

우리나라의 파업결정요인 분석

조 성 재*

I. 문제의 제기

우리나라의 노사관계는 매우 갈등적이라는 인식이 일반적이지만, 갈등의 최고 형태인 파업에 대해서는 의외로 연구된 것이 많지 않다. 이는 산업평화를 위한 정부와 사용자들의 일관된 정책과 파업과 관련한 해외의 무수한 연구들을 감안할 때 놀라운 일이 아닐 수 없다. 그 요인은 여러 가지가 있겠지만, 가장 큰 이유는 아마도 적절한 자료가 미비하기 때문일 것이다. 외국의 경우 정부 통계를 이용하여 다양한 분석이 이루어져온 것에 비하여 우리나라의 경우 행정통계의 자세한 내용이 공개되고 있지 않거나 다른 변수들과 결합하여 사용하기에는 부적합하다. 따라서 한국노동연구원이 조사하여 제공하고 있는 사업체패널 자료는 파업과 관련한 심층 분석을 수행할 수 기반을 제공하였다고 판단된다.

본고는 그러한 점에서 노동연구원 사업체패널 자료를 이용한 파업에 관한 탐색적인 연구이다. 우리나라에서 파업은 왜 일어나는지, 그리고 파업지속기간을 결정하는 요인은 무엇인지에 대하여 주로 해외의 이론과 방법론을 참조하면서 분석이 이루어졌다. 이 연구를 토대로 향후 파업과 관련한 보다 풍부하고 과학적인 논의가 이루어지기를 기대해본다.

본고는 2장에서 기존 파업이론을 검토한 것에 기초하여 연구방향을 설정하고, 3장에서 자료와 변수를 설명하면서 가설을 설정한다. 4장에서 파업발생 여부에 관한 로지스틱 회귀분석과 파업지속기간에 관한 토빗 분석 결과에 대한 해석을 수행한다. 마지막 5장에서 요약과 시사점을 전개하고자 한다.

II. 기존 이론에 대한 검토와 본고의 연구방향

파업에 대한 분석은 자본주의 역사만큼이나 오래되었을 것인데, 통계분석을 중심으로 파업에 대한

* 한국노동연구원 연구위원

기존 연구를 종합적으로 정리하고 있는 Franzosi(1989)에 따르면 그것은 경제적 접근법과 조직적/정치적 접근법으로 대별된다. 그는 경제적 접근법이 유용했던 것은 파업이 경기순환과 밀접한 관련성을 갖는다는 것을 밝혀냈다는 것이며, 이에 따라 실업률이 감소하거나 인플레이율이 올라가면 파업이 증가한다는 사실을 부정하기는 어렵다고 정리한다. 또한 노조에 우호적인 정권의 등장이 파업을 감소시키는 등 노조의 조직적 힘과 파업 행위간의 관계를 부정하기도 어렵다고 하면서 조직적/정치적 접근법의 유용성 또한 대등하게 인정하고 있다. 이러한 기존 연구에 대한 서베이를 통하여 그는 두 접근법의 통합이 필요함을 역설하고 있다. 마찬가지로 1900~1977년 기간의 미국 자료를 토대로 파업에 대한 연구를 수행한 Kaufman(1982) 역시 두 가지 접근법이 모두 중요하다는 사실을 주장하면서 통합적인 모델을 통하여 장기간에 걸친 파업 발생 요인들을 규명하고 있다.

이러한 종합적인 연구를 논외로 하면 파업과 관련하여 가장 많은 연구가 이루어진 개별적인 분야는 신고전과 경제학일 것이다. Hicks의 고전적 이론에 따르면 임금교섭시 상대방의 양보곡선을 노사 쌍방이 정확히 인식할 경우 파업은 일어나지 않을 것이며, 따라서 Hicks에게 있어서 파업은 하나의 '사고(accident)'로 간주되었다. 이를 보다 발전시킨 고전적인 논문이 Ashenfelter & Johnson(1969)이다. 그들은 파업과 관련한 주체를 사용자와 노조 지도부 및 일반 조합원들로 삼분한다. 사용자와 노조 지도부는 서로의 양보곡선을 알고 있지만, 일반 조합원들은 경영상태를 정확히 알기 어려운데, 노조 지도부는 정치적 목적 때문에 파업에 돌입할 수밖에 없고 결국 조합원들이 사용자의 양보선을 확인한 후에야 파업이 종료될 수 있다는 것이다. 이후 신고전과 경제학의 파업 분석에서는 비대칭적 정보가 미치는 영향에 대한 분석이 큰 흐름을 형성하기도 하였다. 예를 들어 Cousineau & Lacroix (1986)는 파업발생의 교섭력 가설을 비판하면서 노사간 교섭력의 차이는 파업발생이 아니라 임금인상률에 반영된다고 주장하고, 각종 변수의 변동률을 독립변수로 한 분석을 통하여 불확실성이 파업발생확률을 높임을 보여주기도 하였다.

한편 이러한 신고전과 경제학의 파업 분석에 이의를 제기하는 흐름은 앞서 논의한 바와 같이 조직적/정치적 접근법이다. 주로 제도경제학과 경영학, 사회학, 정치학 등의 학문분야에서 이루어진 연구들은 경제적 변수 이외의 다양한 요인들을 다루고 있다. 경영학에서는 경영관리의 실패 현상으로서의 파업에 주목하며, 제도경제학에서는 독점 등 경제의 이중구조로 인한 불균등성을 강조한다. 사회학이나 정치학의 접근법은 계급 갈등을 저변에 둔 상태에서 권력관계의 변화를 시도하는 것으로 파업을 바라본다.

이러한 접근법들을 고려하면서 미시적 자료를 이용하여 파업결정요인에 대한 꼼꼼한 분석을 수행한 연구로서는 Godard(1992)와 Gramm(1986), 가장 최근의 Campolieti, et al.(2005) 등이 대표적이다. 이들은 기존 신고전과 경제학 중심의 파업 연구가 주로 행정통계와 산업단위 집계변수들을 사용하여 과도한 일반화를 하거나 잘못된 결론에 이르고 있음을 비판한다. 중요한 것은 미시적 단위의 변수들이라는 것이다. 이 중 Godard(1992)는 구조주의 경제학과 산업사회학 등의 연구성과를 파업 연구에 활용할 것을 주장하면서 행태주의적 분석(Behavioral Analysis)을 시도한다. 그는 파업이란 결국 불만을 가진 조합원들이 집단적 목소리(collective voice)를 내는 것을 통하여 경제적 이득을 획득할 뿐만 아니라 사회정치적 파워를 확인하고 활용하는 전략이라고 본다.

본고는 Godard(1992), Campolieti, et al.(2005) 등의 행태주의적, 제도주의적 접근을 중심으로 삼되, 여타의 기존 연구들을 함께 참조하였으며¹⁾, 아울러 우리나라 노사관계 지형을 감안하여 새로운 변수들을 탐색적으로 집어넣어 보았다. 우리나라의 파업에 대한 기존 연구로는 조준모·김기승(2006)을 들 수 있는데, 이 분석은 다년간에 걸친 패널자료를 이용하되, 역시 신고전파 경제학의 접근법을 취하고 있다. 본고는 경제학적 가격변수들이 중요하기는 하지만²⁾, 일정한 시점에서, 그리고 노사정 당사자들에게 있어서는 노사관계 관련 변수들이 훨씬 더 유용한 실천적 시사점을 줄 수 있다는 문제의식을 갖고 있다. 한편 조준모·김기승(2006)을 비롯한 많은 경제학, 경영학 연구들은 파업이 기업의 재무나 회계실적에 미치는 영향에 초점을 둔 경우가 많다. 그러나 본 연구는 파업발생과 지속기간 그 자체의 노사관계적 요인에 중점을 두고자 한다는 점에서 선행연구들과 구분된다.

Godard(1992)는 파업결정에 대한 독립변수들을 구조 변수와 경영변수, 교섭변수, 통제변수로 구분하고 있는데, 본고는 그 분석결과와 여타 연구들을 감안하여 범주와 구성 내용을 변경하였다. 우선 구조 변수를 선별하여 기초분석을 전개하고 이를 통제변수로 간주하였다. 이후 경영변수, 노조 조직변수, 기존(노사) 관계 변수와 정보 변수로 구분하고자 한다. 따라서 본고는 주로 노사관계 측면에서 파업에 접근한다는 점에서 고유성이 있다. 노조 조직변수와 노사관계 변수의 경우 Kaufman(1982)이 이를 강조하고 있지만, 실제로 관련 변수들을 충분히 활용하고 있는 논문은 그다지 많지 않다. 더욱이 국내에서는 기존 연구가 거의 없기 때문에 여러 가지 탐색적인 변수들을 활용해보았다. 신고전파 경제학의 논의가 집중하고 있는 가격변수는 주로 시계열로 파업발생을 연구하면서 활용되기 때문에 횡단면 분석을 취하고 있는 본고에서는 실업률이나 인플레이션 등의 가격변수를 활용하는 것이 부적절하다. 그러나 횡단면 분석에서도 활용할 수 있는 가격변수들을 고려하였다.

