저항이나 파업의 발생확률을 낮출 수 있을 것으로 예상된다.

한편 내수시장의 경쟁이 심할수록, 파업으로 인한 제품생산량의 감소가 곧바로 수익성의 저하와 시장에서의 경쟁력 하락을 가져올 수 있다는 측면에서 파업비용이 보다 빠르게 직접적으로 발현될 수 있을 것이다. 이런 측면에서 내수시장 경쟁이 심할수록 — 다른 조건이 동일하다면 — 파업발생 자체가 줄어들 가능성이 있을 것이다.

이제 사업장 노사관계의 제도변수 및 노사 주체의 행태적 요인들을 살펴보겠다. 우선 노동조합 조직률은 그 자체로 노조의 교섭력을 직접적으로 대리한다. 대체로 노조조직률이 높다는 것은 그만큼 노조의 힘이 강하다는 것이므로 파업

발생 확률을 높일 수 있다. 그러나 한편에서 노동조합의 힘이 압도적으로 강한 경우, 굳이 파업을 하지 않더라도 힘의 우위에 입각해 단지 파업을 위협하는 행동만을 통해 원하는 교섭 결과를 얻어낼 수도 있을 것이다. 따라서 노조조직률이 파업발생과 맺는 관계는 비선형적인 관계일 수도 있다.

통상적으로 민주노총은 자주적인 노조활동을 중요시하고, 맹목적인 노사협조주의를 배격하며, 보다 적극적으로 단체행동권을 활용하는 것으로 알려져 있다(최인이, 2011). 이러한 조직의 성격을 고려해 볼 때, 민주노총에 가맹하고 있는 노조는 그렇지 않은 노조보다 파업발생 확률이 높을 것으로 예상된다.¹⁷⁾

인사부서와는 별도로 노무부서가 조직되어 있다는 것은 두 가지 상반된 측면으로 이해될 수 있다. 우선 이는 사측의 對노조 관련 역량이 보다 우수하고 전문성을 가지고 있을 가능성이 높다고 할 수 있다. 사용자의 경험이나 전문지식의 부족이 노사 간의 협상과정에서 빈번한 시행착오를 가져올 수 있다는 점에서 적절한 전문 역량을 보유하고 있다는 것은 노사분쟁의 합리적 조정을 가능하게 하는 좋은 배경 자원이 될 수 있다. 그러나 이러한 특성이 보다 적극적으로 원만하게 갈등을 관리하고 對노조 협상의 타결을 이끌어내는 측면으로 작동할 것인지, 또는 그 반대로 다양한 방식의 노조관리 및 반노조정책을 구사하는 측면으로 작동할 것인지는 여부는 사실 최고경영진의 의중과 밀접한 관계가 있을 것이다. 최고경영진의 노동조합이나 노사관계에 대한 인식을 뛰어넘는 수준의 갈등관리나 협상타결이 이루어지기란 사실상 불가능에 가깝기 때문이다.

마지막으로 사측의 對노조정책의 성격은 파업발생에 뚜렷한 영향을 미칠 수 있다. 만약 사측이 매우 강경한 반노조정책을 가지고 있고, 이 반노조정책이 확실히 성과를 내어 노조를 무력화한 것이 아니라면, 이러한 정책은 오히려 노조의 반발로 인한 파업발생을 크게 높일 가능성이 있다.

2. 실증분석

이제 WPS 자료를 활용하여 파업발생의 결정요인을 실증분석하겠다. <표 2>

17) 신은중(2013)은 노조가 경제주의적 지향을 추구할 경우 조합원들의 파업성향이 낮아지고, 민주주의적 지향을 추구할 경우 조합원의 파업성향이 높아질 수 있으며, 이를 통해 양대 노총 간의 파업성향 차이를 설명하고 있다.

에는 모형에 투입된 변수들의 기술통계량이 나타나 있다. 기술통계량을 살펴보기에 앞서 파업은 매우 드물게 발생하는 사건(event)이라는 점을 지적하고자 한다. 파업이 발생한 관측치의 절대적 숫자는 매우 적는데, 예컨대 WPS 1~4년 차 자료 전체에서 파업발생 사례건수(관측치)는 전체 7,147건의 관측치 중 115건에 불과하다. 추가로 중요하게 고려할 사항은 현행 법·제도하에서, 또한 사업체패널조사의 설문구조 하에서 합법적인 파업발생의 전제는 노동조합의 존재라는 사실이다. 즉 파업발생은 오직 유노조사업체에서만 발생 가능한 사건이라는 것이다.

