

韓國 勞使關係의 現況分析*

— 勞組組織率, 罷業, 不當勞動行爲를 中心으로 —

尹 鳳 駿** · 金 兌 基***

< 目 次 >

- I. 문제의 제기
- II. 노조조직율, 파업, 부당노동행위에 관한
기존연구
- III. 우리나라의 노조조직율, 파업, 부당노동행위
결정요인의 계량모형
- IV. 노조조직율, 파업빈도, 부당노동행위빈도의
3원연립방정식 모형의 추정결과
- V. 추정결과와 분석 : 노사관계 세 지표간의
연관성
- VI. 요약 및 결어

I. 문제의 제기

우리나라는 1987. 6. 29선언을 분기점으로 정부정책이 노동운동억제로 부터 노동권익의 신장으로 전환하면서 노동쟁의의 폭발을 경험하게 되었다. 1987년에 일어난 3749건의 파업은 1966-1986년의 20년간의 파업누계인 2562건을 능가하였다. 이들 파업중 상당수가 장기화 되면서 노사쌍방의 과격한 대결상

* 본연구는 1990년도 한국학술진흥재단의 자유공모과제 연구비지원(연구책임자 윤봉준)으로 이루어졌으며 1992년 8월 한국경제학회에서 발표된 것을 수정, 보완하였다. 개선점에 대해 좋은 논평을 주신 李在基교수께 감사드린다. 본연구를 위한 자료정리에 많은 도움을 준 동국대학교 경제학과 대학원생 金宗宣군에게 감사드린다. 본연구에 오류가 있다면 이것은 전적으로 연구책임자의 책임임을 밝혀둔다.

** 동국대학교 경제학과

*** 한국노동연구원

태로 치달았던 것은 주지하는 바와 같다. 또 부당노동행위의 구제신청은 1988년에 1771건으로 1986년의 181건에 비해 무려 9배 이상 증가하였다. 최근 다소의 진정국면에도 불구하고 우리나라의 노사관계는 아직도 불안한 상태에 놓여 있다고 할 것이다.

노사관계의 악화는 일차적으로 사업장에서의 생산차질을 낳는다. 그러나 이보다 더욱 심각한 문제는 파업종료에 잇달은 임금의 급격한 증가에도 불구하고 생산성증대는 이에 못미쳤다는 사실이다. 이로 인해 우리나라 상품의 국제경쟁력이 급격히 약화되면서 1989년에 들어와 수출이 격감하고 국제수지가 악화되게 되었다. 따라서 지난 30년간 계속되어 온 우리나라의 고도 경제성장이 끝나고 만성적 경제침체에 접어드는 것이 아닌가 하는 사회적 우려가 빠른 속도로 나타나고 있다.

노사관계의 불안정이 경제의 성장과 발전을 저해시킨다고 할 때 이의 개선이 시급한 과제임은 두말할 나위가 없다. 그러나 민주화가 상당한 정도로 진척이 된 지금에 와서 노동자의 단체행동을 정부가 억제함으로서 경제의 성장 목표를 달성한다는 종래의 정책으로 회귀하는 것은 어렵게 되었다. 이 시점에서 요구되는 것은 먼저 노사관계를 악화시키는 요인에 대한 근본적 대처이며 이것은 노사관계 결정메커니즘에 관한 철저한 연구를 통해 가능하다고 할 것이다.

그런데 이제까지의 우리나라의 노사관계 연구는 상세한 통계자료의 미비 그리고 과거 정부의 노동운동 규제정책 등으로 인해 아직 초보적인 단계를 벗어나지 못하고 있다. 예외적으로 노조조직율에 관한 연구로 박덕제·박기성(1990), 파업의 원인분석으로는 김장호의 3인(1990), 그리고 부당노동행위에 관해서는 김태기(1989)등이 한국 노사관계의 특수성을 소개해주고 있으나 노사관계의 불안정 요인에 대한 포괄적이고 체계적인 분석은 미흡한 실정이다. 그러므로 노사관계 즉 산업평화에 대한 보다 종합적인 연구분석이 절실히 요구되며 이를 위해 파업, 노동조합결성, 및 부당노동행위라는 세가지 행태변수를 하나의 체계내에서 함께 분석하여야 할 것이다.

물론 파업빈도 하나 만으로도 산업평화 혹은 노사관계의 내용을 짐작할 수 있다. 노사간에 갈등이 존재한다는 것을 폭력적으로 나타내는 수단이 파업이기 때문이다. 그러나 파업빈도는 노사관계의 한 단면을 알려줄 뿐이다. 파업이 없더라도 부당노동행위사례가 빈번하다면 결코 산업평화가 이루어지고 있다고 볼 수 없으며 이는 노동의욕의 저상으로 인한 경제성장의 저해를 가져 올 것

이다. 따라서 부당노동행위빈도는 파업빈도에서 포착되지 않는, 다른 차원에서 본 산업평화의 내용을 알려주는 또 하나의 노사관계 지표라 할 것이다. 또 사업장에서의 노사관계가 원만히 이루어져 노동조합결성에 대한 필요성이 없어지게 된다면 노조조직을 역시 산업평화의 또 다른 주요한 척도가 될 것이다.

부연하면 파업, 노동조합조직을 및 부당노동행위는 모두 산업평화의 수위를 알려주는 기본 잣대라는 점에서는 공통성을 갖지만 이들 세지표가 형성되는 원리와 그속에 내포하고 있는 문제해결의 방향제시는 서로 상이하다 할 것이다. 구체적으로 볼 때 첫째 파업의 경우 노동자가 그 개선을 요구하는 불만사항이 구체적이므로 그것이 제시하는 시그널이 분명하다 하겠다. 그리고 요구의 개선과 함께 파업이 종료되므로 파업은 일과성을 띤다고 할 것이다. 둘째 노동조합은 사업장내부에서의 자율적인 노사협조체제가 불만족스러운데 대한 대안으로서 만들어지는 노동자의 이익단체이다. 노동조합은 그 조직이 常時적이며 그것이 대변하는 것은 노동자의 다양한 이해관계라 하겠다. 셋째 우리나라 근로기준법상의 부당노동행위는 집단적 근로삼권이 사용자에 의해 침해될 때 일어난다. 따라서 부당노동행위 빈도가 높다는 것은 노사간의 갈등이 큼을 뜻한다. 그리고 파업이나 노조결성의 주체가 노동자인데 비해 부당노동행위의 주체는 대부분의 경우 사용자가 된다. 이렇게 보면 파업, 노동조합결성, 부당노동행위는 모두 서로 상이하게 결정되는 내생변수라고 할 것이다. 그러므로 산업평화에 대한 포괄적인 분석을 위해서는 이 세가지 지표가 상이한 내생변수로서 어떻게 결정되는지 즉 이들 각각의 고유한 결정원리를 밝히는 것은 물론 이와 아울러 세변수 상호간의 연관관계 혹은 피드백 효과도 규명해야 할 것이다.