한편 횡단면 분석이 갖는 최대의 단점은 동일방법편의(common method bias)에 빠지거나, 아니면 연립방정식 편향(simultaneity bias)의 오류 가능성이 있다는 점이다. 변수들간 내생성의 문제를 피해가고 분석의 신뢰성을 높이기 위해서 본고는 WPS 2005와 2007 자료를 모두 활용한다. 또한 설문조사는 이미 사측 관리자 이외에 노측 대표에게도 이루어졌기 때문에 동일방법편의를 피해가기 용이할 뿐 아니라 보다 객관적인 자료인 재무지표들이 함께 사용되었다. 특히 파업발생에 대한 인과성(causality)이 역전되는 것을 방지하기 위하여 설명변수 중 타당한 것은 2005년 자료에서 추출했음을 밝혀둔다.

1) 예를 들어 심리적, 정치적, 제도적 요소를 강조한 Kaufman(1982) 등이다. 물론 그는 경제적 요소도 함께 고려되어야 함을 주장하였다.

2) 시계열 자료의 장단에 따라 분석결과에 다소의 차이가 있는데, 1971~1980년의 상대적으로 짧은 기간을 다루고 있는 Gramm(1986)의 경우 지역실업률이나 인플레이션이 파업에 미치는 영향은 유의하지 않다는 결론을 내리고 있다.

III. 변수 및 가설

우선 종속변수인 파업발생 여부와 파업지속기간에 대하여 살펴보자. KLI 사업체패널 조사에서는 교섭과 파업, 임금인상률 등에 대하여 기업단위와 초기업단위로 구분하여 설문하고 있는데, 초기업단위든, 기업단위든 파업이 발생한 경우는 전체의 3.84% 사업체인 것으로 나타났으며³⁾, 기업별 파업의 비율이 초기업별 파업의 발생 비율보다 낮았다. 규모별로 세분화해서 보면 1,000인 이상 대기업이 초기업별 파업에 참여한 비중이 가장 높았으며, 300인 미만 사업체의 초기업별 파업은 표본에서 하나도 없는 것으로 나타났다. 전반적으로 초기업별 파업의 확률이 기업별보다는 높은 것으로 보인다. 그러나 결측치의 숫자가 서로간에 상당한 차이를 보이고, 또 다른 요인들을 통제하지 않았기 때문에 이로부터 초기업별 조직이나 교섭이 파업유발적이라고 단정내리기는 어렵다. 한편 파업지속일수는 평균 1.55일, 표준편차는 70.5일로 상당한 분산도를 나타냈다. 파업발생은 0, 1로 구분되기 때문에 로지스틱 회귀분석을 수행하였으며, 파업지속일수는 한쪽이 절단된(Censored) 자료이기 때문에 기존 연구들과 마찬가지로 토빗 분석을 실시하였다.

<표 1> 규모별 파업발생 비율

규모	변수	평균값	표준편차
100인 미만	파업전체	0.0340	1.0772
	기업별	0.0298	1.0261
	초기업별	0.0805	1.4850
100~300인 미만	파업전체	0.0363	0.6336
	기업별	0.0379	0.6420
	초기업별	0.0000	0.0000
300~1,000인 미만	파업전체	0.0436	0.3609
	기업별	0.0342	0.3211
	초기업별	0.0430	0.3950
1,000인 이상	파업전체	0.0811	0.4673
	기업별	0.0698	0.4373
	초기업별	0.1621	0.5517
전규모	파업전체	0.0384	0.6115
	기업별	0.0352	0.5849
	초기업별	0.0557	0.7090

독립변수 중 구조변수란 사용자의 사업 특성에 관한 변수들로서 해당 사업체가 파업에 대해 취약한 입장에 있는지, 혹은 파업을 용인할 정도의 여력이 있는지 등을 나타낸다. 종업원수는 기업규모를 나타내는 대표적인 변수로서 종업원수가 많을수록 인사노무관리는 더 비인격적이고, 덜 대면

3) 행정통계상 2007년은 파업이 매우 적었던 해로 기록된다. 사업체패널 1차년도(2005년 말 기준 조사) 자료에 의하면 파업발생률은 8.64%이다.

적이어서 근로자들의 불만이 높아질 수 있다고 본다(Godard, 1992). 파업 관련한 기존 연구에서 이보다 일반적으로 많이 사용된 것은 조합원수 규모(Kaufman, 1982)이지만, 이는 주로 교섭단위의 파위를 나타내기 위한 고려였으며⁴⁾, 우리나라에서는 그보다는 기업별 노사관계의 전통을 감안할 필요가 있기 때문에 종업원수를 선택하였다.

여성 종업원수 비중이 높을수록 파업확률이 떨어진다는 것은 Gramm(1986)을 비롯하여 다수의 연구들에서 도출된 것으로서 여성들이 경영진에 공감하기 쉽고, 덜 전투적일 뿐 아니라 이직 성향이 높아 조직력을 발휘하기 어렵다는 사정을 감안하여 음의 부호로 가설을 설정하였다. 연령에 대해서는 Godard(1992)가 30세 이상 여부를 기준으로 통제변수로 사용하였는데, 다른 일자리를 찾을 가능성이 낮다는 점에서 파업에 대해서는 음의 부호를 갖는다고 가정한다. 제조업은 우리나라 노조의 주력으로서 파업성향이 높다고 볼 수 있을 것이다. 해외의 기존 연구에서는 사용자의 시장지위와 관련한 여러 변수를 고려하고 있는데, 우리나라 맥락에서는 시장점유율(Cousineau & Lacroix, 1986)이나 수직적 집중도(Godard, 1992) 등의 대리변수로 개별 여부를 설정하는 것이 더욱 적절하다고 보았다. 재벌의 경우 시장지배적 사업자일 가능성이 높고, 계열사들의 도움 등으로 파업을 회피할 여력이 충분하다고 판단되어 음의 부호로 가설을 설정하였다.

기술 관련 변수로서 많은 연구자들이 자본장비율, 즉 인당유형자산을 독립변수로 고려하는데, Godard(1992)의 설명이 가장 설득력이 있다고 보아 역U자형 가설을 설정하였다⁵⁾. 이는 산업사회학 등의 연구성과에 기반한 것인데, 자동화 기기 등이 도입되는 초기에는 노사간에 노력 수준에 대한 갈등이 점점 높아지다가, 임계점을 넘어설 경우 오히려 작업이 수월해지고, 시스템 조정노동자로서 새로운 숙련을 습득할 기회를 가지며, 또한 사용자로서도 파업시 기술자로 대체근무를 하기 용이하기 때문에 다시 파업확률이 낮아진다고 본다. 이와 유사한 변수로서 교대제 변수를 집어넣었는데, 이는 자본장비율과 무관하게 생활리듬의 불규칙성과 가정생활의 피폐함 등을 고려해야하기 때문이다.

시장 환경과 관련하여 수출비중과 내수경쟁 정도를 고려하였는데, 수출비중이 높을 경우 파업시 사용자에 피해가 가서 노조의 교섭력이 높아지지만, 반대로 시장과 고용기회를 아예 잃어버릴 가능성이 높아지기 때문에 기존 연구에서도 음의 부호로 나타난 경우가 많았다. 그러나 내수 경쟁의 경우 일정한 고객층을 형성하고 있을 경우, 더욱이 같은 업종에서 조직력이 높고⁶⁾ 연대 행동이 이루어질 경우 파업으로 인한 손실이 노사 모두에게 적을 것이기 때문에 파업에 대해 양의 부호를 나타낼 것이다⁷⁾. 구조변수 중 마지막으로 매출액 증가율을 고려하였는데, 여기서는 2005/2004, 2006/2005

4) 예를 들어 Cousineau & Lacroix(1986)과 Gramm(1986)의 분석결과에 의하면 교섭단위의 근로자수는 파업 발생에 유의한 양의 영향을 미친다. 마찬가지로 Campolieti. et al.(2005)은 소규모 교섭단위일수록 파업발생 확률은 낮아지는 결과를 보여주었는데, 흥미로운 것은 소규모 교섭단위의 경우 파업지속기간은 길어진다는 점이다.