본 분석을 위해 구축한 패널자료는 모든 조사 연도에 그 관측치가 발견되는 것은 아닌 불균형패널(unbalanced panel) 자료이다. 사업체패널조사는 사업체를 추적·조사하는 조사의 특성상 가구나 개인을 대상으로 하는 패널조사에 비해 표본의 이탈 비율이 높은 편이다. 더군다나 파업이라는 매우 희귀한 사건을 경험한 사업체가 매년 관찰될 수 있는 균형패널(balanced panel) 자료를 구축할 경우, 대단히 많은 관측치가 유실될 수 있어, 균형패널 자료를 활용한 분석은 고려하지 않았다. 따라서 전체 표본 중 유노조사업체인 경우만 선택하고, 기타 투입된 다른 변수들 중 결측값이 있는 경우를 모형에서 제외한 불균형패널 자료로 구축한 최종 데이터의 관측치 수는 2,201개이며, 이 중 본 모형의 종속변수인 파업이 발생한 경우의 관측치는 93건으로 전체의 4.23%이다.¹⁸⁾

다른 변수들의 기술통계량을 살펴보면 다음과 같다. 우선 경영정보에 대한 신뢰는 평균 4점 만점(매우 신뢰)에 2.94점으로 나타났다. 파업발생 유무별로 보면 파업이 발생한 사업체의 신뢰수준은 2.67점으로 파업이 발생하지 않은 사업체의 신뢰수준인 2.95점에 비해 다소 낮았다. 노조집행부와는 다른 노선을 가진 의견그룹(계파)이 존재하는 경우는 전체의 9.4%에 달했는데, 파업이 발생하지 않은 사업체에서 별도의 계파가 존재하는 경우는 8.7%에 불과했으나 파업이 발생한 사업체에서 계파의 존재 확률은 24.7%에 달하고 있다.

18) 사업체의 재무상황은 기업의 지불능력과 관련하여 중요한 정보가 되며, 당연히 파업발생 및 파업기간에도 영향을 미칠 것이나, 재무정보를 포함하게 되면 최종 구축된 모형의 1/3가량이 추가로 유실되어 부득이하게 재무관련 정보(1인당 당기순이익, 1인당 인건비 등)는 분석 모형에서 제외하였음을 밝힌다. 한편, 조준모·김기승(2006)의 실증분석에 따르면 파업발생 확률에는 기업의 재무정보보다는 과거의 파업경험, 과거의 불법파업 여부, 과거의 참가자 수 같은 행태적 요인이 더 유의한 영향을 미쳤다.

〈표 2〉 기술통계량(평균값)

변수명	전체	파업발생 사업체	파업미발생 사업체
파업발생(더미)	0.042	1.000	0.000
경영정보 신뢰 정도	2.937	2.667	2.949
계과 있음(더미)	0.094	0.247	0.087
요구율·제시율 격차	4.087	5.959	4.049
경영참여 정도	23.287	24.409	23.237
고충처리 제도화 여부(더미)	0.727	0.763	0.725
국내시장 경쟁 정도	2.297	2.151	2.303
경공업	0.113	0.075	0.115
화학공업	0.089	0.043	0.091
금속·자동차·운송장비업	0.127	0.376	0.116
전기·전자·정밀공업	0.052	0.022	0.054
건설업	0.024	0.032	0.023
개인서비스업	0.063	0.032	0.065
유통서비스업	0.174	0.129	0.176
사업서비스업	0.152	0.075	0.155
사회서비스업	0.178	0.204	0.177
기타산업	0.027	0.011	0.028
사업체 규모	761.271	1,264.398	739.075
노조조직률	0.601	0.645	0.599
민주노총(더미)	0.377	0.753	0.361
노무부서 분리(더미)	0.435	0.516	0.431
반노조정책(더미)	0.031	0.065	0.029
관측치 수	2,201	93	2,108

