

파업발생 결정요인

김 유 선*

파업발생 결정요인을 횡단면 분석한 결과, 경제 환경이 미치는 영향은 유의미하지 않고, 경영진의 노사관계 전략이 결정적 영향을 미치고 있다. 가설 검증 결과 행위주체의 전략적 선택 이론은 지지되고, 경제 환경 가설(불완전 정보 모델, 정보의 불확실성 모델, 비대칭적 정보 모델, 세계화 가설)은 지지되지 않는다. 노사갈등을 완화하고 파업발생을 줄이기 위해서는, 고용불안을 해소함과 동시에, 경영진의 노사관계 전략을 ‘참여와 협력적 노사관계 구축’으로 재정립해야 한다.

1. 머리말

1987년 한 해 동안 파업은 사상 최대치인 3,749건을 기록했다. 1988년에는 1,873건, 1989년에는 1,616건으로 1987~89년 3년 동안 파업은 매년 1천 건 이상 발생했다. 그러나 1990년에는 322건으로 격감했고, 외환위기 직전인 1997년에는 1978년 이래 가장 낮은 수준인 78건을 기록했다. 이처럼 파업이 빠른 속도로 감소하자 노사관계 학자들은 ‘1990년대 들어 단체교섭 등 노사관계 제도가 정착’된 데서 그 원인을 찾곤 했다. ‘노동조합이 단체교섭과 고충처리 등 제도적 장치를 통해 노동자들의 불만과 저항을 수렴하고 통제함에 따라 노동자들의 저항이 사그라진다.’(Ross and Hartman 1960)는 ‘제도화 가설’이 한국에서도 입증되었다는 것이다. 실제로 노동조합과 단체교섭이 제도화되고 단체교섭 경험이 축적되면서, 파업을 통하지 않고서도 노동자들의 요구가 수용된다든지, 노동조합 스스로 불요불급한 파업을 자제한 것은 이러한 해석을 뒷받침한다.

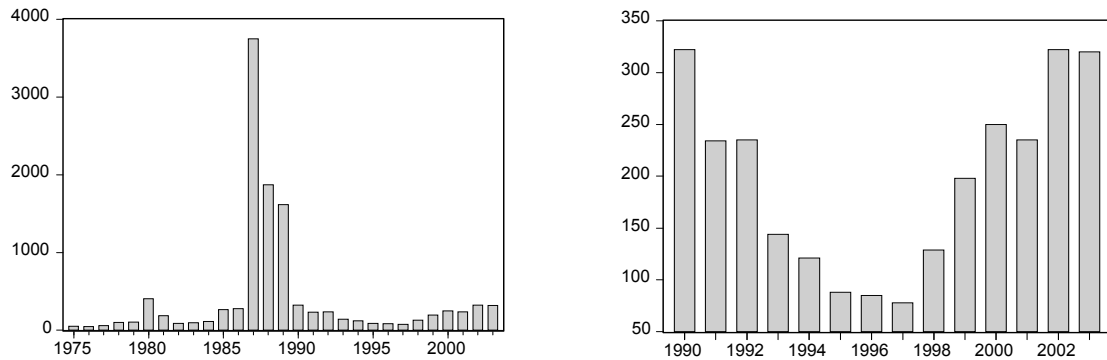
그러나 외환위기 직후부터 파업은 다시 증가세로 돌아섰다. 1998년에는 129건, 1999년에는 198건, 2000년에는 250건으로 급증했고, 2002년에는 322건, 2003년에는 320건으로 1990년과 거의 동일한 건수를 기록했다.¹⁾ 여기서 우리는 다음과 같은 의문을 갖게 된다. 1990년부터 1997년까지 계속 감소하던 파업이 외환위기 이후 증가세로 돌아선 원인은 무엇인가? 이러한 의문에 답하기 위해 김유선(2004)은 1990년부터 2003년까지 파업발생 증감요인을 시계열 분석한 결과, “외환위기 이후 파업발생 증가는 실질임금 하락, 노동소득 분배율 하락, 기업의 수익성 악화, 급격한 대외개방 등에 기인하며, 다른 조건에 변화가

* 한국노동사회연구소 소장 · 고려대 아연 연구교수

1) 파업발생건수(또는 파업발생빈도)는 증가하고 있지만, 파업지속일수, 파업규모, (피용자 천 명당) 파업손실일수는 정체 내지 감소하고 있다. 따라서 이 글에서는 파업발생 유무에 초점을 맞추어 분석하도록 한다.

없는 한 장기적으로 파업은 감소할 전망이다. 가설 검증 결과 제도화 가설, 빈곤화 가설, 세계화 가설은 지지되고, 정보의 불확실성 모델, 비대칭적 정보 모델, 정치모델, 산업구조 변화 가설은 지지되지 않는다. 노사갈등을 완화하고 파업발생을 줄이기 위해서는, 노동소득 분배구조와 노사관계 제도를 개선해야 한다.”는 결론을 도출한 바 있다.

<그림 1> 파업발생건수 추이(1975-2003년) <그림 2> 파업발생건수 추이(1990-2003년)



그런데 거시변수를 사용하는 시계열 분석은 역사적, 구조적 요인을 파악할 수 있다는 점에서는 장점을 갖지만, 다양한 변수를 사용하기 어렵고 행위주체 요인을 사상(捨象)하기 쉽다는 점에서 단점이 있다. 이에 비해 횡단면 분석은 표본이 대표성을 갖기 힘들어 일반화가 쉽지 않지만, 행위주체의 전략적 선택을 비롯한 다양한 미시 변수를 사용할 수 있다는 점에서 장점이 있다. 따라서 이 글에서는 노동연구원이 2003년 5월에 실시한 ‘사업체 인적자원관리 실태조사(2002년)’ 자료를 사용하여 파업발생 결정요인을 횡단면 분석한다. 횡단면 분석을 통해 파업의 직접적 당사자인 노동조합과 사용자 등 행위주체의 전략적 선택이 파업발생에 미치는 영향을 파악할 수 있고, 시계열 분석과 횡단면 분석을 종합할 때 더 많은 함의를 도출할 수 있기 때문이다.

II. 선행 연구 검토

파업발생 결정요인을 규명하기 위한 실증분석은 주로 1970~80년대 영미권에서 이루어졌다. 이들 연구를 대별하면 제도화 가설, 경제모델, 조직모델, 정치모델 등으로 구분할 수 있다.