5) 이와는 달리 Gramm(1986)의 경우는 총비용에서 차지하는 인건비 비중을 통하여 자본장비율이 높을수록 파업확률이 떨어진다는 선형관계를 분석결과로 보여주고 있다. 만약 이것이 우리나라에서도 타당하다면 제품가격의 계수값은 유의하지 않을 것이며, 1차항의 계수값은 유의한 음의 값을 가질 것이다.

6) Gramm(1986)의 분석결과 산업별 조직력이 높을 경우 파업발생 확률은 높아진다. 본고는 자료의 한계상 산업별 조직력을 감안하지 못하였다.

두 증가율을 단순 평균하여 변수화하였다. Gramm(1986)에 의하면 주문량이 증가하고 있을 시기에는 파업확률이 떨어진다. 이는 매출액 증가율이 높을 경우 파업으로 인한 기회 손실이 노사 모두에게 크다는 것을 의미하는데, 따라서 본고도 매출액 증가율에 대해 음의 부호를 가정한다.

<표 2> 파업 결정의 구조변수(통제변수)와 가설 설정

변수명	평균	표준편차	가설
로그 종업원수(07)	5.083	3.778	규모가 클수록 비인격적, 대면기회 적어 불만 제고(+)
여성종업원비중(07)	0.170	0.632	경영진에 동정적(-)
연령구성 (07, 6구간 측정)	4.137	2.591	연령 높을수록 대안적 일자리 줄어들어(-)
산업터미(제조업=1)(07)	0.308	1.515	제조업은 노조 조직에 보다 유리하고 전투적(+)
재벌 여부(07, 0,1변수)	0.116	1.052	재벌은 시장지배적 사업자 가능성 높음, 파업 회피 여력 보유(-)
자본장비율(07)	4.140	5.569	로그인당유형자산으로 표현된 자본장비율은 파업에 대해 역U자형
자본장비율제곱	20.208	46.026	
교대제(07, 0,1변수)	0.610	1.600	교대제는 기피노동, 불만 높음(+)
수출비중(07, %)	8.324	62.021	해외경쟁은 파업에 불리한 환경(-)
내수경쟁정도 (07, 5점척도)	3.787	3.501	내수경쟁은 산업내 조직률이 높을 경우 파업유발적(+)
매출액증가율 (04~06 평균, %)	109.0	98.8	매출액 증가율 높으면 기회 손실이 노사 모두에게 큼(-)

이상의 구조적인 변수들은 대개 주어진 것으로서, 구조와 환경이 곧 파업을 결정하지는 않는다. 파업에 이르기 위해서는 노사의 구체적인 전략적 선택이 중요하다고 보는데, 그것은 Kochan, Katz & McKersie(1986)의 전통에 따른다. 특히 Godard(1992)가 채택하고 있는 사용자 전략의 두 변수는 대단히 중요한데, 하나는 작업장내 자율성이고, 다른 하나는 전향적 관행(progressive practice)이다. 이를 위해 Godard는 각각 7개와 12개 아이템을 지수화하였는데, 본고에서는 우리나라 사정에 적용하기 위하여 조성재(2009)에서 사용된 작업장 혁신 관련 변수를 사용한다. 자율성은 작업속도, 작업방법 등의 재량권과 더불어 공정 및 작업조직 재편에 대한 관여 정도를 고려한 지수이며, 린 방식 적용은 일본형 린 생산방식과 관련한 개별 기법 8가지 중 다섯 가지 이상을 채택한 경우로 상정하였다. 고성과작업관행 혹은 인사전략이 노사관계에 긍정적인 영향을 미친다는 이정현(2005), 노병직·김동배(2002) 등의 연구를 참조하여 파업확률에 음의 부호를 나타낼 것으로 가설을 설정하였다.

다음으로 기업별 노조인 경우는 평균 53.6%의 분포를 보이는데, 이는 2007년 정부 공식통계

7) 이와는 달리 Cousineau & Lacroix(1986)은 내수 중심 사업체의 경우 파업발생 확률이 떨어진다는 것을 보였기 때문에 어느 분석이 우리나라 실정에 더 맞는지를 점검해볼 것이다.

48.7%를 약간 상회한다. 기업별 노조의 경우 2001년과 2006년경의 산별 노조 전환 도미노 현상에도 불구하고 여전히 기업별 조직형태를 고수하고 있는 경우로서 기업단위 정보를 풍부히 갖고 있는 등의 요인으로 사용자와의 협력 가능성이 높아 파업에 대해 음의 부호로 가설을 설정하였다. 계파 존재는 노조 내부의 정치적 역학관계 혹은 경합관계가 존재한다는 것으로서 여러 연구들에서 변수로 고려한 바 있다(Kaufman, 1982). 집행부 입장에서 상대 계파를 의식하여 보다 파업지향적이 될 가능성이 높기 때문에 양의 부호를 가정하였다⁸⁾. 내부 조직률은 조직대상 종업원 가운데 몇 퍼센트가 노조에 가입해있는가를 나타내는데, 당연히 조직률이 높을수록 조직적 파워가 커지므로 노조의 파업성향은 높아질 것으로 가정된다.

이직률은 집단적 목소리 효과로서의 파업에 대체되는 것으로서 Freeman & Medoff(1984) 이후 고전적인 대척점에 서있다. 즉 조합원들이 불만을 갖고 있더라도 쉽게 이직을 선택한다면 파업은 성사되기 어려울 것이다. 따라서 음의 부호를 상정한다.

민주노총은 정부 공식통계상 파업의 86.2%(2006년 기준)를 차지하고 있다. 또한 유범상(2005)의 연구에 따르면 이념적으로 변혁적, 혹은 사회개혁적 노조주의를 채택하면서 행태상 전투성을 중시하기 때문에 파업에 유의한 양의 영향을 미칠 것으로 가정되었다. 더욱이 최근 수년간의 경향은 파업을 유발할 정도로 사용자의 노무관리가 노조 적대적일 경우 민주노총 산하로 편입되는 경우도 나타나기 때문에 파업확률을 더욱 높일 것으로 추측된다.

<표 3> 파업결정의 노사 주체 변수와 가설 설정

변수명	평균	표준편차	가설
작업 자율성(지수, 07)	0.203	1.319	작업자 자율성이 높을 경우 일상 작업의 불만도 낮음(-)
린 방식 적용(지수, 07)	0.155	1.187	사용자의 선진적 기법 도입으로 불만도 낮음(-)
기업별 노조(07)	0.536	1.636	기존 전통 고수, 기업단위 협력 추구(-)
계파 존재(07)	0.129	1.101	노조 내부 정치로 인한 파업 유발 효과(+)
내부 조직률(07)	79.9	101.3	[조합원수/조직대상 종업원수] 높을수록 조직력과 교섭력 높음(+)
이직률(05)	0.125	0.534	집단적 목소리를 내기보다 개인적으로 이직을 선택(-)
민주노총 더미(07)	0.281	1.475	계급적 이념, 전투성 강함(+)

한편 노사관계란 기존 관행과 의식의 연장선상에 있기 때문에 파업 역시 기존 노사관계의 영향을 강하게 받을 것으로 가정할 수 있다. 사측이 노조 가입을 방해한다고 노조가 인식할 경우 노사간의 적대적 분위기로 인하여 파업 확률은 높아질 것이다. 또한 기존 단체교섭에서 노사가 신뢰에 기반하여 협상이 이루어졌다고 인식하는 정도를 사업체패널에서는 노사 각각에게 설문하고 있는데, 5점 척도의 점수차가 클수록 노사간의 인식 괴리가 크다고 볼 수 있기 때문에 양의 부호로 가정하

8) 우리나라처럼 기업별 노조 혹은 지부 내부의 계파에 대한 연구는 아니지만, Akkerman(2008)은 유럽 7개국 사례를 통하여 복수노조간 요구수준 높이기 경쟁이 파업 가능성을 높임을 실증하여 보여준 바 있다.

였다. 기존 파업경험은 서구의 연구에서는 많은 경우 금욕효과(teetotaler effect)로 인하여 파업 확률을 낮추는 것으로 나타난다(Campolieti. et al., 2005). 반면 조준모·김기승(2006)의 경우는 이력효과(hysteresis effect)로 인하여 우리나라는 파업이 반복적으로 발생한다고 보고하고 있다. 조준모·김기승(2006)의 경우 본고에서와 같이 다양한 횡단면 변수들을 고려하고 있지 못하기 때문에 여기서는 서구의 기존 연구에 따라 음의 부호를 갖는다고 가정한다. 다음으로 중요한 가격변수로서 기존 타결임금인상률을 고려하였다. 시계열자료가 아니기 때문에 실질임금률을 고려할 필요는 없는데⁹⁾, 다른 사업장과 비교하여 임금인상률이 높을 경우 파업 확률이 낮아진다고 보는 것이 합리적일 것이다.