임금교섭에서 사측의 최초제시율과 노조의 최초요구율의 차이는 평균 4.09%로 나타났지만 격차가 거의 없는 경우가 대부분이었고 최대 격차를 보인 경우는 30%에 달했다. 평균적으로 보아 파업발생 사업체의 격차는 5.96%로 그렇지 않은 경우의 4.05%에 비해 약 2%포인트 정도 높았다. 노조의 경영참여 정도는 44점 만점(11개 항목에 대해 모두 ‘공동결정’)에서 23.29점 정도로 나타나 항목당 평균 2.18점 정도였다.¹⁹⁾ 파업발생 사업체(24.41점)와 파업미발생 사업체(23.24점) 간에 큰 차이는 발견되지 않았다. 공식적인 절차나 제도로 고충처리 위원회가 설치된 경우는 전체의 72.7%에 달했는데, 파업발생 사업체의 설치 비율은 76.3%로 파업미발생 사업체의 설치 비율인 72.5%보다 약간 높았다. 국내

19) 이를 산술적으로 표현하면, ‘사전 통보’(2.0)를 조금 넘어서는 수준이다.

시장의 경쟁 정도는 5점 만점(매우 심함)에서 2.30점으로 나타났는데, 파업이 발생한 사업체의 경쟁 정도는 2.15점으로 평균보다 약간 낮았다.

다음으로 산업별 분포를 보면, 사회서비스업(17.8%), 유통서비스업(17.4%), 사업서비스업(15.2%), 금속·자동차·운송장비업(12.7%)의 순으로 높은 비중을 보였다. 제조업 전체는 38.2%, 서비스업 전체는 56.7%, 건설업은 2.4%, 기타산업은 2.7%로 나타났다. 산업별 분포를 파업 유무별로 좀 더 자세히 살펴보면 파업발생 사업체의 경우 금속·자동차·운송장비업의 비중이 전체의 37.6%로 매우 큰 비중을 나타냈고, 다음으로 사회서비스업이 20.4%, 유통서비스업이 12.9%의 비중을 보였으며, 나머지 산업들의 비율은 상대적으로 미미했다. 한편 파업이 발생하지 않은 사업체의 산업별 분포는 전체 평균과 거의 비슷했다.

사업체의 규모를 살펴보면, 가장 작은 규모의 사업체는 14명, 가장 큰 규모의 사업체는 33,983명으로 평균은 761.3명으로 나타난 가운데, 파업발생 사업체의 평균적인 인력규모는 1,264.4명으로 파업미발생 사업체의 평균 인력규모인 739.1명보다 훨씬 큰 것으로 나타났다.

사업체 단위 평균 노조조직률은 60.1%로 나타나 평균적으로 보았을 때 유노조사업체 내에서 과반수 노조를 구성하고 있는 것으로 판단된다. 특히 파업발생 사업체의 평균 노조조직률은 64.5%로 파업미발생 사업체의 평균 노조조직률인 59.9%에 비해 약간 더 높았다. 민주노총 가입 사업체의 비중은 37.7%로 나타났는데, 특히 파업발생 사업체의 경우 그 비율은 75.3%에 달했다. 노무부서가 인사부서로부터 독립되어 존재하는 경우는 43.5%인데, 파업이 발생한 사업체의 경우 그 비율은 51.6%로 평균을 상회했다. 반노조정책을 구사한다고 응답한 비중은 3.1%였는데 파업이 발생한 사업체에서 그 비중은 6.5%로 전체 평균보다 2배 이상 높았다.²⁰⁾

이제 식 (1), 식 (2)의 로짓모형을 활용하여 파업발생의 결정요인을 추정된 결과를 살펴보겠다. 추정방법은 자료를 풀링(pooling)하여 횡단면 자료와 마찬가지로 방법으로 추정하는 pooled logit, 그리고 사업체의 미관측된 이질성과 설명변수 간에 상관관계가 없다고 가정하는 random effect 모형을 활용했다.

20) 이러한 수치는 인사·노무 담당자의 응답 값이므로 실제로 반노조정책을 가지고 있음에도 불구하고 그렇지 않다고 응답하였을 가능성, 즉 underreporting의 가능성을 배제할 수 없다.

추정 결과는 <표 3>과 같다. pooled logit 모형과 random effect 모형의 추정 결과는 계수값의 크기에만 약간의 차이가 있을 뿐, 부호나 통계적 유의도는 매우 유사하게 나타났다. 아래에서는 주로 확률효과의 한계효과 크기를 중심으로 설명하겠다.

우선 정보의 비대칭성이 파업발생에 미친 영향을 살펴보면 통계적으로 유의한 부(-)의 효과가 발견된다. 즉 노측이 사측이 제시하는 경영정보에 대해 느끼는 신뢰도가 한 단위(4점 척도 만점에서 1점 척도) 증가하면, 파업발생 확률을 1.3% 감소시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 정보비대칭이 커질수록 파업발생 확률이 높아진다는 경제학 이론의 예측과 부합한다.