본논문은 파업, 노조조직을, 부당노동행위라는 노사관계의 세 지표가 어떻게 상호 연관되면서 결정되는지를 연구하는 것을 목적으로 한다. 이 세 지표를 하나의 체계로 파악하고 실증적 분석을 함으로써 우리나라 노사관계의 보다 종합적인 이해를 기하고자 하는 것이다. 구체적으로 물가, 임금, 실업율, 정부의 노동정책 등의 여러 거시변수가 어떻게 노조조직을, 파업과 부당노동행위의 발생빈도라는 내생변수에 영향을 미치는지를 알려주는 거시모형을 설정한다. 이 모형은 세개의 내생변수가 서로 의존관계를 갖는 3원 연립방정식 체계이다. 이 연립방정식 모형을 지난 25 년간의 시계열자료를 사용하여 추정한다. 그리고 추정결과의 분석을 토대로 우리나라에서 산업평화를 저해하는 요

인들이 무엇인가를 해명함으로써 바람직한 노동정책 개선방향 설정에 기여하고자 한다.

II. 노조조직율, 파업, 부당노동행위에 관한 기존연구

노사관계의 불안정 요인에 관해서는 선진국의 경우 풍부한 역사적 경험을 토대로 많은 연구업적이 이루어졌다. 이들 기존연구는 대부분 노조조직율, 파업, 그리고 부당노동행위라는 세가지 노사관계 지표간의 연관관계는 다루지 않고 있지만 세지표 각각의 개별적인 결정메커니즘을 알아보는데 좋은 길잡이가 된다. 아래에서는 노조조직율, 파업, 부당노동행위라는 세 지표 각각의 결정에 관한 기존연구를 간략히 소개한다.

1. 노조조직율의 결정

노조조직율에 관한 기존이론에 공통되는 것은 기본적으로 노조가입에 따른 기대수익에서 기대비용을 뺀 기대순수익이 근로자의 노조가입 희망여부 즉 노조회원가입에 대한 수요를 결정하고 노조를 조직하는데 드는 비용이 노조서비스의 공급을 결정한다고 상정한다. 즉 노조조직율이 노동조합이 공여하는 서비스에 대한 수요와 공급에 따라 정해진다는 것이다. 이러한 수요-공급모형은 Ashenfeter-Pencavel(1969)의 시계열 연구로 시작되었다. 이후 Ashenfelter-Johnson(1972), Bain-Elsheikh(1976), Kahn(1979), Sheflin-Troy-Koeller(1981), Hirsh-Berger(1984), Roomkin-Juris(1978), Freeman(1983), Weiler(1983)는 보다 개선된 통계자료를 가지고 노조조직율 결정모형을 추정 분석하는데 중점을 두어왔다고 볼 수 있다.

2. 파업의 결정

파업은 사업장에서의 부가가치 혹은 (이 부가가치에서 통상적인 수준의 노무비와 자본비를 제외한) 경제지대를 놓고 노사 양측이 서로 분할협상을 하다가 협상이 결렬될 때 일어난다. 파업이론을 대별하면 政治모형(Political Model), 事故모형(Accident Model), 그리고 교섭모형(Bargaining Model)

의 세가지로 나누어 진다.

첫째 Ashenfelter-Johnson(1969)의 정치모형은 노조의 양보곡선을 주어진 것으로 가정하고 기업이 이윤극대화를 위해 어떻게 임금상승율을 결정하는가를 본다. 여기서 노조의 양보선은 파업개시시점의 임금상승율 즉 초기요구치를 정점으로 해서 파업이 진행되면서 점점 하락한다. 기업은 이윤을 0으로 만드는 임금상승율 즉 손익분기치를 계산하고 손익분기치와 노조의 최저요구치를 가중평균하여 임금상승율의 목표치를 정하는데 이 목표치는 파업기간에 상관없이 불변이다. 기업의 목표치가 노조의 초기요구치보다 적다면 파업이 발생하여 파업기간이 지속되면서 노조의 요구치가 감소하여 기업의 목표치와 같게 될 때 파업이 종식된다. 따라서 기업의 이윤이 증가하여 손익분기치가 증대되거나 노조의 호전성으로 인해 최저요구치가 높을 경우 기업의 목표 임금상승율이 증대하여 파업이 일어날 가능성이 적어진다. 또 실업율이 낮거나 전기실질임금이 높을 경우에는 노조에 의한 임금의 초기요구상승율이 상승하여 파업이 발생할 가능성이 높아지게 된다.

둘째 事故모형에 따르면 노사가 합리적 선택을 취할 경우 파업이 일어날 수 없으며 따라서 파업은 하나의 事故로서 일어난다는 것이다. 이 이론은 Hicks(1963)를 효시로 하며, Kennan(1980), Reder-Neumann(1980), Siebert-Addison (1981) 등의 파레토-최적 事故이론 (Pareto Optimal Accident Theory of Strikes)으로 발전되었다. 파레토-최적 파업모형에서는 노사간의 교섭행위가 세가지의 활동을 필요로 한다고 본다. 즉 (i) 정보의 입수, (ii) 교섭과정, 그리고 (iii) 교섭기본案의 설정 (specification of protocols)이 그것이다. 그런데 이 세 활동에는 모두 비용이 들게 된다. 그러므로 이 교섭활동의 소요비용이 파업에 따르는 비용보다 상대적으로 크게 되면 비록 교섭쌍방이 최적행태를 추구하는 합리적 행동자라고 하더라도 파업이 일어날 수 있게 되는 것이다.