첫째, 제도화 가설은 ‘파업은 산업화 초기 단계에 정점에 도달하고, 산업화가 진전되면 노동자들의 저항은 감소한다. 노동조합은 자연발생적 저항을 통제하고, 단체교섭, 고충처리 등 제도화된 협상 기구는 갈등을 축소한다.’(Kerr et al. 1962)라 하여 노동조합, 단체교섭, 분쟁처리 절차 등 노사관계 제도에 주목하고 있다. 그러나 제도화 가설은 미국 등

많은 나라에서 파업이 줄어들지 않고(Edwards 1981), 정치, 경제적 상황에 따라 변동하는 원인을 설명하지 못 한다. Korpi(1980)는 ‘스웨덴은 20세기 초반부터 이미 잘 발달된 갈등 조절 기구를 가지고 있었지만 1930년대 초반까지 파업이 빈번하게 발생했고, 1932년 사민당이 집권한 이후에야 파업은 빠른 속도로 감소했다. 스웨덴에서 파업 감소는 제도적 요인이 아닌 정치적 요인에서 그 원인을 찾아야 한다.’라 하고, Bean(1994)은 ‘노사관계 제도는 갈등 수준에 영향을 미치는 독립변수가 아닌 매개변수로 파악해야 하며, 노사관계 제도의 역할과 중요성을 지나치게 과대평가해서는 아니 된다’라 하여 제도화 가설을 비판하고 있다.

이에 따라 제도화 가설은 시계열 분석보다는 주로 국가 간 비교분석에 초점을 맞추어 왔다. Clegg(1976)는 호주, 프랑스, 서독, 스웨덴, 영국, 미국 6개국을 비교하면서 ‘각국의 파업패턴은 단체교섭 구조 특히 단체교섭 수준, 분쟁처리 절차, 노동조합 내 분파와 밀접한 관련이 있다’라 하고, Kassalow(1977)는 ‘미국의 높은 파업성향은 단체교섭 수준 및 범위와 함수관계에 있다. 분권화된 교섭은 작업장 통제를 둘러싼 갈등을 촉발한다. 이에 비해 유럽의 산별교섭은 공장 수준에서 직무통제와 경영권에 대한 도전 가능성을 축소시키고, 교섭 과정에서 한계생산자의 지불능력을 고려하게 하며, 교섭 결렬에 따른 부담이 매우 크기 때문에 노사 모두 가능한 한 결렬을 피하려 한다’라 하여, 단체교섭 구조의 집중화에 주목하고 있다.

둘째, 경제학자들은 파업발생과 경기변동 사이에 정(+)의 상관관계에 주목하여 경제적 요인 특히 실업률과 소비자물가상승률, 명목(실질)임금상승률 등의 변수에 초점을 맞추고 있다. 경제모델은 파업발생의 주된 원인을 무엇으로 보느냐에 따라 불완전 정보 모델(Imperfect Information Model), 정보의 불확실성 모델(Information Uncertainty Model), 비대칭적 정보 모델(Asymmetric Information Model) 등으로 구분 가능하다.

불완전 정보 모델은 ‘노동조합과 기업 모두 현재와 미래의 경제 상황에 관한 불완전 정보를 갖고 있기 때문에, 파업의 편익과 비용을 잘못 계산하여 파업이 발생한다.’고 가정한다. Mauro(1982)는 ‘단체교섭에서 계산 잘못은, 노동조합과 기업이 저항곡선과 양보곡선을 추정할 때 특정 경제변수에 가중치를 달리 주기 때문에 발생한다. 기업은 생산자 가격에 가중치를 많이 두고 노조가 중시하는 실업률을 간과한다. 실업률 하락이 노조의 교섭력 증대를 가져온다는 사실을 기업이 낮게 평가하면, 노동조합의 저항곡선을 잘못 계산하여 파업 발생 가능성이 증가한다.’라 하고 있다. 그러나 노사 쌍방이 경제변수에 서로 다른 가중치를 부여하는 이유는 설명하지 못 하고 있다. Cohn & Eaton(1989)은 ‘경제상황의 급격한 변동은 파업 결과의 예측 가능성을 저하시켜, 타협 가능성의 축소와 파업 가능성의 증가를 초래한다. 특히 인플레이션은 미래 가격 변화와 임금수준의 불확실성을 증대시키므로 파업발생의 주요 지표이다.’라 하고, Kaufman(1981)은 ‘노동조합이 물가상승률을 완벽하게 전망할 수 없기 때문에 파업은 정상상태(steady state) 주위에서 변동한다.’라 하여 물가상승률에 주목하고 있다. 그렇지만 실증분석에서는 예측치가 아닌 전기(前期) 물가상승률을 사용하는 등 가설과 실증분석 사이에 괴리가 있다.

이처럼 불완전 정보 모델은 파업발생 원인을 노사 쌍방 또는 어느 일방의 경제변수 추정치 잘못에서 찾는 데 비해, 정보의 불확실성 모델은 노사 쌍방 또는 어느 일방이 경제변수의 평균값은 알지만 참조할 정보의 양과 불확실성(분산의 크기)이 다른 데서 그 원인을 찾는다. Siebert and Addison(1981)은 ‘개개의 자동차 사고를 미리 예측할 수는 없지만, 어떤 상황(비오는 계절, 과속)에서 자동차 사고가 많이 발생하리라는 예측은 가능하다. 실업률이나 인플레이션 등 외부환경이 갑자기 변화하면 노사 쌍방의 편익-비용 계산에 불확실성이 증대되어 잘못 계산 및 파업 가능성이 증대한다.’라 하고 있다.

이에 비해 비대칭적 정보 모델은 ‘파업은 편익과 비용을 달리 추정할 데서 비롯되는 실수에 기인한 것이 아니라, 기업이 임금인상률을 낮추기 위해 수익성이 낮다고 얘기하는 상황에서 기업의 수익성을 판별하기 위해 노동조합이 사용하는 효율적인 스크린(screening) 수단’이라고 가정한다. 그러나 Kaufman(1992)은 ‘파업이 과연 스크린 기능을 담당하는지에 관해서는 증거가 제시된 적이 없고, 기업의 수익성에 관한 노조의 불확실성이 파업을 야기할 만큼 커다란 영향력을 갖는지도 불투명하다. 노조와 기업 모두 나름대로 별도의 정보를 갖고 있기 때문에 양자를 통합하면 예측 능력은 상당 부분 보강될 수 있다.’라며 비판하고 있다.