노조집행부와 다른 노선을 갖는 의견그룹의 존재가 파업발생 확률에 미친 영향은 그 계수값의 통계적 유의성도 없고, 크기도 매우 미약하게 나타나 A-J 모델의 예측은 확인되지 않았다.

제도화 가설과 관련하여, 임금교섭 시 사측과 노측에서 최초에 제시하는 임금인상 제시율과 요구율 간의 격차는 파업발생 확률을 유의하게 높이는 것으로 나타났다. 한계효과의 크기는 0.001로 절대적으로 높다고 말하기는 어렵지만 요구율과 제시율 간의 격차가 10% 정도 벌어지면, 대략 파업이 발생할 확률을 1% 정도 높인다는 해석이 가능하므로 정(+)의 영향력이 있다. 그러나 나머지 변수들, 경영참여 정도나 고충처리 제도화 여부는 통계적으로 유의한 결과를 보이지 않아, 제도화 가설은 부분적으로만 지지된다고 할 것이다.

국내시장 경쟁정도도 파업발생 확률과의 통계적 관계는 발견할 수 없었다.

다음으로 사업체의 기본특성과 관련된 변수들의 영향력을 살펴보겠다. 우선 산업의 경우 기타산업을 기준변수로 했을 때 금속·자동차·운송장비업의 파업발생 확률만이 통계적으로 유의하게 높았다. 한계효과의 크기로 볼 때 약 5.1% 정도 더 높은 것으로 나타났다. 한국에서 가장 전투적인 노동조합이 주로 포괄되어 있는 산업의 특성을 고려할 때 금속·자동차·운송장비업의 파업발생 확률이 높은 것은 상식에 부합하는 결과라도 판단된다. 사업체 규모의 경우 규모가 클수록 파업발생 확률이 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 높았다. 이는 소규모 사업체에 비해 대규모 사업체에서의 파업발생 확률이 높음을 뜻한다.

노사관계 제도변수 및 노사 주체들의 행태요인 변수들의 효과를 보면 우선

〈표 3〉 파업발생 결정요인

변수명	Pooled logit		Random effect	
	계수값	한계효과	계수값	한계효과
경영정보 신뢰 정도	-0.620 ***	-0.022	-0.720 ***	-0.013
계파 있음(더미)	-0.022	-0.001	0.004	0.000
요구율·제시율 격차	0.071 ***	0.002	0.077 **	0.001
경영참여 정도	0.009	0.000	0.016	0.000
고충처리 제도화 여부(더미)	-0.173	-0.006	-0.182	-0.003
국내시장 경쟁 정도	-0.086	-0.003	-0.101	-0.002
경공업	1.021	0.036	1.362	0.025
화학공업	0.492	0.017	0.764	0.014
금속·자동차·운송장비업	2.237 **	0.078	2.771 **	0.051
전기·전자·정밀공업	0.435	0.015	0.498	0.009
건설업	1.074	0.037	1.206	0.022
개인서비스업	0.354	0.012	0.476	0.009
유통서비스업	1.000	0.035	1.454	0.027
사업서비스업	-0.033	-0.001	-0.087	-0.002
사회서비스업	0.932	0.033	1.092	0.020
로그 사업체 규모	0.323 ***	0.011	0.369 **	0.007
노동조합률	1.332 **	0.046	1.446 *	0.027
민주노총(더미)	1.647 ***	0.057	1.926 ***	0.035
노무부서 분리(더미)	0.244	0.009	-0.193	-0.004
반노동정책(더미)	0.148	0.005	0.004	0.000
더미(2007년)	-0.243	-0.011	-0.364	-0.010
더미(2009년)	-1.533 ***	-0.047	-1.875 ***	-0.029
더미(2011년)	-1.111 ***	-0.039	-1.371 ***	-0.025
상수항	-6.015 ***	-	-7.294 ***	-
R ²	0.222		-	
Log likelihood	-299.591		-291.599	
관측치 수	2,201		2,201(923group)	

주: 산업의 기준변수는 기타산업임.