<표 4> 파업결정의 기존 관계 변수 및 정보 변수와 가설

변수명	평균	표준편차	가설
사측노조가입방해 (05, 4점척도)	1.810	1.793	사측이 노조 적대적이라고 인식할수록 노조는 전투적(+)
신뢰협상노사인식차 (05, -4~4)	0.492	1.961	단체교섭의 신뢰 분위기에 대한 노사 인식차 클수록 갈등적(+)
파업경험(05)	0.094	0.920	파업경험은 금욕효과 발생(-)
타결임금인상률(05, %)	3.162	11.818	과거 인상률 높으면 신뢰도 높음(-)
내부 정보공유 (05, 0,1 변수)	0.772	1.376	정보 공유 잘되면 덜 갈등적(-)
공공정보·교류 (07, 0,1 변수)	0.851	1.167	사용자가 외부 정보 활용할수록 노조 이해도 제고와 대응전략 고도화(-)
사적정보·교류 (07, 0,1변수)	0.604	1.604	

이상의 논의는 구조와 행태에 대한 노사관계학과 제도경제학, 사회학 등의 연구성과에 기반한 것이지만, 신고전과 경제학의 최대 공헌은 정보의 중요성을 강조했다라는 점에 있을 것이다. 정보가 완전하다면 구조와 행태에 대해 노사 모두 정확한 예측을 할 것이며, 따라서 희스가 언급했듯이 파업은 단지 ‘사고’로 나타날 뿐일 것이다. 파업이 일정한 경향성을 띤다는 점을 고려하면 희스의 논의는 지나친 측면이 있으나, 이후 전개된 논의는 역시 정보의 중요성을 강조하는 것이었다. 결국 재고나 시장수요의 변동에 대해 노조측이 정확한 정보를 갖지 못해 파업이 발생한다는 것인데 (Cousineau & Lacroix, 1986), 그것을 온전히 수용하기보다는 정보의 가치를 인정한다는 차원에서 정보 변수들을 고려하되, 본 분석에 적합하도록 일정한 수정을 가하였다. 우선 내부 정보가 중요한데, 노와 사 각각에게 정보교환이 잘 이루어지는가에 대해 설문한 결과 노사 모두 보통 이상으로 응답한 경우를 정보공유가 잘 되는 것으로 간주하여 1점, 그렇지 않으면 0점을 부여하였다. 다음으로 외부 정보의 경우 노측은 이미 노조 관련 변수에 감안되었다고 보고, 사용자의 경우만을 측정하였다. <표 5>에서 볼 수 있듯이 공공정보나 교류는 정부나 노사 단체의 정보를 활용하고, 또는

9) 임금인상률이 높을 경우 인플레이션을 상쇄하여 실질임금을 유지하게 될 것이다. Gramm(1986)은 명목임금 인상률이 인플레이션을 커버할 경우 파업확률은 떨어짐을 보여주었다.

노무관리자 모임에 참여하는 경우로서 어느 하나라도 “예”라고 응답한 경우 1로 처리하였다. 또한 사적정보나 컨설팅은 노무법인 등에 대한 의존을 나타내는 것으로서 역시 7개 항목 중에 하나라도 “예”라고 응답할 경우 1로 처리하였다.

<표 5> 노사관계 관련 정보수집 활용방식(복수응답)

항목	공사분류	평균	표준편차
1. 정부기관 및 국책연구소	공공	0.296	0.457
2. 경영자단체	공공	0.275	0.446
3. 컨설팅회사	사적	0.070	0.254
4. 노무관리자모임(전국)	공공	0.122	0.328
5. 노무관리자모임(지역)	공공	0.207	0.405
6. 노무관리자모임(업종)	공공	0.191	0.393
7. 대학 등 교육기관 연수	사적	0.058	0.234
8. 노무법인	사적	0.380	0.485
9. 우수기업 벤치마킹	사적	0.106	0.307
10. 전문가 자문	사적	0.214	0.410
11. 관계사 노무관리자모임	공공	0.222	0.416
12. 노동단체	공공	0.275	0.447
13. 민간 관련 연구소	사적	0.033	0.179
14. 기타	사적	0.023	0.150

IV. 분석결과

1. 자료

본고에서는 이미 언급한 바와 같이 WPS 2005와 2007을 결합하여 사용하였는데, 동일한 아이디어로 연결한 표본수는 1,426개이다. 이 중 유노조 표본은 589개¹⁰⁾인데, 2007년 파업 유무와 관련하여 결측치를 제외하고 524개 표본을 사용하였다. 본고에서는 횡단면 분석을 수행하지만, 자료의 성격상 패널 가중치를 적용하여 5,628개 사업체를 분석한 효과를 갖는다¹¹⁾. 분석은 연구방향에서 제시한 대로 구조변수(통제변수), 노사 주체변수, 기존(노사) 관계 변수, 그리고 정보 변수로 나누어 순차적으로 모델 4개를 구성하였다. 자료를 정리한 결과 모델에 따라 파업발생비율은 5.05~5.13%로서 앞서 <표 1>에서 도출된 3.84%보다 높게 나타났다. 이는 일정하게 선택 편의(selection bias)가

10) 이로부터 패널 자료의 사업체 노조 조직률은 41.3%임을 알 수 있는데, 이는 우리나라에서 사업체가 클수록 노조 조직률이 높다는 사실과 부합하는 결과이다.

11) 공식통계상 우리나라의 노동조합수는 2006년 5,889개, 2007년 5,099개이다. 이로써 패널 가중치의 적합성과 유용성을 확인하게 된다.

발생했다는 것을 의미하지만, 그 폭이 크지 않다고 판단하였다. 더욱이 가중치 적용 파업발생건수 145~163건은 2007년 정부공식통계인 115건에 비하여 다소 많지만, 노동부 통계작성 기준이 2006년부터 산별 파업을 한 건으로 계상하는 방법으로 축소 조정¹²⁾된 것을 감안하면 적절한 수준인 것으로 간주할 수 있을 것이다. 즉 이 자료가 사업체단위의 자료임을 감안할 필요가 있을 것이다. 종합적으로 보았을 때 파업에 참여하지 않은 업체가 결측치로 포함되었을 가능성이 높기 때문에 이하의 분석 결과에서 파업발생확률이 다소 과대평가될 가능성이 있다는 점에 유의할 필요가 있을 것이다.

<표 6> 모델별 표본수와 파업발생률

항목	모델1	모델2	모델3	모델4
유효 관측치수	524	524	524	524
사용된 표본수	343	343	314	314
가중치적용 관측치수	5,628	5,628	5,628	5,628
가중치적용 표본수	3,230	3,230	2,831	2,831
파업발생건수	20	20	19	19
(가중치적용)	163	163	145	145
미발생	323	323	295	295
(가중치적용)	3067	3067	2685	2685
파업발생률(%)	5.05	5.05	5.13	5.13

2. 파업발생 여부 결정요인 분석 결과

파업발생 여부에 대해 로지스틱 분석을 독립변수 집단별로 순차적으로 전개한 결과가 <표 7>에 나타나 있다. 모델1은 구조변수(통제변수)만을 독립변수로 넣었을 때이며, 여기에 모델2는 노사 주체의 전략과 특성을, 모델3은 기존 노사관계 관행과 결과를, 모델4는 정보 관련 변수를 순차적으로 추가해서 넣은 결과를 보여주고 있다. 일단 4개 모델이 모두 유의성을 확보한 가운데, 우도비(likelihood ratio)는 독립변수가 추가되면서 높아지고, -2LL은 낮아지고 있기 때문에 이러한 위계적, 순차적 분석 방법이 적절하고, 또 추가되는 독립변수들의 설명력이 높다는 것을 나타내고 있다.

구조변수들의 추정결과를 보면 우선 로그종업원수의 경우 기존 연구 및 본고의 가설과 같이 4개 모델 모두에서 유의한 양의 값을 나타냈다. 또한 매우 흥미로운 것은 변수가 추가될수록 승수비(Odds Ratio)가 점점 높아지고 있는 점이다. 이는 파업과 관련한 많은 변수들을 고려할수록 오히려 종업원수 규모의 중요도가 상승함을 의미한다. 따라서 향후에도 파업과 관련하여 종업원수는 필수적으로 고려해야만 할 것이다.

12) 예를 들어 2005년과 2006년의 경우 과거 기준 파업건수는 287건과 253건이었는데, 여러 사업장의 산별 파업을 한 건으로 계상하면서 이 수치가 각각 181건과 138건으로 줄어들었다. 2007년의 과거 기준 통계는 작성되지 않았다.