셋째, 사회학자들은 ‘파업을 가능하게 하는 것은 조직이다. 조직이 없으면 단체행동도 불가능하다.’는 전제 하에 자원동원 이론에 주목하고 있다. Jenkins(1983)는 비합리성, 혼돈, 긴장, 박탈감, 좌절이 집단행동을 야기한다는 Durkheim의 견해를 반박하면서 ‘불만을 자신의 이익에 맞게 행동으로 동원하느냐는 자원과 조직의 이용 가능성에 달려 있다. 조직이 없으면 성공적이면서도 지속적인 집단행동은 불가능하다.’는 가설을 제시하고 있다. Shorter and Tilly(1974)는 프랑스의 150년에 걸친 파업 시계열 자료를 분석한 뒤, ‘파업 규모 증가는 노동조합이라는 조직적 자산 때문에 가능했고, 파업지속일수 감소는 노동조합의 정치화와 중앙집권화 때문에 가능했다’는 결론을 제시하고 있다. 그러나 Ross and Hartman(1960)은 ‘프랑스, 이태리의 높은 파업성향은 낮은 조직률, 내부 분파의 존재, 사용자의 노조 불인정 등 노사관계가 취약하고 안정적이지 못한 데서 기인한다. 이에 비해 스칸디나비아 국가의 낮은 파업성향은 노동운동이 강력하고 안정적인 조합원을 보유하고 있고, 20세기 초에 일찌감치 제도화된 단체교섭이 공고화되고 집중화되었기 때문’이라며 노조 조직률과 파업발생빈도 사이에 (-) 상관관계를 제시하고 있다. 이러한 상반된 분석 결과는 자원동원이론은 파업규모에 초점을 맞춘 데 비해, 제도화 가설은 파업발생빈도에 초점을 맞춘 데서 비롯된 것으로 해석된다.

넷째, 앞서 살펴본 경제모델은 ‘단체교섭은 시장경제에서 희소한, 변동성 있는 자원을 둘러싸고 형평성 있는 배분을 보증하는 과정이다. 파업은 제한된 정보를 갖는 노사 쌍방이 상대방의 양보곡선에 관한 정보를 취득해 가는 과정이다’는 가정을 전제하고 있다. 그러나 경제모델은 노동조합이 단기적인 경제적 목표보다는 장기적인 조직적, 정치적 목표를 지향하면서, 반복되는 경제적 패배에도 파업을 전개한다든지, 게임 규칙을 둘러싼 파업인 경우에는 부적절하다. 더욱이 시장 메커니즘이 자원을 재분배하는 유일한 수단도 아

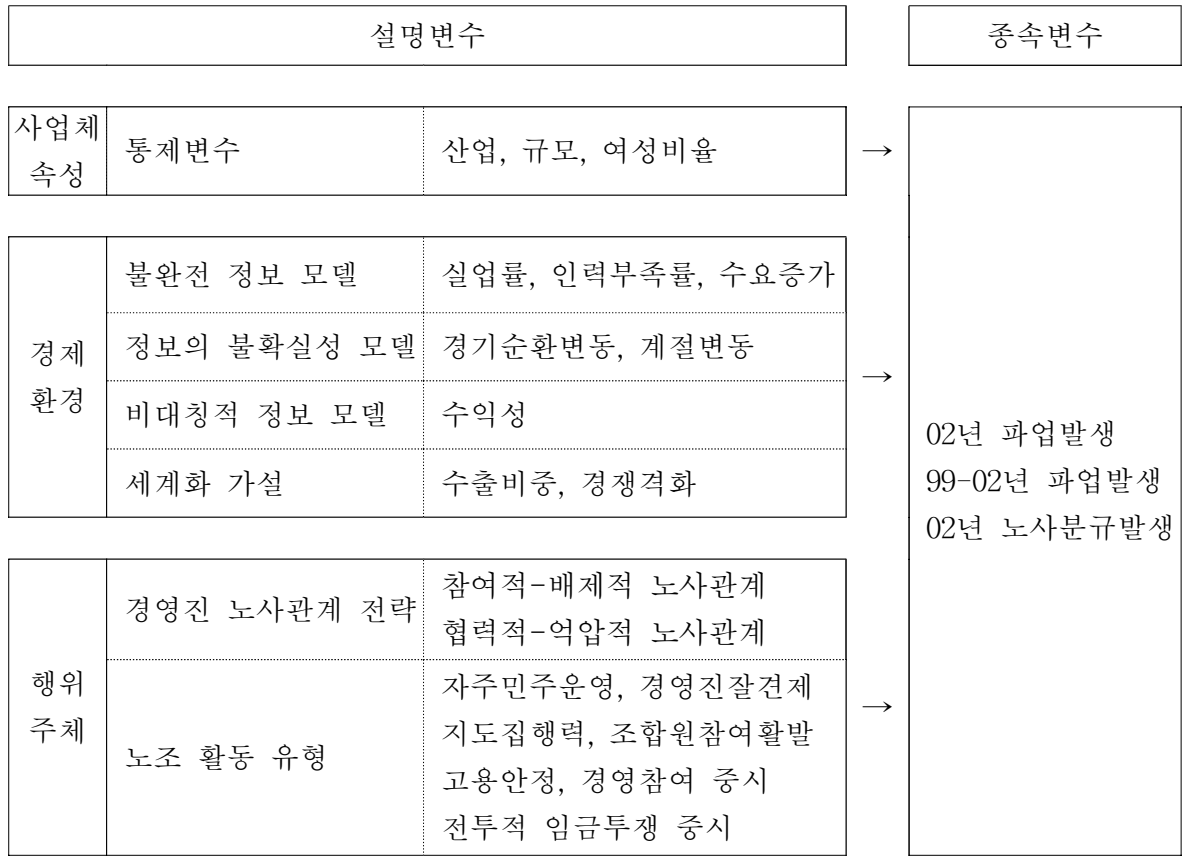
니고, 경제 환경 변동이 파업발생의 충분조건도 아니다. 예컨대 사민당의 집권은 파업보다 비용이 적게 드는, 정부라는 우호적인 자원배분 수단을 노동 측에 제공함에 따라, 자원과 국민소득의 배분을 둘러싼 갈등은 민간부문(파업이 전형적인 압력 수단)에서 공공부문(정치적 교환이 지배적)으로 옮겨간다.(Franzosi 1989) 이에 따라 정치학자들은 파업의 정치적 교환이론(Political exchange theories of strikes)에 주목하는데, 사민당의 안정적, 지속적 집권은 파업행위를 축소시키지만, 단명한 사민당 정부는 노동자들로 하여금 정부가 자기들에게 우호적인 것으로 인식시켜 파업을 증대시킬 수도 있다는 결론을 제시하고 있다.(Hibbs 1976, Paldam and Pedersen 1982; 미국은 Skeels 1971, 1982와 Kaufman 1982)

III. 분석 모형과 가설

앞서 살펴본 제도화 가설, 경제모델, 조직모델, 정치모델은 파업이라는 매우 복잡한 사회현상을 분석함에 있어서 진실의 어느 한 단면을 반영한 것으로 판단된다. 그러나 이들 가설 이외에도 1990년대 중반부터 세계화(globalisation)가 빠른 속도로 진전되고, 외환위기 이후 노동소득분배율이 큰 폭으로 하락했으며, 파업의 직접적 당사자인 노동조합과 사용자 등 행위주체의 전략과 행동양식이 미치는 영향에 주목하여, 세계화 가설, 빈곤화 가설, 행위주체의 전략적 선택 이론 등의 수립이 가능하다.