셋째 정치모형이 노동조합의 최적화행태를 간과하고 있다는 점과 사고모형에 교섭과정이 구체화되어 있지 않다는 미비점을 보완한 것이 쌍방교섭모형 (Bargaining Model of Strikes)이다. Kaufman(1982), Hayes(1984), Morton(1983), Tracy(1984,1987), Myerson(1984a)등에 소개되어 있는 쌍방교섭이론은 과점이론을 노사교섭에 응용하여 노사가 각각 양보곡선과 반응곡선을 가지며 교섭이 진행되면서 초기에 무리하게 높이 책정된 양보곡선을

쌍방이 점차 낮추게 된다고 본다. 이에 따라 양보-반응곡선이 노사간에 서로 차이가 없어지는 수렴과정이 일어난다. 그런데 만일 최종 수렴점이 달성되는 시점이 기존계약의 만료일 이전이라면 파업을 예방할 수 있게 될 것이나 그 시점이 만료일 이후일 경우에는 파업이 발생하게 되는 것이다. 위의 세 이론적 모형을 종합하면 파업은 대체로 노사가 서로 상대방에 대하여 알고 있는 정보의 크기 혹은 불확실성의 정도, 파업에 수반되는 비용, 교섭에 드는 비용 등에 의하여 영향을 받는다. 따라서 정보-불확실성, 파업 및 교섭관련비용을 결정하는 요인들이 파업의 설명변수가 되게 된다.

3. 부당노동행위의 결정

노동법을 준수하는 것보다 위배할 경우 이득이 더 클 때 부당노동행위가 일어난다고 볼 수 있는데 이러한 분석은 Becker(1968)의 법경제학이론을 따른 것이다. 법경제학적 접근법에 따른 부당노동행위연구는 Roomkin(1981) 그리고 Flanagan(1989)에서 보듯 주로 사용자 및 노동자의 선택모형을 중심으로 이루어지고 있다. 부당노동행위는 사용자 뿐만 아니라 노동조합에 의해서도 일어날 수 있지만 우리나라의 노동조합법은 사용자의 부당노동행위만을 인정하고 있다. 그런데 우리나라에서는 극히 최근까지만 해도 노동조합의 부당행위가 드물고 사용자에 의한 부당노동행위가 대부분이었다. 또 노조의 부당노동행위에 관한 자료는 입수가 어려운 관계로 본 논문에서는 사용자의 대노동자 부당노동행위 결정모형에 논의를 한정하기로 한다.

이제 사용자의 최적화목표를 기대노무비의 극소화라고 하고 선택변수는 노동법을 위배할 확율이라고 두자. 사용자가 노동법을 준수할 경우의 노무비를 준수노무비라 정의하자. 이제 노동법을 위배할 경우의 노무비 즉 부당노동행위시의 노무비가 준수노무비보다 적다고 가정하면 사용자는 부당노동행위에 대한 인센티브가 존재하게 된다. 그러나 노동자가 부당노동행위 구제위원회나 법원에 위반사실을 제소하고 여기서 사용자가 구제판정이나 패소를 당하는 경우 사용자는 원래의 준수노무비를 환원해서 돌려주어야 함은 물론 법정비용과 범칙금을 물게 되어 법규정을 준수할 경우보다 더 많은 노무비를 물어야 하게 된다. 따라서 기대노무비 극소화 원칙에 따라 합리적으로 행동하는 사용자는 부당노동행위를 선택함에 있어서 다음과 같은 사항을 고려하게 된다. 그것은

위에서 본 (1) 준수노무비, (2) 부당노동행위시 노무비, (3) 부당노동행위제소에 관련된 법정비용 및 (4) 패소시의 범칙금과 더불어 (5) 노동자가 부당노동행위를 제소할 확률 그리고 (6) 사용자가 패소판정을 받을 확률을 들 수 있다. 이러한 여섯가지 요인으로 결정되는 기대노무비를 극소화시키는 데서 사용자의 부당노동행위 선+확율이 정해지게 되는 것이다.

Ⅲ. 우리나라의 노조조직율, 파업, 부당노동행위 결정요인의 계량모형 : 3원연립방정식 체계.

본 장에서는 기존의 노사관계 연구를 기초로 하여 노조조직율, 파업, 및 부당노동행위라는 노사관계의 세가지 지표에 관한 3원연립방정식체계를 소개한다. 그리고 노사관계에 있어서의 정부역할을 감안하여 근로감독회수를 설명변수로 추가하였다. 그리고 노조조직율변수는 Ashenfelter-Pencavel(1969)이 사용한 전년대비 노조조직율 변화율을 사용하지 않고 Neumann-Rissman(1984)의 방식을 따라 당해년도의 노조조직율의 수준을 사용하였다. 이렇게 한 이유는 나머지의 두 내생변수 즉 파업빈도와 부당노동행위빈도가 모두 전년대비변화율이 아니라 당해연도의 비율이기 때문에 이들 두변수와 측정상의 적합성을 갖기 위해서이다. 노조조직율을 내생변수로 쓰는 대신 그것의 설명변수로 전년도의 노조조직율을 포함시켰기 때문에 노조조직율 변화율을 사용하는 경우와 모형설정상의 일관성을 유지하고 있다고 본다. 최종적으로 추정에서 사용된 계량모형은 다음과 같은 3원연립방정식이다.

$$\text{UNION} = \beta_0 + \beta_1 \text{INSPECT} + \beta_2 \text{CPI} + \beta_3 \text{MSHR} + \beta_4$$

$$\text{UR} + \beta_5 \text{LUNION} + \beta_6 \text{ULP} + \epsilon_U$$

$$\text{STRIKE} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{INSPECT} + \alpha_2 \text{MWAGE} + \alpha_3 \text{CPI} + \alpha_4$$

$$\text{UR} + \alpha_5 \text{D808788} + \alpha_6 \text{ULP} + \epsilon_S$$

$$\text{ULP} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{INSPECT} + \gamma_2 \text{CPI} + \gamma_3 \text{UR} + \gamma_4 \text{REJECT} + \gamma_5$$

$$\text{P629} + \gamma_6 \text{D7273} + \gamma_7 \text{STRIKE} + \gamma_8 \text{UNION} + \epsilon_P$$

위의 연립방정식체계와 다른 모형도 여러가지로 설정하고 추정을 하였으나 추가된 변수가 유의성이 없거나 결론에 차이를 보이지 않았다. 이들 여타 모형의 추정결과는 표 III에 실려있다. 연립방정식체계 (1)-(3)에 사용된 변수

중에서 먼저 내생변수는 STRIKE, UNION 및 ULP이며 다음과 같이 정의된다.

STRIKE=파업빈도=1000x파업건수/총취업자수=취업자 1000명당 파업건수

UNION =노동조합조직율=100x조합원수/비농가상시고 : 단위=%.

ULP =부당노동행위빈도=1000x부당노동행위처리건수/총취업자수=취업자 1000명당 부당노동행위처리건수

자료 : 총취업자수는 한국은행 통계연보 각년도. 노동조합조직율은 한국노동연구원, 노동동향분석, 2/4분기 1990. 파업건수는 한국노동연구원 전계서 및 노동부 노동통계요람. 부당노동행위처리건수는 노동위원회, [1987년도 노동위원회 판례집] 및 한국노동연구원 자료.