노동조합 조직률은 분명하게 파업발생 확률을 높이고 있다. 한계효과의 크기로 판단해 보면, 노동조합률이 10% 높아지면 파업발생 확률이 27% 높아지는 것으로 나타났다. 그만큼 노동조합의 교섭력이 크다는 것은 노사 간의 임금 및 단체교섭을 둘러싼 의견 대립을 파업이란 수단을 통해 관철하려는 경향이 강하게 나타나는 것으로 해석할 수 있을 것이다.²¹⁾

민주노총에 가입하고 있는 노조가 존재하는 사업체는 파업발생 확률이 유의하게 높았다. 민주노총에 가입하고 있지 않은 노동조합(한국노총 가맹노조 및 상급단체 비가맹 노조)에 비해 약 3.5%가량 파업발생 확률이 높았다. 이는 맹목적인 노사협조주의를 배격하고 단체행동권의 활용을 활용 가능한 선택지(option)로 적극 활용하는 조직의 특성이 반영된 결과일 것이다.

사측의 노사관계 행태요인 변수들은 통계적으로 유의한 영향력을 확인할 수 없었다. 예컨대 노무부서를 독립적으로 분리하여 운영하는 사업체나, 뚜렷하게 반노조정책을 구사하는 사업체가 파업발생 확률에 미치는 효과는 발견되지 않았다.

마지막으로 연도별 파업성향을 보면, 2005년을 기준으로 했을 때 2009년과 2011년의 파업발생 확률은 유의하게 낮았다. 이는 앞의 국가 전체 차원에서 파업발생 빈도가 감소하는 것과 궤를 같이하는 것으로 표본에서 발견되는 파업발생 확률의 연도별 변화가 국가 통계에서의 경향성과 차이가 없음을 보여준다.

이상으로 파업발생 여부를 종속변수로 하여 어떤 특성을 가진 사업체에서 파업발생 확률이 높게 나타나는지 살펴보았다. 그런데 파업은 어느 날 갑자기 발생하는 것이 아니라 기존에 누적되어 온 노동자들의 불만과 노사 간의 불신이 토대가 되어 특정한 계기(trigger)를 통해 발현된다. 따라서 파업은 노사관계의 적대적 성격이 그 배경이자 결정적 동인이 되기도 한다.

파업발생 결정요인의 추정 결과가 이러한 의미에서 일관성을 갖는지 검토해 보기 위해 종속변수만 노사관계의 적대성 여부로 바꾸어 동일한 방법론에 의한 추정을 다시 해보았다.²²⁾ 이때 전체 표본에서 적대적 노사관계라고 응답한 개체수는 223개(10.1%)로 파업의 경우보다는 두 배 이상 많았다(부표 참조).

분석 결과, 파업의 경우와 마찬가지로 경영정보에 대한 신뢰가 높을수록 적

21) 한 심사자의 지적과 마찬가지로, 또한 앞에서 언급했듯이 노조조직물은 파업발생과 부(-)의 관계, 혹은 비선형 관계를 맺고 있을 가능성도 존재한다. 이를 검증하기 위해 노조조직물의 제공향을 모형에 추가로 투입하였으나 노조조직물 및 노조조직물 제공향 변수 모두에서 통계적으로 유의한 결과를 도출할 수 없어, 잠정적으로 노조조직물과 파업발생이 선형적 정(+)의 관계라고 설명하고 있음을 밝힌다.

22) 노사관계의 적대성 여부는 사업체패널 설문에서 노사 양측에게 귀 사업체의 노사관계가 적대적인지를 묻는 5점 척도의 질문 중 노사 양측 중 한 측 이상이 '그렇다' 혹은 '매우 그렇다'라고 응답한 경우를 적대적 노사관계라고 규정하고 더미변수로 처리하였다.

대적일 확률은 통계적으로 유의하게 낮아졌고, 민주노총 소속 노동조합이 있는 사업체가 그렇지 않은 경우에 비해 적대적 노사관계에 놓일 확률이 높은 것으로 나타났다. 그러나 몇몇 변수들의 경우 서로 반대의 부호를 보이기도 했는데 예컨대 사업체 규모가 클수록 적대적 노사관계일 확률은 오히려 낮아지는 것으로 나타났고, 2005년에 비해 2007년, 2009년, 2011년의 노사관계가 더 적대적일 확률이 더 높았다. 이는 물론 적대적 노사관계가 반드시 파업으로 이어지는 것은 아니라는 측면에서 이해 가능하지만, 다른 한 측면에서 보면 비록 파업의 발생확률 자체는 낮아지고 있지만 사업체에서 노사 간의 대립 자체가 사라지고 협조적인 노사타협 체제가 구축되고 있는 것은 아니라는 사실을 암시한다.