여성비중의 경우 모델1에서 구조만을 고려했을 때는 가설과 마찬가지로 유의한 음의 값을 나타냈으나, 모델이 복잡해질수록 유의도가 현저히 떨어지는 것으로 나타났다. 이는 사업체 종업원수 구조보다는 보다 다양한 전략 및 노사관계 특성이 작용한다는 것을 입증해주는 것임과 동시에 여성 비중이 높은 것이 반드시 파업발생 확률을 낮추는 것은 아니라는 점을 시사한다. 연령구성 역시 모델1에서 모델4로 가면서 유의성을 상실하였으며, 더욱이 모델1에서도 가설과 달리 계수가 양의 값을 나타냈다. 이는 우리나라에서 연령구성이 덜 중요할 가능성을 제기하는 것이다.

본 연구에서 산업은 표본수가 작아 제조업과 비제조업으로만 구분하였는데, 비제조업을 베이스로 한 제조업 변수의 계수값은 모델1과 2에서는 음의 값을 나타내다가, 모델 3과 4에서는 양의 값으로 돌아섰다. 이는 노사관계와 관련하여 구조보다 전략과 행위가 더욱 중요하다는 사실을 보여주는 또 다른 결과로 해석된다. 더욱이 모델4에 이르면 승수비가 모든 변수들 가운데 가장 높은 299.3에 달하고 있다. 이는 그만큼 제조업의 파업친화성이 크다는 것을 입증해주는 결과인 것으로 보인다.

재벌여부는 가설에서 설명한 바와 같이 시장구조 특성을 잘 보여줄 수 있는 변수로 간주되어 삽입되었다. 모델 1에서 구조변수로서는 설명력이 없는 것으로 나타났으나, 산업더미와 마찬가지로 모델이 거듭되면서 설명력은 더욱 확연해지고 있다. 가설과 마찬가지로 음의 부호를 나타내, 양호한 시장지위와 지불능력을 토대로 산업평화를 살 수 있는 여력이 있는 것으로 풀이된다.

로그유형자산으로 계측된 자본장비율은 본 분석의 독립변수들 가운데서도 매우 주목할 만한 결과를 보여주고 있다. 모델 4개에서 모두 자본장비율과 그 제공항의 계수값이 유의했을 뿐 아니라 2차 함수의 꼭지점이 표본의 평균값에 근사하고 있다(모델1과 모델4). 따라서 자본장비율이 평균값에 이를 때까지는 파업확률이 높아지다가, 평균값 이상으로 자본장비율이 높아지면 다시 파업확률이 떨어진다는 것을 의미한다. 결국 가설에서 설명한 바와 같이 자동화 기기나 IT 장비가 도입되는 초창기에는 기존 작업관행 및 노동강도 표준과의 마찰이 일어나 파업발생 가능성을 높이지만, 자동화나 정보화 수준이 매우 높아지면, 오히려 작업 편의성이 제고되고 사용자의 기술적 통제기 완성되어 파업발생 가능성을 낮추게 된다. 이는 자동화나 IT화 추진시 작업장내 근로자들의 노력수준(work effort level)과 관련한 세밀한 접근이 요구된다는 것을 시사한다. 교대제는 수당으로 인한 고임금 가능성에도 불구하고 역시 근로생활의 질과 관련하여 불만을 누적시키는 요인이기 때문에 파업발생 가능성을 높이는 것으로 4개 모델에서 모두 확인되었다.

시장 환경 관련 변수로서 수출비중을 독립변수로 하여 추정해보았는데, 가설대로 유의한 음의 값을 나타냈다. 이는 국제경쟁에 노출되어 있는 사업체일수록 파업에 취약하다는 상식을 확인시켜주는 결과이다. 그러나 내수경쟁이 심한 것에 대해서는 유의한 양의 값을 나타냈는데, 이는 가설에서 설명한 바와 같이 국내에서 일정한 브랜드 파워를 갖고 있거나, 경쟁기업에도 노조가 조직되어 있는 경우 파업으로 인한 피해가 수출에 비해 크지 않을 가능성을 노사가 모두 감안하고 있음을 시사한다. 다만 모델4에 이르러 유의도와 승수비가 떨어진 것은 국내경쟁의 정도가 파업발생 여부에서 상대적으로 큰 중요성을 갖는 것은 아니라는 점 또한 시사해주는 결과이다.

시장환경과 별도로 해당기업의 매출액 증가율이 미치는 영향은 어떠한 것인가? 2004~2006년 기

간의 평균 증가율에 대해 2007년 파업발생확률은 가설과는 달리 미소하게나마 양의 값으로 나타났다. 유의도가 다른 변수에 비해 낮은 편이지만, 독립변수가 %로 측정되었기 때문에 승수비가 낮은 것 자체가 이 변수의 유효성을 저평가하는 것은 아니다. 유의한 양의 계수값이 나타난 것은 매출액 증가율이 높을 경우 근로자들의 기대 심리는 높아지지만, 이익을 중심으로 사고하는 사용자의 경우는 임금인상 요구 등을 수용하기 어렵다는 사정 때문인 것으로 풀이된다.

다음으로 노사 주체의 특성 및 전략 변수들의 추정 결과를 살펴보기로 하자. 먼저 작업자 자율성의 경우 노동과정상의 불만 정도를 낮출 뿐 아니라 파업으로 가지 않고도 태업이나 준법투쟁 방식으로 충분히 사용자에게 보복을 할 수 있는 수단들을 갖게 된다. 최근에는 작업자의 재량권이 창의성으로 연결된다는 고성과작업 관행과 관련하여 매우 중요한 지표이다. 이 변수는 예상대로 파업확률을 크게 낮추는 것으로 나타났다. 모델2보다 모델3와 4의 유의도가 다소 떨어졌으나, 승수비는 0.19에서 0.02로 더욱 낮아졌다. 다시 말해서 파업발생 가능성을 현저히 낮추는 효과가 뛰어나다는 점이다. 이는 린 방식 기법들의 도입이 많을 경우에도 유사한 결과를 나타냈는데, 이 경우에는 모델3에서 승수비가 가장 낮았다. 이 두 변수로부터 사용자가 고성과작업시스템 전략을 추진할 경우 작업장 혁신의 성공 여부와 무관하게 확실히 파업확률을 낮춘다고 볼 수 있을 것이다.

이제 노조 특성에 대해서 알아보자. 노조 조직형태에서 기업별 노조는 현재 우리나라에서 절반 정도를 차지하고 있는데, 가설대로 유의한 음의 부호를 나타냈으며, 승수비도 매우 낮은 수치를 보였다. 이로써 기업별 노조의 경우 기업 사정을 보다 많이 반영한 노사관계가 전개될 가능성이 높으며, 믿을만한 경영정보를 확보한 상태에서 노사 협력, 혹은 담합의 가능성이 높아진다고 볼 수 있을 것이다¹³⁾. 계파의 존재, 다시 말해서 노조 내부에 경쟁적 정치행위가 존재할 경우에 기존 연구들은 파업발생 가능성을 높인다고 보았는데, 우리나라의 경우는 어떠한지를 살펴보자. 분석 결과 모델2에서는 유의하지 않았으나, 모델 4에서는 0.1% 수준에서 유의할 뿐 아니라 승수비가 무려 41.1에 달하는 것으로 나타났다. 이는 다른 변수들을 함께 고려할 때 계파의 존재는 파업에 매우 커다란 영향을 미친다는 것을 의미한다. 결국 노조 내부에 도전 조직이 있을 경우 조합원을 의식하여 선명성 경쟁에 나설 수밖에 없고, 이것이 파업으로 이어질 확률이 매우 높다는 것이다. 이는 수많은 파업 사례에서 보아왔던 바와 일치하는 결과이다.

노조 조직력을 나타내는 변수로서 기업내 조직률을 고려하였는데, 조직대상 근로자 중 가입자 비율이 높을수록 확실히 파업가능성을 높이는 것으로 나타났다. 이는 사업장 내 대체근로 등이 불가능하여 파업의 위력이 커지며, 파업이탈자가 설 입지가 적어지기 때문에 파업의 충분조건으로서의 조직력이 충족된다는 사실을 배경으로 한다.

13) 그러나 이것이 기업별 노조 시스템이 바람직하다는 것을 의미하지는 않는다. 본 분석의 결과는 단지 다른 변수들을 통제했을 때 기업별 조직이 파업발생 확률을 낮춘다는 사실만을 의미한다.