외생변수의 정의는 다음과 같다.

INSPECT=근로감독빈도=1000x근로감독건수/총취업자수=취업자 1000명당 근로감독회수

MWAGE =제조업 월평균임금 (경상기준) : 단위=원

CPI =소비자물가지수 : 단위=%.

UR =실업율 : 단위=%.

MSHR =제조업비중=제조업취업자수/총취업자수

REJECT =부당노동행위신청의 기각율 : 단위=%.

LUNION =전년도 노동조합조직율P629=더미 ; 6.29 선언이후를 나타냄 ; 1986년 이후이면

P629 =1 ; 1986이전이면 P629=0.D7273=더미 ; [국가보위에 관한 특별조치법]의 시행으로 노동쟁의가 금지된 기간을 나타냄 ; 1972년과 1973년이면

D7273 =1 ; 다른 연도이면 D7273=0.

D808788 =더미 ; 새 공화국발족 직전 정치-사회적 위기기간을 나타냄 ; 1980, 1987, 혹은 1988년이면 D808788=1 ; 다른 연도이면 D808788=0.

자료 : 근로감독건수와 부당노동행위신청기각율은 노동위원회, [1987년도 노동위원회 판례집] 및 한국노동연구원 자료. 나머지 자료는 한국은행, 『경제통계연보』 각년도 및 경제기획원, 『한국통계월 보』 각호.

위의 모형에 사용된 변수에 관한 요약통계는 표 I에 실려 있다.

1. 내생변수에 대한 외생변수의 기대효과

위의 방정식 체계 (1) - (3)의諸외생변수가 각 내생변수들에 미치는 효과의 예상부호는 다음과 같다.

노조조직율식

먼저 (1)의 노조조직율식의 경우 소비자물가지수(CPI)가 상승하면 노동자의 실질소득이 감소하므로 노동자들의 노조서비스 수요가 크지므로 노조조직율(UNION)이 증대하게 될 것이며 사용자측에서는 물가상승기에는 노무비상승을 가격상승으로 전가시키기가 용이함으로 노조결성에 대한 거부감이 적어지므로 CPI의 계수 β_2 는 양의 부호가 예상된다. 전통적으로 노동조합조직율이 높은 제조업의 비중이 커지면 노조의 조직확대에 드는 한계비용이 감소하므로 제조업비중(MSHR)의 계수 β_3 도 양의 부호를 가질 것으로 예상된다. 실업율이 상승하면 취업의 안정성에 대한 필요성이 증대되며 이를 관철할 노조조직에 대한 수요가 증가하므로 UR의 계수 β_4 의 부호 역시 양으로 기대된다.

그리고 정부의 노사관계정책변수인 근로감독이 효과적으로 작용하여 작업환경이 개선되고 노동자의 불만이나 고충이 만족스럽게 처리되거나 아예 예방이 된다면 노동자의 노조가입에 대한 필요성이 줄어들 것이다. 따라서 근로감독빈도(INSPECT)의 계수 β_1 의 예상부호는 음이어야 할 것이다. 끝으로 노조조직율의 관성효과(inertia)가 있다고 하면 전년도의 노조조직율(LUNION)이 높으면 올해의 노조조직율도 높아야 할 것이므로 LUNION의 계수 5의 부호는 양으로 기대된다. 그리고 D808788를 포함한 정치환경변수들을 노조조직율식에 넣은 변형모형도 추가로 설정하여 추정하기로 하였다.

파업빈도식

파업빈도를 결정하는 외생변수는 우선 실업율의 상승은 노동자의 파업관련비용의 증대를 뜻하므로 파업빈도가 감소해야 할 것이다. 따라서 UR의 계수 4는 음의 부호가 예상된다. 이러한 실업율과 파업빈도간의 음의 관계 즉 파업

빈도의 순경기순환적 성격은 Ashenfelter-Johnson(1969)의 회귀분석으로 경험적으로 확인된 바 있다.

(2)식의 경우 Ashenfelter-Johnson(1969)의 추정결과에 의하면 前雇傭계약기간중의 실질임금상승율이 낮으면 금기의 파업빈도는 증가한다. 또 前雇傭계약기간중 소비자물가상승율($\% \Delta CPI - 1$)이 증가하거나 명목임금상승율($\% \Delta W - 1$)이 감소하면 금기의 파업빈도가 증가하게 된다는 것이다. 그러나 본 연구에서는 $\% \Delta CPI - 1$ 와 $\% \Delta W - 1$ 를 사용하지 않고 금기의 소비자물가수준(CPI)와 금기의 명목임금수준(MWAGE)을 사용하기로 하였다. 그 이유는 같은 연립방정식체계안에 포함된 노조조직율식과 파업빈도식에 사용된 물가변수가 CPI인 것이 하나이다. 또 (2)식에 $\% \Delta CPI - 1$ 와 $\% \Delta W - 1$ 를 사용하여 모형을 추정하였으나 둘 다 유의도가 발견되지 않았다.

본 연구의 파업모형 (2)에서 본 금기의 소비자물가수준(CPI)와 금기의 명목임금수준(MWAGE)이 타당한 설명변수로 작용하기 위해서는 이 둘의 비율 즉 금기의 실질임금수준이 파업에 영향을 미친다는 것이 전제되어야 할 것이다. 그런데 Ashenfelter-Johnson(1969)은 前雇傭계약기간중의 실질임금상승율이 낮을 수록 파업빈도는 높다고 하였다. 그런데 이 상승율은 계약기간중의 평균치이므로 계약기간의 2분의 1 이전시점에서의 실질임금상승율의 추정치라고 할 수 있다. 그런데 Ashenfelter-Johnson(1969)이 연구대상으로 한 미국의 경우 노사단체계약기간이 약4년이다. 따라서 이것의 2분의 1은 2년전이며 그때가 실질임금상승율이 낮은 불황기였다면 2년 이후인 지금은 호황기일 것이며 그 때가 실질임금상승율이 높은 호황기였다면 지금은 그 반대로 불황기이어야 할 것이다. 따라서 前雇傭계약기간중의 실질임금상승율이 낮을 수록 파업빈도가 높다는 것은 금기의 실질임금이 높을 수록 파업빈도가 높다고 하는 것과 같은 논리라고 할 수 있다. 즉 Ashenfelter-Johnson(1969)이 보고하는 前雇傭계약기간중의 실질임금상승율과 파업빈도와와의 음의 관계는 실업률-파업빈도간의 음의 관계와 마찬가지로 파업의 순경기순환적 성격을 말한다고 해석할 수 있을 것이다. 그러므로 본 연구 파업모형 (2)에서는 금기의 제조업의 임금수준(MWAGE)이 상승하거나 금기의 소비자물가상승율(CPI)이 감소하면 경기가 호황국면에 접어들었음을 의미하므로 파업의 순경기순환성에 따라 파업빈도가 증가해야 할 것으로 본다. 따라서 CPI의 계수 α_3 는 음의 부호 그리고 MWAGE의 계수 α_4 는 양의 부호가 예상된다.