V. 결론 및 함의

본 논문은 선행연구를 고찰하고, 한국노동연구원의 사업체패널조사 1~4차 연도 자료를 불균형패널자료로 구축하여 파업발생 확률에 미치는 여러 가지 요인들의 영향력을 분석해보았다.

패널 확률효과 모형의 추정 결과로 보자면, 노측이 인식하는 사측 제공 경영정보에 대한 신뢰도가 높을수록 파업발생 확률은 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 경제학에서의 이론적 논의 및 일부 선행 실증연구들과 마찬가지로 정보의 비대칭성은 파업발생에 정(+)의 영향을 미침을 보여준다.

제도화 가설과 관련하여 임금협상 과정에서 노측의 최초요구율과 사측의 최초제시율 간의 격차가 클수록 파업발생 확률이 높은 것으로 나타났지만, 경영참여 수준이나 고충처리의 제도화 같은 보다 직접적 변수들은 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하여, 노사교섭의 관행이 덜 제도화된 경우 파업발생이 빈번할 수 있다는 제도화 가설을 부분적으로만 지지해 준다.

사업체의 특성과 관련해서는 기타산업을 기준변수로 했을 때, 가장 대립적인 노사관계와 전투적인 노동조합이 존재한다고 판단되는 금속·자동차·운송장비업의 파업발생 확률이 유의하게 높게 나타나 통념과 부합하는 결과가 도출되었다. 또한 사업체 규모 역시 파업발생 확률에 정(+)의 영향을 미치고 있다.

노사관계의 제도적 배경이 되는 노사 주체의 특성 및 행태 요인들과 관련해서는 사측의 행태변수들에서는 통계적으로 유의한 결과가 도출되지 않은 반면 노측의 경우, 노조조직률이 높을수록, 그리고 민주노총 가입 사업체일수록 파업발생 확률이 유의하게 높았다. 이는 노동조합의 힘이 강할수록 파업을 통한 의견 관철이라는 합법적 옵션이 작동되고 있음을 보여준다. 또한 노동조합의 자주성을 중요시하고 단체행동권의 활용을 적극적으로 고려하며, 맹목적 노사 협조주의를 배격하는 민주노총의 조직적 정체성은 개별 사업체의 노동조합 행태에도 분명한 영향을 미치고 있음이 통계적으로 확인된다.

본 분석 결과의 함의는 사업체 단위에서 파업발생을 억제할 수 있는 가장 분명한 동시에 선택 가능한 옵션은 결국 노사 간의 신뢰를 확보하고 양자 간의 정보 격차를 줄이는 것뿐이라는 기본적 사실을 새삼 확인시켜 준다.

본 논문은 파업발생 여부와 사업체의 여러 특성들을 통제할 수 있으면서 대표성을 확보하고 있는 국내 유일의 사업체 단위 패널조사인 한국노동연구원의 사업체패널조사를 활용하여, 한국에서 파업발생의 결정요인을 패널방법론으로 분석하였다. 사업체의 여러 특성변수들을 계량경제학적 방법을 통해 체계적으로 통제함으로써 추정 결과의 신뢰를 높이고자 하였으나 다음의 여러 가지 측면에서 논문의 한계 또한 존재한다.

우선 미시패널데이터를 활용한다는 점에서 파업을 설명하는 여러 가지 이론들 중에서 정치적 교환이론과 같은 거시적이고 정치적·이데올로기적 측면에 대한 검증은 애초부터 이루어질 수 없었다. 또한 최대한 여러 가지 정보들을 반영하여 노사 주체의 행태적 요인이나 전략 등이 미친 요인을 분석하고자 했으나 사측의 인사전략이나 고용전략과 같은 배경변수들을 포함한 주요 변수들이 누락되어 모형의 완결성에 다소 문제가 있을 수 있다. 보다 근본적으로 구체적인 파업 사례에 대한 심층적인 분석은 질적 연구방법에 입각한 사례연구를 통해 보충되어야 할 것이다. 마지막으로 파업 자체가 매우 희귀한 사례라는 현실을 반영하는 측면에서 보면 불가피하지만, 결과적으로 전체 사례에서 파업발생이 차지하는 빈도가 너무 낮아 추정 결과의 편의가 발생했을 가능성 역시 완전히 배제할 수는 없다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 거의 최초로 파업발생 결정요인을 패널방법론

을 활용하여 분석했다는 점에서 탐색적 연구로서의 충분한 의의를 가진다. 향후 파업발생뿐 아니라 파업의 장기화라는 주제와 관련해서도 파업기간을 종속 변수로 하여 생존분석과 같은 방법론을 활용하면 보다 입체적인 설명이 가능할 것이다. 다양한 추가 연구를 통해 파업이라는 사회적 갈등의 발생 원인에 대해 보다 입체적인 설명과 해석이 이어지길 기대한다.