이 글에서는 사용가능한 변수의 제약으로 경제 환경과 행위주체의 전략적 선택이 파업 발생에 미치는 영향을 분석하고, 경제 환경 가설(불완전 정보 모델, 정보의 불확실성 모델, 비대칭적 정보 모델, 세계화 가설)과 행위주체의 전략적 선택 이론을 검증한다. 계량 분석 모형은 이항 로짓 모형(binary logistic model)을 사용한다. 관측 불가능한 잠재 방정식은 $y^* = X\beta + \epsilon$ 로 표현 가능하며, y^* 는 관측 불가능한 잠재변수, X 는 파업발생에 영향을 미치는 설명변수, β 는 로짓 계수, ϵ 는 오차항을 의미한다. 관측 가능한 이항 변수는 $y = 1$ (파업발생) if $y^* > 0$, $y = 0$ if $y^* \leq 0$ 로 정의된다.

<그림 3> 분석모형과 검증할 가설



IV. 자료와 변수

1. 자료

분석대상 자료는 한국노동연구원이 2003년 5월에 실시한 ‘사업체 인적자원관리 실태조사(2002년)’에서 근로자대표와 인사담당자용 자료를 사용한다. 실태조사에서 근로자대표용은 1,185개 사업장, 인사담당자용은 2,005개 사업장(본사 1,639개, 지사 366개)에 관한 정보를 담고 있다. 그러나 이 글에서 분석대상은 노조가 있는 596개 사업장 가운데 결측치가 없는 305개 사업장으로 제한된다. 이밖에 실업률과 인력부족률, 변동성을 계산하기 위해 경제활동인구조사와 노동력수요동향조사 및 매월노동통계조사를 추가로 사용한다.

2. 종속변수

종속변수는 사업체 인적자원관리 실태조사에서 ‘2002년 파업발생 유무’를 사용하되, 분석 결과의 일관성(robust)을 확인하기 위해 ‘지난 4년간(99-02년) 파업발생 유무’와 ‘2002

년 노사분규 발생 유무'를 추가로 사용했다.

3. 설명변수

가. 사업체 속성

통제변수인 사업체 속성은 산업, 사업체 규모, 여성비율 3개 변수를 사용했다. 산업은 '광공업, 공공서비스업, 민간서비스업, 농림어업건설업'으로 구분했고, 사업체 규모는 '50인 미만, 50-99인, 100-299인, 300-999인, 1000인 이상'으로 구분했다.

나. 경제 환경

Mauro(1982)는 '기업이 실업률 하락이 노조의 교섭력 증대를 가져온다는 사실을 낮게 평가하면, 노동조합의 저항 곡선을 잘못 계산하여 파업발생 가능성이 증가한다.'라 하여 실업률에 주목하고 있다. 그러나 이 글에서는 불완전 정보 모델을 검증하기 위한 대위변수로 실업률 이외에 인력부족률과 수요증가를 추가로 사용한다. 실업률은 통계청의 '경제활동인구조사(2002년)'에서 지역 실업률을 구한 뒤 사업체 실태조사에 결합시켰고, 인력부족률은 노동부의 '노동력수요동향조사(2002년)'에서 산업 2자리 수 기준 인력부족률(52개 산업)을 구한 뒤 사업체 실태조사에 결합시켰다.

이밖에 '주력 제품/서비스 시장에서 지난 3년간 변화'를 5점 척도로 질문한 6개 문항을 요인분석하면, 경쟁격화와 수요증가 두 요인이 추출된다.²⁾ 여기서 경쟁격화는 수출비중과 함께 세계화 가설을 검증하기 위한 대위변수로 사용했고, 수요증가는 실업률, 인력부족률과 함께 불완전 정보 모델을 검증하기 위한 대위변수로 사용했다.

2) 요인분석(Factor Analysis)은 주성분분석(Principal Component Analysis)과 직교회전(Varimax Rotation) 방법을 사용했고, 회전된 요인적재량을 회귀방법(regression method)으로 요인점수화하여 설명변수로 사용했다. 요인 적재량이 어느 정도 커야 유의미한지를 판단하는 정확한 기준은 없다. 그러나 보통 ± 0.3 이상이면 적재량의 유의성이 있다고 할 수 있고, 보수적인 기준으로는 ± 0.4 이상으로 잡는 경우도 많다. ± 0.5 이상이면 매우 높은 적재량이라고 할 수 있다.(채서일·김범중, 1988)

<표 1> 지난 3년간 시장 환경 변화 (N=1,949)

| 설문문항 | 기술통계 | | | 요인분석 결과 | | |
|-------------|-------|-------|-------|-------------|-------------|-----------|
| | 응답수 | 평균 | 표준편차 | 요인1 경쟁격화 | 요인2 수요증가 | 공통 분산량 |
| 경쟁기업 숫자 | 1,972 | 3.414 | 0.831 | 0.733 | | 0.592 |
| 기존제품서비스수정변화 | 1,967 | 3.535 | 0.676 | 0.780 | | 0.694 |
| 신제품서비스개발도입 | 1,966 | 3.592 | 0.675 | 0.703 | 0.436 | 0.685 |
| 제품서비스의 수요 | 1,963 | 3.332 | 0.868 | 0.325 | 0.684 | 0.574 |
| 품질의 중요성 | 1,960 | 4.013 | 0.768 | 0.559 | 0.458 | 0.523 |
| 시장점유율 | 1,963 | 3.151 | 0.842 | | 0.842 | 0.712 |
| 고유값 | | | | 2.703 | 1.706 | |
| 설명분산(%) | | | | 45.050 | 17.930 | |
| 크론바하 알파 | 0.725 | | | | | |

주 : 1=매우 감소, 2=다소 감소, 3=변화없음, 4=다소 증가, 5=매우 증가

정보의 불확실성과 비대칭적 정보 모델을 검증하기 위한 대위변수로는 변동성(경기순환 변동, 계절변동)과 수익성(영업이익률)을 사용했다. 노동수요의 변동성 지표로 산업생산지수와 경제성장률 사용을 검토했으나, 산업생산지수는 광업, 제조업, 전기업을 조사대상으로 하고, 경제성장률은 분기별 산업대분류 자료만 공표하고 있어 사용할 수 없었다. 따라서 이 글에서는 산업별 노동자수 자료를 이용하여 계절성과 경기변동성을 추정했다.