정책변수인 근로감독의 경우 노조조직율식에서와 마찬가지로 근로감독의 강화가 노동자의 고충-불만의 해소에 효과적이라면 노동자의 파업빈도도 줄어야 할 것이며 따라서 근로감독빈도 INSPECT의 계수 α_1 의 부호는 음이어야 할 것이다. 더미변수 D808788는 사회혼란기를 나타내는 정치환경변수이다. 사회혼란기에 행정력이 취약해져 정부에 의한 노조단체활동의 제약이라는 채찍과 사용자에 대한 근로감독강화로 노동자의 이해를 증진시키는 당근이 제대로 기능하지 않게 되면 노동자의 불만이 증폭되어 이것이 파업으로 폭발할 가능성이 커지게 될 것이다. 그러므로 D808788의 계수 α_5 는 양의 부호를 가지리라 예상된다.

부당노동행위빈도식

부당노동행위는 우리나라의 노동조합법은 사용자가 노동조합의 정상적인 활동을 방해하는 것을 부당노동행위로 간주하고 이를 불법으로 규정하고 있다. 제Ⅲ장의 (3)식의 논의를 따르면 노동조합법규의 위반 즉 부당노동행위사례는 물가상승기에 늘어나게 된다. 그 까닭은 정부의 경우 여론이 물가안정을 회구하게 되므로 정부는 노무비의 감소에 의한 비용양등인플레이의 억제에 호의적으로 될 것이다. 그러므로 사용자의 노무비 절감노력이 반노조활동으로 나타나고 이것으로 인해 부당노동행위사례가 일어나는 경우 정부가 사용자에 대해 호의적일 가능성이 커진다. 따라서 노동자의 부당노동행위신청이 부당노동행위로 판정받을 확율이 적어지게 되므로 사용자에 의한 부당노동행위가 늘어나게 된다. 그리고 물가상승이 경제불황과 함께 하는 경우 영업수익의 악화에 대한 대책으로 사용자는 노무비절감노력을 더욱 강화해야 하게 되므로 노동조합활동에 저항하고 부당노동행위가 증가할 가능성된다. 그렇다면 CPI의 계수 γ_2 는 양의 부호를 가져야 것이다.

실업율의 증가는 취업기회의 축소를 뜻하므로 현재의 직장을 유지할 필요성이 더 커진다. 따라서 노동자가 사용자와의 관계를 악화시키기를 꺼려할 것이므로 부당노동행위구제를 신청할 확율이 적어져 사용자의 부당노동행위가 증가되게 된다. 그러므로 UR의 계수 γ_3 의 부호가 양일 것으로 기대된다. 그리고 노동자가 부당노동행위구제를 신청할 경우 사용자가 승소판정을 받을 확율 즉 부당노동행위구제신청이 기각될 확율(REJECT)이 높아지면 사용자가 부당노동행위를 억제할 인센티브가 줄어들므로 REJECT의 계수 γ_4 는 양이라고 기대된다.

정부의 근로감독이 강화되는 경우 이것이 노조법의 위배사례를 없애는데 기여한다면 근로감독의 강화는 부당노동행위를 감소시키는데 기여하여야 할 것이다. 그러나 근로감독의 강화가 근로기준법의 준수여부에 초점을 둔다고 보면 근로감독이 강화된다고 해서 부당노동행위가 감소하지 않을 수도 있을 것이다. 그리고 근로감독의 강화가 사용자의 노동자에 대한 처우의 개선을 가져온다고 하면 노동자의 노조가입에 대한 유인이 감소할 것이며 이는 노조세력의 약화를 뜻한다. 따라서 사용자에 의한 반노조활동이 강화될 수 있을 것이다. 이럴 경우 근로감독의 강화는 거꾸로 부당노동행위를 증대시키게 된다. 그러므로 INSPECT의 계수 γ_1 는 음의 부호를 가질 수도 있고 양의 부호를 가질 수도 있을 것이므로 그것의 부호는 이론적이 아니라 경험적으로 정해져야 할 것이다.

부당노동행위에 관련된 정치환경변수는 노동조합의 단체교섭을 범으로 활성화해준 6.29 선언의 효과를 나타내는 변수 (P629) 그리고 유신헌법에 의해 노조활동이 극도로 억압되었던 기간을 나타내는 변수 (D7273)이다. 그런데 급격한 노조활성화 및 노조세력의 신장이 노동조합에 과격한 요구를 수반할 수 있고 또 다른 한편으로 사용자의 노동조합에 대한 위기의식을 고양시키게 된다고 볼 때 사용자의 노동조합활동의 저지노력을 야기한다고 볼 수 있다. 그러므로 P629의 계수 5는 양의 부호를 가져야 할 것이다. 정부의 노조활동 억압정책이 노조활동 자체를 위축시킨다고 하면 사용자가 노조활동을 저지할 필요성도 적어지므로 부당노동행위의 발생건수도 줄어들어야 할 것이다. 따라서 D7273의 계수 γ_5 의 부호는 음으로 예상된다.

2. 내생변수 상호간의 종속관계

노조조직율, 파업 및 부당노동행위라는 세가지 노사관계지표 상호간의 작용-반작용의 관계에 대한 체계적인 연구는 전무한 실정임은 이미 언급하였다. 본연구는 세 지표간의 연관관계 즉 UNION, STRIKE, ULP의 세 외생변수의 상호관계를 다음과 같이 설정한다.

첫번째, 내생변수는 노조조직율인데 이것은 또 하나의 내생변수인 부당노동행위빈도에 의해 영향을 받는다고 본다. 그 이유는 다음과 같다. 사용자에 의한 부당노동행위 증대는 사용자세력에 비해 노동조합의 세력이 취약하다는 것

을 반영한다고 할 수 있다. 노조가 취약하여 임금결정과정에서 노조의 독점력 행사가 제대로 이루어지지 않는다면 임금 및 근로조건의 향상이 빨리 이루어 질 수 없을 것이다. 이 경우 노조에 가입하지 않은 기존취업노동자가 임금 및 근로조건의 신속한 향상을 위해 강력한 노동조합의 필요성을 느낀다면 이들에 의한 노조가입이 활발해 질 것이며 노조조직율이 증대될 것이다. 이러한 논리가 타당하다면 (1)의 노조조직율식에서 ULP의 계수 γ_6 는 부호가 양이 되어야 할 것이다.