참고문헌

- 고용노동부. 『고용노동백서』. 각 연도.
- 김유선(2004). 「파업발생 결정요인」. 『제2회 사업체패널 학술대회 논문집』, pp.39~54.
- _____(2006). 「외환위기 이후 파업발생 증가원인」. 『아세아연구』 49(3): 44~68.
- 김정우(2005). 「파업성향 국제비교」. 『노동리뷰』 7, pp.65~72.
- 배성현·신경원(2007). 「강성노조의 노조몰입 및 호전성 결정요인에 관한 연구」. 『인적자원관리연구』 14, pp.149~179.
- 송민수·김정우(2015). 『장기분규 사업장 특성 연구』. 한국노동연구원.
- 송민수·유병홍(2014). 「노사 당사자 요인이 조정불성립에 미치는 영향」. 『분쟁해결연구』 12(1): 5~32.
- 신은중(2013). 「노동조합원의 파업성향 결정요인에 관한 행태적 연구」. 『산업관계연구』 23(4): 117~142.
- 이병훈·윤정향(2006). 「노동조합의 전투성에 관한 연구」. 『노동정책연구』 6(1): 141~171.
- 이성희·권재철(2005). 「노사협상 장애요인이 조정성립에 미치는 영향에 대한 실증연구」. 『조정과 심판』 24: 3~38.
- 이영면(1995). 「임금교섭에서 발생하는 파업과 노사간 소유정보의 비대칭성」. 『산업관계연구』 5: 5~23.
- 윤찬성·이덕로(2008). 「노동조합 지도부의 집단주의 가치관이 파업성향에 미치는 영향에 관한 연구」. 『인사관리연구』 32(2): 23~53.

- 정초시(1992). 「파업행위의 결정요인에 관한 미시적 분석」. 『산업관계연구』 2 : 59~80.
- 조성재(2010). 「우리나라의 파업결정요인 분석」. 『제5회 사업체패널 학술대회 논문집』, pp.3~62.
- 조준모·김기승(2006). 「노동조합의 파업이 기업성과에 미치는 효과에 관한 동태적 분석 : 패널자료 분석」. 『한국경제연구』 17 : 5~40.
- 최인이(2011). 「한국노총과 민주노총의 조직과 운동전략 비교 : 양대노총의 제도적 매개역할(1997~2005)을 중심으로」. 『기억과 전망』 24 : 79~128.
- Ashenfelter, O., and G. Johnson(1969). “Bargaining Theory, Trade Unions and Industrial Strike Activity.” *American Economic Review* 59 (1) : 35~49.
- Campolieti, M., Hebdon, R. and D. Hyatt(2005). “Strike Incidence and Strike Duration: Some New Evidence from Ontario.” *Industrial and Labor Relations Review* 58 (4) : 610~630.
- Card, D.(1990). “Strike and Wages: A Test of An Asymmetric Information Model.” *Quarterly Journal of Economics* 105 (3) : 625~660.
- Ehrenberg, G., and R. Smith(2003). *Modern Labor Economics*, 8th ed., Addison-Wesley.
- Franzosi, R.(1989). “One Hundred Year of Strike Statistics: Methodological and Theoretical Issues in Quantitative Strike Research.” *Industrial and Labor Relations Review* 42 (3) : 348~362.
- Godard, J.(1992). “Strikes as Collective Voice: A Behavioral Analysis of Strike Activity.” *Industrial and Labor Relations Review* 46 (1) : 161~175.
- Hale, D.(2008). “International Comparisons of Labour Dispute in 2006.” *Economic & Labour Market Review* 2 (4) : 32~39.
- Harrison, A., and M. Stewart(1989). “Cyclical Fluctuations in Strike Durations.” *American Economic Review* 79 (4) : 827~841.
- Haynes, B.(1984). “Unions and Strikes with asymmetric information.” *Journal of Labor Economics* 2 (1) : 57~83.