산업별 노동자수는 5인 이상 사업체를 조사대상으로 하는 노동부 매월노동통계조사(1998년 1월부터 2002년 12월)에서 산업 2자리 수 자료를 사용했고, 1998년 1월부터 2001년 12월까지는 고용계열 보정자료, 2002년 1월부터 12월까지는 매월노동통계조사보고서를 이용했다.(52개 산업, 관측치 60개월) 경제활동인구조사는 통계청이 산업 2자리 수 자료를 안정적으로 제공하지 않고, 비공식 부문과 사업체 비 소속 노동자를 망라하고 있어, 사업체의 고용 변동성을 과대평가할 가능성이 있어 제외했다. 매월노동통계조사는 일용직 등을 조사대상에서 제외하고 있어 고용 변동성을 과소평가할 가능성이 있지만, 분석대상 기간이 외환위기 직후인 1998년부터여서 과대평가할 가능성도 배제할 수 없다. 1997년 이전은 10인 이상 사업체를 조사대상으로 하여 시계열에 단절이 생겨 사용하지 않았다.

미국 상무성의 Census X12 방법을 사용하여 계절조정하면 '경기변동+계절변동+불규칙변동'으로 분해된다. 따라서 계절변동은 곧바로 구할 수 있지만, 경기변동은 '장기추세+경기순환변동'으로 분해되지 않는다. 그러나 HP 필터를 사용하여 로그노동자수를 필터링하면 '장기추세+변동성'으로 분해된다. 따라서 경기순환변동은 Census X12 방법으로 계산한 경기변동에서, HP 필터를 사용하여 계산한 장기추세를 차감하여 계산했다. 이러한 과정을 거쳐 경기순환변동과 계절변동의 시계열 자료를 구한 뒤, 최종적으로는 표준편차를 구하여 사업체 실태조사에 결합시켰다.

다. 행위주체

1) 경영진의 노사관계 전략

사업체 실태조사에서 경영진의 대 노조 정책을 5점 척도로 질문한 11개 설문 문항을 요인분석하면, 노동조합에게 일상적으로 경영정보를 제공하고, 의사결정 및 구조조정 과정에서 참여를 보장하는 ‘경영정보 제공/의사결정 참여’와, 노동조합에 대해 적대적인 정책을 실시하지 않고, 노조를 파트너로 인정하고 노조활동을 후원하는 ‘노조 파트너 인정/노조 활동 후원’ 두 요인이 추출된다. 여기서 ‘경영정보 제공/의사결정 참여’ 점수가 높으면 참여적 노사관계, 낮으면 배제적 노사관계이고, ‘노조 파트너 인정/노조 활동 후원’ 점수가 높으면 협력적 노사관계, 낮으면 억압적 노사관계라 할 수 있다. 따라서 ‘참여적-배제적 노사관계’와 ‘협력적-억압적 노사관계’ 두 요인을 경영진의 노사관계 전략 대위변수로 사용했다.

<표 2> 경영진의 노사관계 전략 (N=591)

| 설문문항 | 기술통계 | | | 요인분석 결과 | | |
|------------------|------|-------|-------|---------------------|----------------------|-----------|
| | 응답수 | 평균 | 표준편차 | 요인1 정보제공 결정참여 | 요인2 파트너인정 활동후원 | 공통 분산량 |
| 노조 파트너 인정, 활동 후원 | 596 | 3.272 | 0.898 | 0.366 | 0.673 | 0.587 |
| 노조 약화 시키는 정책 비실시 | 596 | 3.346 | 0.888 | | 0.831 | 0.722 |
| 노조 강성화 막는 정책 비실시 | 596 | 3.180 | 0.881 | | 0.799 | 0.643 |
| 기업 경영정보 제공 | 595 | 3.059 | 0.967 | 0.606 | 0.457 | 0.576 |
| 노조대표 이사회 참여,정보공유 | 595 | 2.052 | 0.944 | 0.816 | | 0.671 |
| 경영정보 일상적 공유 | 594 | 2.340 | 1.066 | 0.836 | | 0.713 |
| 기업경영정보 신뢰성 높다 | 596 | 2.990 | 0.935 | 0.629 | 0.459 | 0.606 |
| 현안 관련 정보 노조에 제공 | 596 | 3.039 | 0.994 | 0.555 | 0.571 | 0.635 |
| 의사결정과정에 노동조합 참여 | 596 | 2.413 | 0.991 | 0.752 | | 0.652 |
| 구조조정과정에 노동조합 참여 | 594 | 2.949 | 1.102 | 0.632 | 0.341 | 0.515 |
| 당사자간 비공식적 의사통로 | 596 | 3.221 | 0.917 | 0.398 | 0.475 | 0.384 |
| 고유값 | | | | 5.492 | 1.212 | |
| 설명분산(%) | | | | 49.929 | 11.023 | |
| 크론바하 알파 | | | 0.898 | | | |

주: 1=전혀 그렇지 않다, 2=그렇지 않다, 3=중간, 4=그렇다, 5=매우 그렇다

2) 노조 활동 유형

사업체 실태조사에서 노동조합의 대 경영진 정책을 5점 척도로 질문한 13개 설문 문항을 요인분석하면, 노동조합이 자주적, 민주적으로 운영되면서 경영진의 일방적인 결정을 잘 견제하는 ‘자주민주 운영/경영진 잘 견제’와, 노조 간부들이 안정된 지도력을 행사하고 조합 활동에 관한 전문적인 능력을 가지고 있으며 조합원의 노조활동이 왕성한 ‘지도집행력/조합원 참여 활발’, 임금인상보다 고용안정에 대한 관심이 높고 경영정보 공유 및 경영참여 요구가 강한 ‘고용안정, 경영참여 중시’, 지나치게 임금교섭에 빠져 있고 투쟁적인 ‘전투적 임금투쟁 중시’ 네 요인이 추출된다. 따라서 이들 네 요인을 노조 활동 유형의 대 위변수로 사용했다.