두번째, 내생변수인 파업의 결정도 위에서도 비슷한 논리로 부당노동행위빈도라는 타내생변수에 의해 영향을 받는다고 할 수 있다. 즉 부당노동행위의 증대할 경우 이것이 노동조합의 호전성을 초래할 가능성이 크다. 이렇게 되어 노사간의 대화가 단절되고 서로 대치국면이 계속되면 노사가 근로조건에 대한 합의를 이루지 못하여 파업이 일어날 확율이 크지게 되는 것이다. 그러므로 ULP의 계수 α_6 는 양의 부호가 예상된다. 노조조직율이 증대될 경우 이것이 노조가 파업을 관철할 수 있는 능력을 나타내는 것이라면 위협효과등을 보여 주기 위해서든지의 이유로 파업이 잦게 일어날 수도 있다. 그러나 다른 한편 증대된 조직율에 바탕을 둔 강력한 노조가 노동자의 권익을 지속적신장시켜 주고 있다면 파업이 사전에 예방될 수도 있을 것이다. 그러므로 노조조직율이 파업빈도의 결정변수인지 아닌지를 이론적으로는 확립하기는 어렵다. 따라서 본연구에서는 노조조직율을 파업의 설명변수로 포함한 변형모형도 추가로 설정-추정하기로 하였다.

세번째, 내생변수인 부당노동행위빈도에는 나머지 내생변수인 노조조직율과 파업빈도를 모두 포함시켰다. 먼저 노조조직율의 증가는 노조의 세력확대를 의미하므로 사용자의 부당노동행위가 감소하여야 할 것이다. 따라서 UNION의 계수 γ_7 은 음의 부호가 예상된다. 그리고 파업빈도의 증가는 노동조합의 강경화를 반영하며 따라서 사용자의 부당노동행위에 대한 노동자측의 강한 반발이 예상될 것이다. 이것은 노동자가 부당노동행위에 대한 구제신청을 제기할 확율을 높이는 한편 미파업사업장이 파업을 개시할 가능성을 증대시킬 것이므로 사용자는 부당노동행위를 자제하게 될 것이다. 그러므로 STRIKE의 계수 γ_7 은 그 부호가 음으로 예상된다.

〈表 1〉 회귀식에 사용된 변수의 요약통제

변수(단위)	표본수	평 균	표준편차	최소치	최대치
UR (%)	24	4.4000	1.1206	2.5000	7.3000
MWAGE (원)	24	.11635E+06	.12092E+06	4600.0	.39306E+06
CPI (%)	24	51.330	38.005	8.8300	114.70
REJECT (%)	24	15.312	5.9591	4.4600	24.900
LUNION (%)	24	20.667	2.5879	15.500	24.300
MSHR	24	.18679	.54267E-01	.94078E-01	.27664
INSPECT	24	1.4409	.73954	.47227	2.7502
UNION (%)	24	20.713	2.5436	15.500	24.300
STRIKE	24	.23541E-01	.48769E-01	.00000	.22924
ULP	24	.15488E-01	.14334E-01	.45695E-02	74630E-01

IV. 노조조직율, 파업빈도, 부당노동행위빈도의 3원연립방정식 모형의 추정결과

Ⅲ의 식 (1)－(3)으로 구성되는 3원연립방정식 모형은 노조조직율, 파업빈도, 및 부당노동행위라는 세 내생변수간의 상호연관관계를 보여준다. 이러한 연립방정식 체계를 고려하지 않고 한가지 내생변수의 결정식만 떼내어 단일방정식 접근법으로 회귀분석할 경우 추정상에 편기(bias)가 생기게 된다. 그래서 본 연구에서는 二段階 최소자승법을 사용하여 식 (1)－(3)을 추정하였다. 추정한 결과는 표 2에 수록되어 있다. 이 추정결과의 의미를 해석하면 아래와 같다.

노조조직율식

먼저 노조조직율의 결정에 있어서 소비자물가지수(CPI)와 실업율(UR)의 계수는 10%의 유의도를 사용할 경우 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. (주: 이하의 논의에서 유의도는 모두 10%를 사용함.) 이 두변수를 제외한 나머지의 외생변수들의 계수는 모두 유의성을 갖으며 부호도 제Ⅲ장에서 예상한 것과 동일하게 나타났다. 이들 유의성이 있는 계수가 갖는 의미를 해석해 보면 다음과 같다. 첫째 (여타 사정이 변함없는 한) 高노조조직부문인 제조업비중(MSHR)이 1% 포인트 증가하면 노조조직율은 0.288% 포인트 상승한다. 둘째 전년도 노조조직율(LUNION)이 1% 포인트 높아지면 금년도의 노조조직율은 0.693% 포인트 더 높아지게 된다. 셋째 정부의 근로감독빈도(IN-

SPECT)가 취업자 1000명당 1건이 더 높아지면 노조조직율은 1.768% 감소하게 된다.

정치환경을 나타내는 더미변수 D808788, P629, 그리고 D7273가 노조조직율에 미치는 영향을 보기 위해 (1)의 모형에 이들을 추가해 보았으나 유의도가 나타나지 않았다. 이들 변형모형의 추정결과는 표 3-1, 표 3-2, 표 3-3에 주어져 있다.

노조조직율 결정에 미치는 내생변수의 효과를 보면 부당노동행위빈도(ULP)는 그 계수가 유의성을 갖으며 부호도 제Ⅱ장에서 예상했던 것과 동일하다. 즉 부당노동행위빈도가 취업자 만명당 1건이 더 증가하면 노조조직율은 3.763% 포인트(취업자 1000명당 1건이 더 증가할 경우 노조조직율은 37.63% 포인트) 증가한다고 나타났다.

파업빈도식

표 2의 추정결과를 보면 파업빈도식 (2)의 좌변에 있는 설명변수중에서 소비자물가지수(CPI)와 실업율(UR)의 계수는 노조조직율식에서와 마찬가지로 통계적 유의성이 나타나지 않았다. 이들 이외의 외생변수들은 그 계수가 모두 유의성이 있고 부호도 제Ⅲ장에서 기대한 것과 같다. 이들 계수들이 갖는 의미는 다음과 같다. 첫째 제조업월임금이 10만원 상승하면 파업빈도는 취업자 1000명당 0.1233건 증대한다. 둘째 정부의 근로감독빈도(INSPECT)가 취업자 1000명당 1건이 더 높아지면 파업빈도는 취업자 1000명당 0.05358건 감소하게 된다.