<표 7> 파업발생 여부에 대한 로지스틱 회귀분석 결과

변수	모델1			모델2			모델3			모델4		
	계수값	유의도	승수비	계수값	유의도	승수비	계수값	유의도	승수비	계수값	유의도	승수비
절편	-34.86	***		-33.11	***		-46.06	***		-42.64	***	
로그종업원수	0.33	***	1.40	0.52	***	1.68	0.71	**	2.02	0.97	***	2.64
여성비중	-1.80	***	0.17	1.91	#	6.73	0.90		2.47	1.67		5.32
연령구성	0.88	***	2.42	0.12		1.13	-0.64		0.53	-0.55		0.58
제조업	-2.02	***	0.13	-1.50	***	0.22	3.47	***	31.98	5.70	***	299.29
재벌여부	-0.08		0.93	-1.55	***	0.21	-1.98	**	0.14	-3.04	***	0.05
자본장비율	8.64	***		5.09	***		5.99	***		8.95	**	
자본장비율**2	-0.81	***		-0.45	***		-0.70	***		-0.98	***	
교대제	1.77	***	5.89	0.67	#	1.95	2.35	***	10.51	1.66	**	5.27
수출비중	0.01	*	1.01	0.01		1.01	-0.06	***	0.95	-0.05	***	0.95
내수경쟁	0.77	***	2.16	1.60	***	4.95	1.35	**	3.85	0.79	#	2.20
매출액증가율	0.01	*	1.01	0.02	*	1.02	0.04	***	1.04	0.03	*	1.03
자율성				-1.64	***	0.19	-3.83	**	0.02	-3.78	*	0.02
린 방식 적용				-1.86	***	0.16	-4.09	***	0.02	-1.88	*	0.15
기업별노조				-3.57	***	0.03	-1.75	**	0.17	-1.99	**	0.14
계파존재				0.52		1.67	1.33	#	3.79	3.72	***	41.09
기업내조직률				0.07	***	1.07	0.14	***	1.15	0.13	***	1.14
이직률				-40.56	***	<0.001	-39.07	***	<0.001	-49.44	***	<0.001
민주노총더미				2.58	***	13.24	5.95	***	382.37	5.00	***	148.71
사측노조방해							2.62	***	13.78	2.49	***	12.02
신뢰협상인식차							1.21	***	3.35	0.19		1.21
05년파업							2.68	***	14.56	1.58	*	4.83
05년인상률							-0.70	***	0.50	-0.81	***	0.44
노사정보교환										-3.49	***	0.03
공공정보										-3.03	**	0.05
사적정보										-3.74	***	0.02
-2 Log L	948.58			531.37			248.66			203.01		
Likelihood Ratio	343.75	***		760.96	***		896.70	***		942.34	***	

주 : *** 0.1%, ** 1%, * 5%, # 10% 수준에서 유의

한편 이직률은 집단적 목소리(voice)가 아닌 개인적 탈출(exit) 전략을 측정하는 유효한 변수이다. 예상대로 이직률이 높을 경우 승수비가 매우 낮은 데서 알 수 있듯이 파업확률은 현저히 떨어지는 것으로 나타났다. 이로써 파업이 부정적인 것만은 아니며, 집단적 목소리 효과를 적절히 활용할 경우 충성도와 숙련 인력 유지에 긍정적인 영향을 미칠 것이라는 Freeman & Medoff(1984)의 고전적 주장을 확인시켜준다¹⁴⁾.

노조 관련 변수 중 마지막으로 민주노총 더미의 분석 결과를 살펴보자. 민주노총은 이념이나 운동방식에서 확실히 한국노총과 성격을 달리하며, 전투성을 앞세우기 때문에 파업유발적인 변수라고 가정되었다. 분석 결과 예상대로 유의한 양의 값을 나타냈으며, 승수비도 각 모델에서 매우 높게 나타났다. 노사관계의 여러 목표 중 산업평화 측면에서는 확실히 민주노총은 부정적 영향을 끼치고 있는 것으로 보이며, 따라서 사회적 대화를 발전시켜 다른 방식의 갈등 해소 방안을 마련할 필요가 있다고 할 것이다.

모델3에는 이상의 구조변수와 노사 주체 변수 이외에 기존 관행과 교섭 결과들이 새로운 변수로 추가되었다. 노사관계라는 것이 일정한 경로의존성을 띠기 때문에 기존 노사관계가 협력적일 경우 파업 발생 확률이 낮아지는 것으로 가정된 데 따른 것이다. 사측노조가입방해, 신뢰협상인식차 모두 2005년 자료에서 추출되었는데, 예상대로 유의한 양의 부호를 나타냈다. 그러나 신뢰협상 노사인식차는 모델4에서 유의성을 상실하였는데, 이보다는 구체적으로 사측이 노조가입 등 노조활동을 방해한다고 노측이 인식하는 것이 훨씬 중요한 것으로 나타났다. 05년 파업여부는 유의한 양의 부호를 나타내 경합하는 가설 중 이력효과(hysteresis effect)가 우리나라에서는 더 유효한 것으로 나타났다. 이는 결국 반복파업의 가능성이 높다는 것을 의미하기 때문에 파업이 발생한 사업장에 대한 지속적인 관심과 배려가 필요하다는 것을 함의하고 있다. 다음으로 05년 임금인상률이 높을수록 07년의 파업확률을 낮추는 것으로 확인되었다. 이는 사용자의 관대함에 대한 노측의 평가와 인식이 제고되었기 때문일 것이다. 다른 한편으로 높은 인상률을 통하여 평화를 살 만큼 지불능력이 있거나 인력관리를 중시하는 사업장일 가능성이 있다.

마지막으로 모델 4에서는 정보 관련 변수들을 포함하였다. 우선 사업체 내부의 노사간 정보교환이 잘 될 경우 예상대로 파업확률을 크게 낮추는 것으로 확인되었다. 이로써 정보의 중요성을 재삼 확인하게 되며, 노사간의 일상적이고 진솔한 커뮤니케이션이 파업 예방에서 대단히 중요하다는 평범한 사실을 거듭 강조할 필요가 있을 것이다.

상급단체와 연락관계가 빈번한 노조측에 비하여 우리나라의 경우는 사용자들이 정부의존적인 노사관계 전략을 취한 경우가 많았다. 따라서 이와는 다른 행태로서 사용자들이 스스로 외부의 정보 활용에 대해 적극적인 태도를 취하는가의 여부가 파업에 영향을 미칠 것으로 가정되어 변수로 두 개가 삽입되었다. 공공정보와 사적정보는 특별한 구분 없이 둘 다 유의하게 음의 부호를 나타내 파업 가능성을 확실히 낮추는 것으로 나타났으며, 승수비는 사적정보가 더 작았다. 즉 사적정보 수

14) 이 모형에서 비정규직 비율을 통제하지 않았기 때문에 비정규직의 이직률이 높은 효과가 이런 결과를 낳았을 수도 있으나, 별도 분석 결과 비정규직 비율과 무관하게 이직률은 확실히 파업확률을 낮추는 것으로 확인되었다.

집에 열성적일수록 파업발생 가능성은 더 낮아진다고 볼 수 있다. 그러나 공공정보 역시 이에 못지않은 승수비를 나타냈기 때문에 정보수집 여력이 없는 기업들에 대해서는 특히 공공적 차원의 정보 제공 대책이 유효하다고 할 것이다.

그런데, 모델4와 관련해서는 특기할 만한 것이 있다. 신고전파 경제학의 논리에 따르면 정보 유통이 활성화될수록 상대방의 양보선 짐작이 수월하여 파업 가능성은 줄어들어야 하는데, 이를 달리 말하면 정보 변수가 들어가면서 여타 변수의 유의도나 승수비는 작아져야 타당하다. 모델4에서 보는 바와 같이 몇몇 변수의 유의도가 떨어졌으나, 오히려 올라간 변수도 있으며, 승수비의 변화도 일정하지 않다. 이로써 비대칭적 정보를 제거하는 것만으로 파업이 줄어드는 것은 아니며, 여타 구조적, 전략적, 주체적, 관계적 특성들을 함께 고려해야 한다는 시사점을 제공해주고 있다.

3. 파업지속기간 결정요인 분석 결과

파업발생 여부에 대한 이상의 로지스틱 분석 결과에 이어 파업지속일수에 대한 토빗분석 결과를 역시 4개의 모델로 구분하여 살펴보자. 아울러 <표 8>의 제일 오른쪽 열에는 파업발생 여부에 대한 종합모델인 모델4의 변수별 유의도가 참고로 게재되어 있다. 이 중 <>로 표시된 것은 계수값의 부호가 토빗분석 결과와 반대인 경우이다. <표 8>에서 볼 수 있는 바와 같이 독립변수군이 추가되면서 로그우도(Log Likelihood) 절대값과 시그마값이 떨어지고 있으며, 절편의 유의성이 확보된 가운데 역시 절대값이 떨어지고 있다¹⁵⁾. 이로써 모델의 적합성이 확보된 것으로 판단된다. 그러나 파업발생여부에 대한 로지스틱 분석에 비해서는 계수값의 유의도나 부호 방향이 모델별로 엇갈리고 있어서 모델의 안정성은 앞선 로짓 분석보다 떨어지는 것으로 보인다.