<표 3> 노조 활동 유형 (N=586)

| 설문문항 | 기술통계 | | | 요인분석 결과 | | | | |
|------------------|------|-------|-------|-----------------------------|-----------------------------|---------------------------|--------------------------|-----------|
| | 응답 수 | 평균 | 표준 편차 | 요인1 자주민주 운영,경 영진견제 | 요인2 지도집행 력조합원 참여활발 | 요인3 고용안정 경영참여 중시 | 요인4 전투적 임금투쟁 중시 | 공통 분산량 |
| 경영진의 일방적 결정 잘 견제 | 595 | 3.266 | 0.785 | 0.554 | 0.376 | | | 0.449 |
| 민주적으로 운영되고 있다 | 595 | 3.555 | 0.762 | 0.865 | | | | 0.831 |
| 자주적으로 운영되고 있다 | 595 | 3.555 | 0.792 | 0.877 | | | | 0.825 |
| 조합활동 전문 능력 갖고 있다 | 593 | 3.408 | 0.730 | 0.356 | 0.658 | | | 0.587 |
| 간부들이 안정된 지도력 행사 | 595 | 3.316 | 0.768 | 0.377 | 0.700 | | | 0.638 |
| 조합원의 노조활동이 왕성하다 | 594 | 3.047 | 0.771 | | 0.785 | | | 0.630 |
| 단체교섭때 기업 사정 감안한다 | 594 | 3.557 | 0.712 | | 0.461 | | -0.346 | 0.397 |
| 지나치게 임금교섭에 빠져 있다 | 595 | 2.471 | 0.772 | | | | 0.670 | 0.515 |
| 지나치게 투쟁적이다 | 594 | 2.076 | 0.654 | | | | 0.771 | 0.622 |
| 경영참여에 대한 요구가 강하다 | 593 | 3.015 | 0.886 | | | 0.882 | | 0.800 |
| 경영정보 공유 요구가 강하다 | 595 | 3.193 | 0.918 | | | 0.900 | | 0.825 |
| 경쟁력 제고에 부정적인 역할 | 592 | 2.177 | 0.757 | -0.350 | | | 0.549 | 0.438 |
| 임금인상보다 고용안정 관심높다 | 595 | 3.450 | 0.830 | | | 0.493 | -0.349 | 0.423 |
| 고유값 | | | | 3.726 | 1.833 | 1.405 | 1.015 | |
| 설명분산(%) | | | | 28.661 | 14.100 | 10.811 | 7.809 | |
| 크론바하 알파 | | | | 0.667 | | | | |

주: 1=전혀 그렇지 않다, 2=그렇지 않다, 3=중간, 4=그렇다, 5=매우 그렇다

3) 기타

노노갈등, '임금인상 요구와 대안 사이에 격차'를 설명변수로 사용하는 방안도 검토했다. 노노갈등은 '노노갈등이 존재하지 않는다, 노노갈등이 존재하지만 한 그룹의 주도력이 확실하여 큰 문제가 되지 않는다, 노노갈등이 존재하지만 정상적인 의결과정을 통해 해결되어 큰 문제가 되지 않는다, 노노갈등이 심각한 상태에 있다' 4개 범주로 구분했고, '임금인상 요구와 대안 사이에 격차'는 노동조합의 임금인상 요구율(통상임금 기준)과 사용자측이 노동조합에게 대안으로 제시한 최초의 임금인상 제시율 사이의 차이를 계산했다. 그러나 이들 변수 모두 통계적으로 유의미하지 않아 실증분석 결과는 생략했다.

V. 기술통계

실증분석에서 사용할 변수들의 기술통계를 살펴보면 다음과 같다.(<표 4> 참조) 첫째, 분석대상 305개 사업체 가운데 2002년에 파업이 발생한 사업장은 3%이고, 지난 4년간 파업이 발생한 사업장은 9%이며, 2002년에 노사분규가 발생한 사업장은 7%이다. 둘째, 광공업이 56%이고 300인 이상 사업체는 53%로, 분석대상이 제조업 대규모 사업장에 편중되어 있다. 여성 비율은 평균값이 23.2%이고, 실업률은 3.1%, 인력부족률은 2.7%이며, 영업이익률은 3.7%, 수출 비중은 18.9%이다.

종속변수와 설명변수 사이에 단순 상관관계를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 사업체 속성 가운데 산업과 사업체 규모는 유의미하지 않고, 여성비율만 유의미한 (-)이다. 둘째, 경제 환경은 모든 변수가 통계적으로 유의미하지 않다. 셋째, 경영진의 노사관계 전략이 '협력적'일수록 파업발생 가능성이 유의미하게 낮고, 노동조합이 고용안정과 경영참여를 중시할수록 유의미하게 높다.

<표 4> 기술통계와 단순 상관계수 (전체)

| 관측치=305 | | 기술통계 | | 상관계수 | | |
|----------------|--------------|-------|-------|---------------|----------------|-----------------|
| | | 평균 | 표준편차 | 2002년 파업발생 | 99-02년 파업발생 | 2002년 노사분규발생 |
| 종속 변수 | 파업발생(02년) | 0.03 | 0.18 | 1.00 | 0.60 *** | 0.70 *** |
| | 파업발생(99-02년) | 0.09 | 0.28 | 0.60 *** | 1.00 | 0.44 *** |
| | 노사분규발생(02년) | 0.07 | 0.25 | 0.70 *** | 0.44 *** | 1.00 |
| 산업 | 광공업더미 | 0.56 | 0.50 | 0.09 | 0.06 | -0.06 |
| | 공공서비스업더미 | 0.35 | 0.48 | -0.06 | -0.03 | 0.11 * |
| | 민간서비스업더미 | 0.07 | 0.25 | -0.05 | -0.04 | -0.07 |
| | 농림어업건설업더미 | 0.03 | 0.16 | -0.03 | -0.05 | -0.04 |
| 사업체 규모 | 50인미만 | 0.05 | 0.21 | -0.04 | -0.01 | -0.06 |
| | 50-99인 | 0.08 | 0.27 | -0.05 | -0.05 | -0.03 |
| | 100-299인 | 0.35 | 0.48 | -0.02 | 0.02 | -0.03 |
| | 300-999인 | 0.38 | 0.49 | 0.01 | -0.04 | -0.04 |
| | 1000인이상 | 0.15 | 0.36 | 0.08 | 0.07 | 0.15 ** |
| 남녀 | 여성비율 | 23.19 | 22.67 | -0.12 * | -0.11 * | -0.11 |
| 노동 수요 | 실업률 | 3.11 | 0.82 | -0.10 | -0.05 | 0.00 |
| | 인력부족률 | 2.73 | 1.43 | 0.06 | 0.04 | -0.04 |
| | 수요증가 | -0.06 | 1.00 | 0.00 | 0.08 | 0.02 |
| 변동성 | 경기순환변동 | 0.03 | 0.03 | -0.03 | -0.06 | 0.04 |
| | 계절변동 | 0.00 | 0.00 | -0.04 | -0.02 | 0.01 |
| 수익성 | 영업이익률 | 3.66 | 31.66 | 0.02 | 0.02 | -0.02 |
| 세계화 | 수출비중 | 18.93 | 28.59 | 0.11 | 0.01 | -0.00 |
| | 경쟁격화 | 0.01 | 0.96 | 0.02 | -0.02 | -0.04 |
| 노사관 계전략 | 참여적-배제적 노사관계 | 0.08 | 0.99 | -0.10 | -0.09 | -0.17 ** |
| | 협력적-억압적 노사관계 | 0.03 | 0.99 | -0.17 *** | -0.22 *** | -0.24 *** |
| 노조 활동 유형 | 자주민주운영,경영진견제 | -0.02 | 0.92 | -0.07 | -0.07 | -0.05 |
| | 지도집행력,조합원참여 | -0.00 | 1.02 | -0.06 | -0.07 | -0.03 |
| | 고용안정,경영참여중시 | 0.07 | 0.96 | 0.15 ** | 0.14 * | 0.15 ** |
| | 전투적 임금투쟁 중시 | 0.00 | 0.95 | 0.08 | 0.07 | 0.05 |