정치환경을 나타내는 더미변수 D808788의 효과를 해석하면 1980, 1987 그리고 1988의 3개년의 경우 정치적 혼란의 와중에서 노사분규가 폭발한 것이라고 할 수 있다. 즉 이 기간중의 파업빈도는 예년에 비해 취업자 1000명당 0.09237건 더 높다. 그리고 D7273이 파업빈도에 미치는 영향을 보기 위해 (2)의 모형에 이들을 추가해 보았으나 유의도가 나타나지 않았다. 이 변형모형의 추정결과는 표 3-5에 주어져 있다.

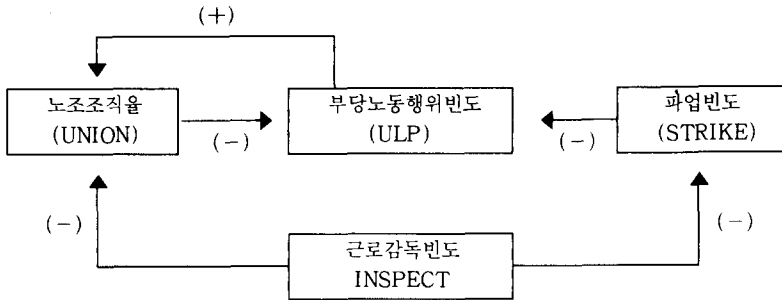
파업빈도의 결정에 미치는 내생변수의 영향을 보면 표2는 부당노동행위빈도(ULP)의 효과가 유의성이 없음을 알려주고 있다. 그리고 표 3-4의 변형모형의 추정결과에 따르면 노조조직율(UNION)도 역시 유의성이 발견되지 않았다.

부당노동행위빈도식

표 2의 추정결과를 보면 부당노동행위빈도식 (3)의 설명변수는 근로감독빈도 (INSPECT), 부당노동행위구제의 기각율(REJECT)과 소비자물가지수 (CPI)는 통계적 유의성이 나타나지 않았다. 유의성을 갖는 설명변수들의 계수 추정치가 갖는 의미를 해석하면 첫째 실업율이 1% 포인트 상승하면 취업자 백만명당 부당노동행위(처리)건수는 4.795건이 증가한다. 더미변수인 P629와 D7273의 계수는 모두 유의성을 갖고 있어 부당노동행위빈도에 미치는 정치환경의 중요성을 알려주고 있다. 먼저 P629의 추정계수에 따르면 6.29의 영향으로 인해 1987년 및 그 이후의 부당노동행위가 취업자 백만명당 122.5건이 증가한 것으로 나타났다. D7273의 추정계수는 1972-1973년의 노동쟁의금지 환경으로 인해 부당노동행위처리건수가 취업자 백만명당 12.019건 꼴로 감소하였음을 알려준다. 부당노동행위빈도의 결정에 미치는 내생변수의 효과는 표2에 의하면 노조조직율(UNION)과 파업빈도(STRIKE) 둘다 유의성이 높다고 나타났다. 이들 내생변수의 계수추정치에 따르면 첫째, 파업건수가 취업자 1000명당 1건이 증가할 경우 부당노동행위 처리건수는 취업자 백만명당 451.59건 꼴로 감소한다. 둘째, 노조조직율(UNION)이 1% 포인트 상승하면 부당노동행위 처리건수가 취업자 백만명당 1.3025건 꼴로 감소하는 것으로 나타났다.

V. 추정결과와 분석: 노사관계 세지표간 연관성

위에 기술한 노사관계의 세지표 즉 노조조직율, 파업빈도, 부당노동행위빈도의 3원연립방정식 모형의 추정결과가 갖는 함의를 검토해 보기로 한다. 이들 세지표간의 연관관계를 도식화한 것이 <그림1>이다. 그림의 상단에 이들 셋간의 상호연관관계가 부호가 있는 화살표로 나타나 있는데 이를 설명하면 아래와 같다.



〈그림 1〉 노조조직율, 파업빈도, 부당노동행위빈도의 세 노사 관계 지표와 정부정책변수인 근로감독 빈도와의 연관관계

부당노동행위빈도와 파업빈도간의 관계 :

〈그림 1〉에 따르면 부당노동행위빈도는 파업빈도에 미치는 영향이 (통계적 유의성을 갖지 못해) 없지만 파업빈도는 부당노동행위빈도에 음의 영향을 미친다. 따라서 파업이 증가하면 부당노동행위가 감소하게 되는데 이것은 파업의 진행으로 노동조합의 대사용자 자세의 강경화로 인해 사용자의 부당행위가 자제되면서 일어난다고 할 수 있을 것이다. 그리고 분류를 겪지 않는 업체에서는 분류예방 노력으로 사용자가 노조에 대한 배려를 증대시키면서 부당노동행위가 줄어드는 것으로도 해석할 수 있을 것이다.

부당노동행위의 증가가 파업빈도의 변화에 영향을 주지 않는다는 사실은 다음을 시사한다. 그것은 부당노동행위의 증가가 한편으로는 노동자의 불만을 고조시켜 파업을 증가시키는 효과를 갖는다고 할 수 있겠지만 다른 한편으로는 부당노동행위 증가가 노조세력의 약화 및 노조의 단체행동의 저지에 실질적으로 기여할 경우 파업의 감소를 초래하게 된다는 것이다. 따라서 부당노동행위의 증가가 파업빈도에 미치는 순효과는 이 두가지의 상반되는 효과의 합이 될 것이다. 그런데 이 순효과가 통계적 유의성을 갖지 않는다는 본연구의 추정결과는 이 두효과가 서로 상쇄되고 있다는 것을 뜻한다고 하겠다.