모델의 안정성이 떨어지기 때문에 해석이 조심스럽지만, 전반적으로 파업발생에 영향을 미치는 요인들이 파업지속일수에도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 종업원수는 파업발생확률을 높일 뿐 아니라 지속일수도 길게 하는 것으로 보인다. 여성 비중의 경우 파업발생에는 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났지만, 일단 파업이 일어나면 지속일수를 늘이는 효과가 확실한 것으로 보인다. 이로써 해외 연구와는 달리 우리나라의 경우 여성 조합원들의 전투성도 남성에게 못지않을 것임을 짐작해볼 수 있을 것이다. 연령구성의 경우도 로짓분석에서는 유의하지 않았으나, 토빗분석에서는 유의도도 높고 모델 6~8에서 모두 음의 부호를 나타내고 있다. 이로써 연령 구성이 높다는 것이 파업발생에 미치는 영향은 거의 없으나, 일단 파업이 발생하면 파업을 짧게 하는 효과가 큰 것으로 보인다. 제조업의 경우 부호와 유의성이 엇갈리고 있으나, 종합적으로 모델8에서는 파업기간도 길게 하는 요인인 것으로 나타났다. 재벌여부는 파업발생 가능성을 낮춘다는 것이 로짓분석 결과였으나, 토빗분석에서는 유의한 양의 값을 나타냈다. 이로써 재벌 사업장의 경우도 일단 파업이 발생하면 장기화되는 경향이 있다고 보아야 할 것이다. 자본장비비율과 그 제공은 토빗 모형에서도 모델별로 상당히 안정적인 결과를 보여주고 있는데, 로짓분석 결과와 마찬가지로 역U자형 가설을 입증해주었다.

15) 표본 가운데 파업지속일수가 365일이었던 것이 있었기 때문에 절편이 -507일인 것은 모델4가 상당한 정도로 파업지속일수를 설명하고 있다는 것을 함의한다.

이로써 자동화가 매우 높은 수준일 경우 기술직 등을 투입하여 파업을 무력화할 수 있음을 시사해 주고 있다. 교대제는 파업발생 확률과 마찬가지로 지속일수도 길게 하는 것으로 나타났다.

<표 8> 파업지속기간에 대한 토빗분석 결과

변수	모델5		모델6		모델7		모델8		모델4 발생확률 유의도
	계수값	유의도	계수값	유의도	계수값	유의도	계수값	유의도	
절편	-2648.94	***	-1301.11	***	-834.92	***	-507.30	***	***
로그중업원수	17.87	**	17.05	***	1.27		9.62	**	***
여성비중	12.52		125.02	***	129.97	***	238.45	***	
연령구성	24.75	**	-41.88	***	-54.51	***	-36.09	***	
산업더미(제조업=1)	-161.56	***	-77.61	***	18.85		71.57	***	***
제벌여부	41.05	**	-7.08		34.31	**	22.83	*	<***/->
자본장비율	731.49	***	211.96	**	172.76	**	86.22	***	**
자본장비율**2	-67.82	***	-19.32	**	-17.76	**	-8.28	***	***
교대제	154.69	***	41.13	**	58.97	***	49.87	***	**
수출비중	0.56	#	0.28		-0.59	**	-0.35	*	***
내수경쟁	36.92	***	44.55	***	-7.13		-11.53	*	<#/+>
매출액증가율	1.09	***	1.78	***	1.23	***	0.81	***	*
자율성			-43.93	**	-106.26	***	-78.21	***	*
린 방식 적용			-58.21	***	-74.25	***	-30.89	***	*
기업별노조			-124.17	***	-33.39	**	-6.14		**
계파존재			15.32		-3.89		38.16	***	***
기업내조직률			3.44	***	2.87	***	1.38	***	***
이직률			-1145.46	***	-807.87	***	-604.26	***	***
민주노총더미			139.97	***	146.03	***	135.12	***	***
사측노조망해					68.55	***	55.09	***	***
신뢰협상인식차					22.86	***	37.77	***	
05년파업					37.20	***	5.31		*
05년인상률					-17.06	***	-13.71	***	***
노사정보교환							5.36		<***/->
공공정보							-84.26	***	**
사적정보							-90.64	***	***
_Sigma	138.98	***	80.51	***	49.21	***	38.71	***	
Log Likelihood	-1325.0		-1096.0		-866.9		-812.7		

주: *** 0.1%, ** 1%, * 5% # 10% 수준에서 유의

시장환경과 관련하여 수출비중은 파업지속일수도 짧게 하는 효과가 있는 것으로 나타났는데, 내수경쟁의 정도는 로짓분석과는 달리 모델8에서 음의 부호를 나타냈다. 이는 여타 요인까지 모두 고려할 경우 내수경쟁이 심하면 파업지속일수는 줄어드는 효과가 있는 것으로 받아들여야 할 것이다. 다만, 유의도가 10% 수준에서만 확보되고 있기 때문에 제한적으로 해석할 필요가 있다. 또한 모델5와 6에서는 로짓분석과 마찬가지로 유의한 양의 부호를 나타낸 점도 유의적인 해석을 요구한다고 할 것이다. 한편 해당 사업체의 매출액증가율이 높을수록 파업기간도 길어지는 것으로 나타났다. 이는 파업발생확률에 대한 설명과 마찬가지로 역시 조합원들의 기대심리와 경영자의 이익중시 경향이 충돌하기 때문으로 풀이된다.

다음으로 노사 주체 변수들이 파업지속기간에 미친 영향에 대해 살펴보자. 자율성과 린 방식 적용은 예상대로 파업지속일수를 줄이는 것으로 나타났다. 이로써 고성과작업관행은 파업확률을 낮출 뿐만 아니라 파업이 일어나더라도 기간을 단축하는 효과가 있음을 알 수 있다. 기업별 노조는 모델8에서 유의성을 확보하지 못하였으며, 계파존재는 모델8에서 파업기간을 늘리는 것으로 가설과 부합한 결과를 얻었다¹⁶⁾. 이는 반대 세력으로 인하여 파업지도부가 쉽게 타협에 이르지 못하는 상황을 잘 설명해준다고 할 것이다. 기업내 조직률이 높으면 파업지속기간도 긴 것으로 나타나¹⁷⁾ 기업내 대체근무가 용이하지 않고 파업에서 이탈이 어려운 사정이 반영되고 있는 것으로 보인다. 이직률이 높은 것은 파업지속기간도 줄이는 것으로 확인되었으며, 민주노총 더미도 양의 유의한 값을 나타냈다.

기존 노사관계 관행 변수들 역시 가설 및 로짓분석 결과와 유사한 결과를 얻었으나, 신뢰협상에 대한 인식차가 클수록 파업발생에는 유의하지 않지만 파업기간이 길어진다는 것은 정보나 신뢰의 중요성을 확인시켜주는 결과이다. 05년 파업은 파업발생에는 영향을 미치지만 지속기간과는 무관한 것으로 나타났으며, 05년 임금인상률이 높은 것은 지속기간도 줄여주는 것으로 드러났다.

정보변수들 가운데 공공정보와 사적정보 모두 파업지속기간을 현저히 줄이는 효과가 있는 것으로 나타났으나, 노사간의 정보교환(05년 변수)은 지속일수와는 무관한 것으로 나타났다. 이는 일단 파업에 돌입할 경우 평상시의 정보 소통이 파업을 종료시키는 데 큰 도움이 되지 않으며, 앞선 신뢰협상에 대한 인식차에서 보았듯이 상대방의 교섭에 임하는 태도에 대한 평가가 더욱 중요하다는 것을 시사한다.

전반적으로 모델의 안정성이 떨어짐에도 불구하고 일관된 해석을 가능하게 함을 알 수 있었다. 그러나 모델4와 모델8을 비교해볼 경우 여성 비중, 연령구성, 재별 여부, 내수경쟁 정도, 기업별 노조, 신뢰협상 인식차, 05년 파업경험, 노사정보교환 등의 변수에서 유의도나 부호가 엇갈리는 현상을 관찰하였다. 이로써 파업발생과 무관하게 파업의 지속기간을 결정하는 요인들이 별도로 제시되고 관리될 필요가 있음을 알 수 있었다.