주 : *는 5%, **는 1%, ***는 0.1% 유의수준에서 유의미.

VI. 실증분석 결과

<표 5>에서 (모형1)은 종속변수가 '2002년 파업발생 유무'일 때 사업체 속성과 경제 환경 요인을 설명변수로 하여 로짓 분석한 결과이다. 모형 χ^2 값과 설명변수 모두 통계적으로 유의미하지 않다.

<표 5> 파업성향 결정요인 로짓 분석 결과

| | | 모형1 | 모형2 | 모형3 | 모형4 |
|---------------------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|------------------|
| 종속변수 | | 02년 파업발생 | 02년 파업발생 | 99-02년 파업발생 | 02년노사분규발생 |
| 상수 | | -8.74 (64.69) | -11.70 (95.54) | -2.52 (1.87) | -10.46 (39.45) |
| 사업체 속성 | 공공서비스업 | -0.03 (1.13) | -1.36 (1.69) | -0.70 (0.63) | 0.90 (0.83) |
| | 민간서비스업 | -6.06 (51.38) | -8.95 (70.35) | -1.16 (1.30) | -8.01 (27.88) |
| | 농림어업건설업 | -7.35 (93.06) | -6.95 (126.1) | -5.67 (20.56) | -6.95 (49.97) |
| | 50-99인 | -0.87 (82.64) | -0.31 (119.4) | -0.06 (1.63) | 6.39 (39.43) |
| | 100-299인 | 6.73 (64.65) | 7.58 (95.48) | 0.38 (1.25) | 6.47 (39.41) |
| | 300-999인 | 6.99 (64.65) | 7.06 (95.48) | 0.18 (1.26) | 7.35 (39.41) |
| | 1천인이상 | 7.79 (64.65) | 7.37 (95.48) | 0.63 (1.34) | 7.71 (39.41) |
| | 여성비율 | -0.06 (0.04) | -0.08 (0.04) | -0.02 (0.01) | -0.03 (0.02) |
| 노동 수요 | 실업률 | -0.49 (0.59) | 0.02 (0.72) | -0.05 (0.34) | 0.10 (0.43) |
| | 인력부족률 | 0.31 (0.31) | 0.63 (0.42) | 0.19 (0.20) | 0.03 (0.25) |
| | 수요증가 | 0.04 (0.42) | 0.31 (0.55) | 0.47 (0.27) | 0.18 (0.34) |
| 변동성 | 경기순환변동 | 0.75 (27.06) | -3.90 (43.21) | -13.82 (15.86) | 12.02 (12.56) |
| | 계절변동 | -179.2 (262.7) | -568.7 (411.6) | 53.99 (154.5) | -151.4 (207.3) |
| 수익성 | 영업이익률 | 0.01 (0.03) | 0.05 (0.04) | 0.00 (0.01) | 0.00 (0.01) |
| 세계화 | 수출비중 | 0.02 (0.01) | 0.02 (0.02) | -0.01 (0.01) | -0.00 (0.01) |
| | 경쟁격화 | -0.03 (0.42) | 0.52 (0.52) | 0.02 (0.26) | 0.05 (0.33) |
| 경영진 전략 | 참여적-배제적 노사관계 | | -1.44 (0.61) * | -0.46 (0.26) | -1.12 (0.37) ** |
| | 협력적-억압적 노사관계 | | -1.07 (0.51) * | -0.76 (0.23) ** | -0.88 (0.27) *** |
| 노조 활동 유형 | 자주민주운영, 경영진잘견제 | | -0.26 (0.42) | -0.20 (0.24) | -0.00 (0.28) |
| | 지도집행력, 조합원 참여 | | -0.43 (0.46) | -0.06 (0.25) | -0.08 (0.30) |
| | 고용안정, 경영참여 중시 | | 1.32 (0.65) * | 0.51 (0.26) * | 0.77 (0.33) * |
| | 전투적 임금투쟁 중시 | | 0.93 (0.48) | 0.35 (0.24) | 0.52 (0.29) |
| N | | 305 | 305 | 305 | 305 |
| 모형 χ^2 (자유도) | | 18.55(16) | 41.47**(22) | 37.96*(22) | 50.26***(22) |
| -2LL | | 69.47 | 46.55 | 139.79 | 97.38 |
| Nagelkerke R ² | | 0.24 | 0.51 | 0.26 | 0.40 |

주 : 1) ()안은 표준오차. *는 5%, **는 1%, ***는 0.1% 유의수준에서 유의미.

2) 산업은 광공업, 사업체 규모는 50인 미만 기준임.

(모형2)는 (모형1)에 행위주체 요인을 추가한 것으로, 모형의 설명력은 0.51이고, 경영진의 노사관계 전략과 노조 활동 유형 중 ‘고용안정 경영참여 중시’만 유의미하다. (모형3)은 종속변수가 ‘1999-2002년 파업발생 유무’일 때 로짓분석 결과이고, (모형4)는 종속변수가 ‘2002년 노사분규 발생 유무’일 때 로짓분석 결과이다. (모형3)의 설명력은 0.26, (모형4)의 설명력은 0.40이며, 설명변수 가운데 경영진의 노사관계 전략과 노조활동 유형 중 ‘고용안정 경영참여 중시’만 유의미하고 다른 변수는 유의미하지 않다는 점에서 (모형2)와 동일하다. 이밖에 다중공선성을 체크한 결과 VIF 값은 최대 1.99로, 다중공선성 문제는 발생하지 않은 것으로 추정된다.