- Hibbs, D. A.(1978). "On the Political Economy of Long-Run Trends in Strike Activity." *British Journal of Political Science* 8 (2) : 153~175.
- Hicks, R.(1964). *The Theory of Wages*, 2d ed., Macmillian.
- Kaufman, B. E.(1981). "Bargaining Theory, Inflation, and Cyclical Strike Activity in Manufacturing." *Industrial and Labor Relations Review* 34 (3) : 333~355.
- Kenan, J.(1980). "Pareto Optimality and the Economics of Strike Duration." *Journal of Labor Research* 1 (1) : 77~94.
- Kerr, C., Dunlop, J. T., Harbison, F. H. and C. A. Myers(1962). *Industrialism and Industrial Man*. London : Heinemann.
- Mauro, J.(1982). "Strike as a Result of Imperfect information." *Industrial and Labor Relations Review* 35 (4) : 522~538.
- Melvin, W. R., and G. R. Neumann(1980). "Conflict and Contract : The Case of Strike." *Journal of Political Economy* 88 (5) : 867~886.
- Rees, A.(1989). *Economics of Trade Unions*, University of Chicago.
- Ross, A. M., and P. T. Hartman(1960). *Changing Patterns of Industrial Conflict*. New York : Wiley.
- Shorter, E. and C. Tilly(1974). *Strikes in France 1830~1968*. Cambridge.
- Tracy, J. S.(1987). "An Empirical Test of An Asymmetric Information of Strikes." *Journal of Labor Economics* 5 (2) : 149~173.
- Vroman, S.(1989). "A Longitudinal Analysis of Strike Activity in U.S. Manufacturing : 1957~1984." *American Economic Review* 79 (4) : 816~826.

〈부표〉 적대적 노사관계 결정요인

변수명	Pooled logit		Random effect	
	계수값	한계효과	계수값	한계효과
경영정보 신뢰 정도	-0.385 ***	-0.032	-0.389 ***	-0.030
계과 있음(더미)	0.129	0.011	0.126	0.010
요구율 · 제시율 격차	-0.021	-0.002	-0.020	-0.002
경영참여정도	0.031 ***	0.003	0.033 ***	0.003
고충처리 제도화 여부(더미)	-0.095	-0.008	-0.109	-0.008
국내시장 경쟁 정도	0.056	0.005	0.052	0.004
경공업	-0.251	-0.021	-0.284	-0.022
화학공업	0.339	0.029	0.320	0.024
금속 · 자동차 · 운송장비업	0.036	0.003	-0.016	-0.001
전기 · 전자 · 정밀공업	0.220	0.019	0.210	0.016
건설업	0.566	0.048	0.575	0.044
개인서비스업	-0.585	-0.049	-0.647	-0.049
유통서비스업	0.252	0.021	0.246	0.019
사업서비스업	-0.337	-0.028	-0.378	-0.029
사회서비스업	-0.421	-0.036	-0.480	-0.037
로그사업체규모	-0.135 *	-0.011	-0.148 *	-0.011
노조조직률	0.558	0.047	0.577	0.044
민주노총(더미)	0.696 ***	0.059	0.741 ***	0.056
노무부서 분리(더미)	0.069	0.006	-0.071	-0.005
반노조정책(더미)	1.612 ***	0.136	1.724 ***	0.131
더미(2007년)	0.569 ***	0.043	0.588 ***	0.040
더미(2009년)	0.408 *	0.029	0.425 *	0.027
더미(2011년)	0.798 ***	0.066	0.823 ***	0.061
상수항	-2.191 ***	-	-2.239 ***	-
R ²	0.086		-	
Log likelihood	-659.912		-658.813	
관측치 수	2,201		2,201(923group)	

주: 산업의 기준변수는 기타산업임.

The Determinants of Strikes : A Panel Data Analysis

Jungwoo Kim · Minsu Song

Using the 2005, 2007, 2009, and 2011 waves of the Workplace Panel Survey(WPS), we investigate the determinants of strike with pooled logit, and random effect models.

The result shows that the higher informational asymmetries, and the lower level of trust between union and management would increase the possibility of strike activity. Also, the labor union characteristics including the union density and the K.C.T.U(Korean Confederation of Trade Unions) were found to have significant value in predicting strike incidence.

These findings support the hypothesis of an Asymmetric Information Model and Resource Mobilization Theory. The results indicate that the most obvious precaution of strike activity is to build trust and decrease the information gap in union-management relations.

Keywords : labor union, strike, information asymmetry, resource mobilization, panel data analysis