V. 맺음말

파업이 노사관계나 경제에서 차지하는 중요성에 비하여 파업 발생 요인을 규명하려는 연구는 그동안 거의 이루어지지 않았다. 그 요인 중 중요한 것은 적절한 자료를 찾기 어려웠다는 것인데, 본고는 한국노동연구원 사업체패널 2005와 2007을 연결하여 파업발생 여부 및 파업지속기간에 대한 로짓분석과 토빗분석을 실시하였다. 사업체패널 2005와 2007에 가중치를 활용하여 전국적 대표성을 검증한 결과 파업과 관련한 정부 공식통계와 유사한 수치들을 얻어 자료의 신뢰성이 높다는 것

16) 이와 유사한 것으로서 캐나다 온타리오주(1984~92) 자료를 대상으로 한 Campolieti. et al.(2005)에서는 복수의 교섭단위가 파업기간을 길게 하는 효과가 있음을 보여주고 있다.

17) Campolieti. et al.(2005)의 경우 노조의 연대와 응집력이 높을수록 파업지속기간이 길어짐을 실증하였다.

을 알 수 있었다.

노사관계 및 노조 활동 뿐 아니라 경영특성과 인사관리 등에 대한 풍부한 설문자료, 그리고 2회에 걸친 재무자료들을 활용하여 분석한 결과 본고에서 수립한 가설들의 대부분이 타당한 것으로 입증되었다. 이론적 기반과 관련하여 본고는 신고전파 경제학과 달리 행태주의적, 제도주의적, 조직-정치적 접근법을 취하였으며, 이에 따라 노사관계 관련 변수들을 다수 활용하였다. 이러한 접근법은 횡단면 분석을 통한 미시적 연구의 축적이 필요하다는 판단과 맞닿아있다.

독립변수들을 구조변수, 노사 주체변수, 기존 (노사) 관계변수, 그리고 정보변수로 나누어 그룹별로 순차적 로지스틱 분석과 토빗 분석을 실시한 결과 4가지 독립변수군 모두 파업발생 및 지속기간에 커다란 영향을 미침을 알 수 있었다. 종업원수가 많을수록, 그리고 제조업일 경우 파업발생 확률이 높은 것으로 나타났으며, 가장 흥미로운 것은 자본장비율이 파업에 미치는 영향이 역U자형을 보인 것이다. 이로써 기업들의 자동화, 기계화, IT화시 노사관계와 관련하여 고려해야 할 점을 도출할 수 있었다. 사용자의 고성과작업장 지향은 확실히 파업성향을 낮추는 것으로 나타났으며, 이직률이 높은 것은 집단적 목소리 효과로서의 파업과 정반대 방향의 영향을 미침을 확인하였다. 기존 노사관계 변수들 가운데 05년의 인상률은 07년 파업 확률을 낮추는 것으로 나타나, 당연히 가격변수도 중요함을 확인하였으며, 05년 파업은 07년 파업 발생 가능성을 높이는 것으로 나타났다. 이는 우리나라에서 파업의 이력효과가 보다 우세함을 보인 결과이다. 마지막으로 정보변수와 관련하여 내부 및 외부의 정보 수집과 소통이 파업 확률을 크게 낮춘다는 것을 알 수 있었으며, 따라서 공공정보의 제공 확대 등 정책적 시사점도 도출할 수 있었다. 그러나 정보 변수가 들어간다고 하여 기존 구조나 전략 변수들의 유의성이 낮아지는 않아 신고전파 경제학이 주장하듯이 정보만이 압도적으로 중요한 것은 아니며, 행태적, 심리적, 정치적, 제도적 변수들 역시 대단히 중요한 영향을 미친다고 결론지을 수 있을 것이다. 파업지속기간에 대한 토빗분석 결과도 유사한 결과들을 나타냈는데, 흥미로운 것은 여성비중이나 연령구성은 파업발생여부보다 파업지속기간에 더욱 유의한 영향을 미친다는 점이다. 아울러 재벌여부, 내수경쟁, 노사정보교환은 부호 자체가 바뀌는 양상을 보이기도 하였다. 그러나 로짓분석에 비하여 토빗분석의 경우 모델의 안정성이 다소 취약한 것으로 보여, 향후 추가적인 분석이 이루어질 필요가 있을 것이다.

본고가 제대로 삼은 바 있었던 Godard(1992)는 파업발생에 대한 로짓분석은 유의한 계수가 적고, 파업지속기간에 대한 토빗분석에서 유의한 계수가 많이 나타났으나, 본고는 이와는 달리 두가지 분석 모두 상당한 정도의 유효성을 확보하였다. 그러나 Gramm(1986)에서 유의하게 나타난 제품시장의 수요변동이나 기타 미국, 캐나다 등의 연구에서 집중적으로 고려한 지역실업률, 산업별 출하변동, 각 州별 제도적 환경 등은 고려되지 못하거나 고려할 필요가 없어서 삭제하였다. 본고는 오히려 우리나라 노사관계에 대한 기존 질적 연구들, 즉 풍부한 사례들을 참조하여 노조 및 노사관계 변수들을 창의적으로 탐색해보았으며, 그 결과 우리나라 실정에 보다 적합한 모델들을 구성할 수 있었다. 또한 실천적으로도 노, 사, 정에 모두 상당한 정도의 시사점을 도출할 수 있었으며, 특히 공공정보와 교류의 유효성을 확인하였다는 점에서, 그리고 기존에 우리나라 사용자들이 사회적 대화에 소극적이었다는 점에서 중앙 단위 뿐 아니라 지역별, 업종별 등 중범위 수준(meso-level)에

서의 대화, 참여, 소통에 보다 역점을 둘 필요가 있다는 정책적 시사점을 강조하고자 한다. 다만, 이상의 실천적 시사점은 산업평화를 중심으로 두었을 때의 논의이며, 여타 노사관계의 가치와 관련하여 또 다른 규범적 평가들도 가능할 수 있는 여지들을 열어두었다. 그러나 규범적 평가에 앞서서 일단 분석적 타당성을 확보할 필요가 있다는 것은 두 말 할 필요가 없을 것이다.

참고문헌

- 노병직·김동배(2002), “노사관계특성이 고성과 작업조직에 미치는 영향”, 한국인사관리학회, 『인사관리연구』, 제26집 3권, pp. 55~77
- 유범상(2005), 『한국의 노동운동 이념 : 이념의 과잉과 소통의 빈곤』, 한국노동연구원
- 이정현(2005), “고성과작업시스템이 노동조합의 활성화에 미치는 영향에 대한 탐색적 연구”, 『인사조직연구』, 제13권 3호, pp. 139~170
- 조성재(2009), “한국 작업장혁신의 현재와 발전과제”, 한국노동연구원 부설 고성과작업장혁신센터 주최 국제세미나, 『작업장혁신 현황과 발전방향에 관한 국제세미나』, 발표자료, 2009. 10. 29.
- 조준모·김기승(2006), “노동조합의 파업이 기업성장에 미치는 효과에 관한 동태적 분석 - 패널자료 분석”, 한국경제연구학회, 『한국경제연구』, 제7권 1호, pp.5~40
- Akkerman, Agnes.(2008), Union Competition and Strikes: The Need for Analysis at the Sector Level, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 61, No. 4 (July), pp. 445~459.
- Ashenfelter, Orley, and George E. Johnson.(1969), "Bargaining Theory, Trade Unions, and Industrial Strike Activity", *American Economic Review*, Vol. 59, No. 1. (March), pp. 35~49.
- Campolieti, Michele., Robert Hebdon, and Douglas Hyatt.(2005), Strike Incidence and Strike Duration: Some Evidence From Ontario, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 58, No. 4 (July), pp. 610~630.
- Cousineau, Jean-Michel and Robert Lacroix.(1986), "Imperfect Information and Strikes: An Analysis of Canadian Experience, 1967~82, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 39, No. 3 (April), pp. 377~387.
- Freeman, Richard B., & James L. Medoff.(1984), *What Do Unions Do?*; 박영기 역. 1992. 『노동조합의 참모습』, 비봉출판사
- Godard, John.(1992), Strikes as Collective Voice: A Behavioral Analysis of Strike Activity, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 1. (October), pp. 161~175.
- Gramm, Cynthia L.(1986), The Determinants of Strike Incidence and Severity: A Micro-Level Study, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 39, No. 3 (April), pp. 361~376.
- Kaufman, Bruce E.(1982), The Determinants of Strikes in the United States, 1990~1977, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 35, No. 4. (July), pp. 473~491.
- Kochan, Thomas A., Harry C. Katz & Robert B. McKersie.(1986), *The Transformation of American Industrial Relations*, Basic Books.