<표 5>의 (모형2)를 중심으로 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 사업체 속성과 경제 환경 요인은 파업발생에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않고 있다. 따라서 경제 환경에서 파업발생 결정요인을 찾는 불완전 정보 모델, 정보의 불확실성 모델, 비대칭적 정보 모델, 세계화 가설은 모두 지지되지 않는다.

둘째, 경영진의 노사관계 전략이 ‘참여와 협력’인 사업장에서 파업발생 가능성이 유의미하게 낮고, ‘배제와 억압’인 사업장에서 파업발생 가능성이 유의미하게 높으며, 노동조합이 고용안정과 경영참여를 중시하는 사업장에서 파업발생 가능성이 유의미하게 높다. 여기서 노동조합이 고용안정과 경영참여를 중시한다는 것은 그만큼 해당 사업장이 고용불안에 휩싸여 있고 경영진의 노사관계 전략이 배제적임을 반영하는 것으로 해석된다. 이에 비해 노동조합의 조직력이 튼튼한가, 전투적 임금투쟁을 중시하는가, 사업장 내에 노노갈등이 존재하고 있는가 등은 파업발생에 유의미한 영향을 미치지 않고 있다.

VII. 맺는 말

이 글에서는 한국노동연구원이 2003년 5월에 실시한 ‘사업체 인적자원관리 실태조사(2002년)’에서 노조가 있는 596개 사업장 가운데 결측치가 없는 305개 사업장을 분석대상으로 하여, 사업장 단위 파업발생 결정요인을 횡단면 분석했다. 실증분석 결과 사업장 속성과 경제 환경이 파업발생에 미치는 영향은 유의미하지 않고, 행위주체 가운데서도 ‘경영진의 노사관계 전략’이 결정적 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있었다. 가설 검증 결과 경제 환경 가설(불완전 정보 모델, 정보의 불확실성 모델, 비대칭적 정보 모델, 세계화 가설)은 지지되지 않고, 행위주체의 전략적 선택 이론만 지지된다. 그러나 이러한 가설 검증 결과는 ‘2002년 한국’이라는 시간적, 공간적 제약 조건과 ‘표본 사업체가 305개’라는 제약 조건 하에서만 타당성을 갖는 것으로 해석해야 할 것이며, 이를 일반화하기에는 좀 더 많은 실증분석이 필요할 것으로 보인다. 지금까지 분석으로부터 정책적 함의를 도출하면 다음과 같다. “노사갈등을 완화하고 파업발생을 줄이기 위해서는, 노동자들의 고용불안을 해소함과 동시에, 경영진의 노사관계 전략을 ‘참여와 협력적 노사관계 구축’으로 재정립해야 한다.”

참고문헌

- 김유선. 2004. “외환위기 이후 파업발생 증가 원인.” 한국경제학회 제11차 국제학술대회 (2004년 8월) 발표문.(<http://www.klsi.org>)
- Bean, Ron. 1994. *Comparative Industrial Relations : an Introduction to Cross-National Perspectives*. second ed. London//New York: Routledge.
- Clegg, H. A. 1976. *Trade Unionism Under Collective Bargaining : A Theory Based on Comparisons of Six Countries*. Oxford: Blackwell.
- Cohn, S. and A. Eaton. 1989. "Historical Limits on Neoclassical Strike Theories : Evidence From French Coal Mining, 1890-1935." *Industrial and Labor Relations Review* 42(4):649-62.
- Edwards, P. K. 1981. *Strikes in the United States, 1881-1974*. Oxford: Blackwell.
- Franzosi, Robert. 1989. "One Hundred Years of Strike Statistics : Methodological and Theoretical Issues in Quantitative Strike Research." *Industrial and Labour Relations Review* 42(3):348-62.
- Hibbs, D. A. 1978. "On the Political Economy of Long-Run Trends in Strike Activity." *British Journal of Political Science* 8:153-75.
- Jenkins, J. Craig. 1983. "Resource Mobilization Theory and the Study of Social Movements." *Annual Review of Sociology* 9:527-53.
- Kassalow, E. M. 1977. "Industrial Conflict and Consensus in the United States and Western Europe : a Comparative Analysis". IRRA Proceedings, 30th Annual Meeting : 113-22.
- Kaufman, Bruce E. 1981. "Bargaining Theory, Inflation, and Cyclical Strike Activity in Manufacturing." *Industrial and Labor Relations Review* 34(3):333-55.
- Kaufman, Bruce E. 1982. "The Determinants of Strikes in the United States, 1900-1977." *Industrial and Labor Relations Review* 35(4):473-90.
- Kaufman, Bruce E. 1992. "Research on Strike Models and Outcomes in the 1980s : Accomplishments and Shortcomings." *Research Frontiers in Industrial Relations and Human Resources*, ed David Lewin, Olivia S. Mitchell, and Peter D. Sherer. Industrial Relations Research Association.
- Kerr, C., J. T. Dunlop, F. H. Harbison, and C. A. Myers. 1962. *Industrialism and Industrial Man*. London: Heinemann.
- Korpi, W. 1980. "Industrial Relations and Industrial Conflict : the Case of Sweden."

- Labor Relations in Advanced Industrial Societies : Issues and Problems*, ed B. Martin and E. M. Kassalow. Washington, DC: Carnegie Endowment.
- Mauro, Martin J. 1982. "Strikes As a Result of Imperfect Information." *Industrial and Labor Relations Review* 35(4):522-38.
- Paldam, Martin and Peder J. Pederson. 1982. "The Macroeconomic Strike Model : A Study of Seventeen Countries, 1948-1975." *Industrial and Labor Relations Review* 35(4):504-21.
- Ross, Arthur 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: Cambridge University Press.
- Siebert, W. Stanley and John T. Addison. 1981. "Are Strikes Accidental?". *Economic Journal* 91(June 1981) : 389-404.
- Skeels, Jack W. 1982. "The Economic and Organizational Basis of Early United States Strikes, 1900-1948." *Industrial and Labor Relations Review* 35(4):491-503.
- Snyder, David. 1975. "Institutional Setting and Industrial Conflict : Comparative Analyses of France, Italy and the United States." *American Sociological Review* 40(June)(3):259-78.