노조조직율과 부당노동행위빈도의 상호 연관관계 :

〈그림1〉은 노조조직율과 부당노동행위빈도는 서로 작용-반작용의 관계에 있음을 나타내어 주고 있다. 즉 노조조직율의 상승이 부당노동행위의 감소를

야기하고 이에 반하여 부당노동행위빈도의 상승은 노조조직율의 상승을 야기하고 있는 것이다. 여기서 파업빈도식에 변화가 없다고 상정하고 오차항을 제외시키면 노조조직율과 부당노동행위빈도 두 지표간의 상호 연관관계는 표2의 추정치를 일부 이용할 때 다음 두식으로 간략화할 수 있다.

$$\text{UNION} = B_0 + 37.63 \times \text{ULP} \quad (4)$$

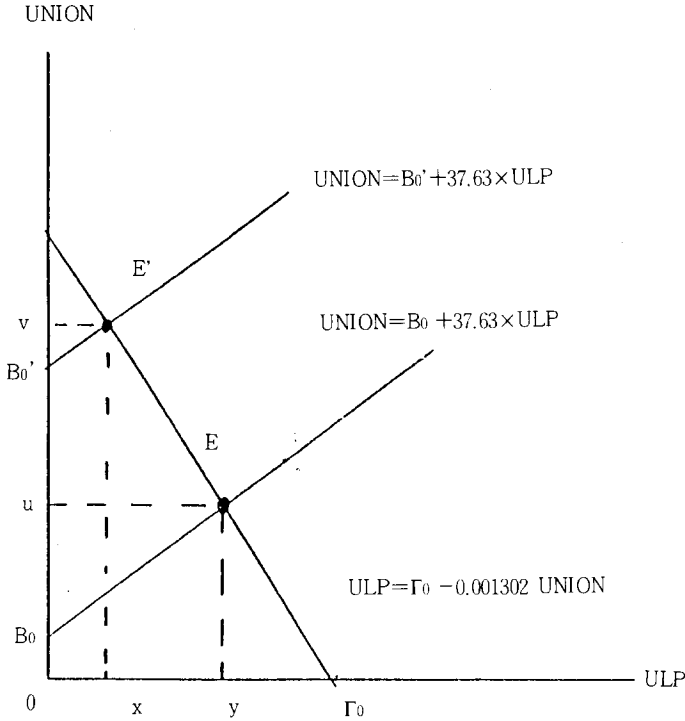
$$\text{ULP} = 0 - 0.001302 \text{ UNION} \quad (5)$$

식(4)과 (5)의 解를 구하면

$$\text{UNION} = (B_0 + 37.63\Gamma_0) / (1 + 37.63 \times 0.001302) \quad (4')$$

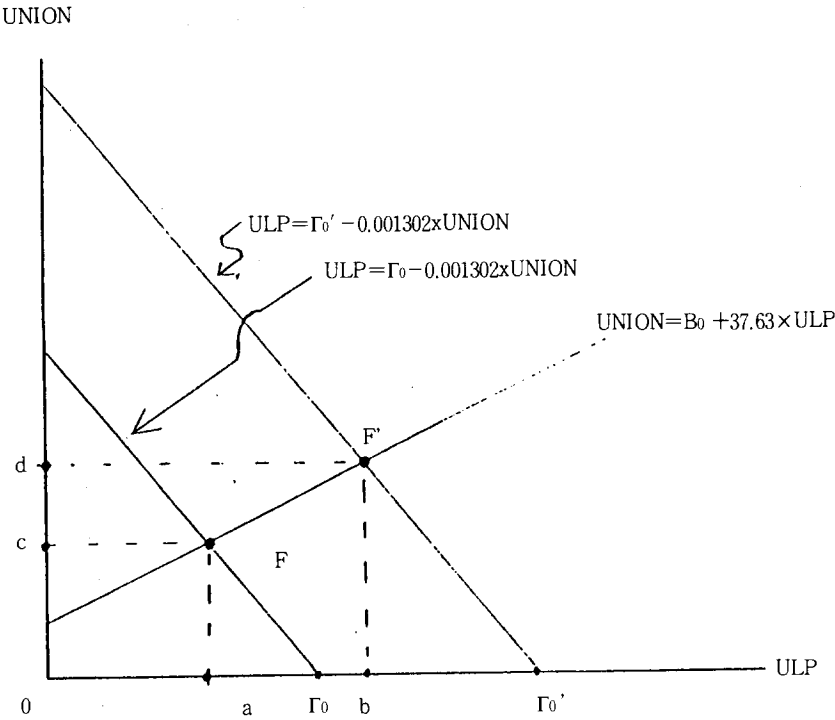
$$\text{ULP} = (\Gamma_0 - 0.001302B_0) / (1 + 37.63 \times 0.001302) \quad (5')$$

식(4')과 (5')에 따르면 먼저 노조조직율의 외생적 결정요인의 변화로 B_0 가 증가하면 균형에서의 노조조직율은 상승하는 한편 부당노동행위를 결정하는 외생변수에는 변화가 없어 Γ_0 가 동일하더라도 (균형) 부당노동행위빈도가 감소하게 된다. 이와 같은 노조조직율 고유의 외생적 설명변수의 변화가 동시에 야기하는 노조조직율과 부당노동행위빈도의 변화는 <그림2>의 균형점 E점에서 E'점으로의 이동으로 圖示할 수 있다. 즉 B_0 가 B_0' 으로 증가함에 따라 노조조직율은 u에서 w로 증대되며 이에 반하여 부당노동행위빈도는 y에서 x로 감소하게 되는 것이다. 그러므로 부당노동행위와의 연관성을 고려하지 않는 노조조직율 단일 방정식 모형에서는 연립방정식 추정편기에 의한 추정오차가 일어남은 물론이거니와 추정편기가 없다고 하더라도 다음과 같은 추정결과에 대한 해석상의 오류를 범하게 된다. 즉 노조조직율 단일모형에서는 노조조직율만 $B_0' - B_0$ 만큼 증가하는 것으로 나타나지만 이것은 일차적인 효과에 지나지 않으며 종국적인 효과는 이 보다 적어야 한다. 그 까닭은 노사관계 지표간의 연관성으로 인해 노조조직율의 상승이 부당노동행위의 감소를 일으키며 둘째 이러한 부당노동행위 변화의 반응효과로 인하여 (균형)노조조직율의 증가는 $\Gamma_0' - B_0$ 보다 적은 $v - u$ 가 되기 때문이다.



〈그림 2〉 부당노동행위빈도와 파업빈도간의 작용-반작용의 연관관계 : 노조조직율 고유의 외생적 설명변수의 변화에 따라 노조조직율(UNION)과 부당노동행위빈도(ULP)가 변화한 경우.

이제 부당노동행위빈도의 외생적 결정요인의 변화로 Γ_0 가 증가하는 경우를 보자. 이때 (균형)부당노동행위빈도가 상승하는 것은 물론이며 노조조직율을 결정하는 외생변수가 변하지 않더라도 즉 B_0 가 불변이더라도 (균형)노조조직율이 증가하게 된다. 이러한 부당노동행위결정에 고유한 외생적 설명변수의 변화로 함께 초래되는 노조조직율 및 부당노동행위빈도의 변화는 〈그림3〉의 F점에서 F'점으로의 이동으로 圖示된다. 즉 Γ_0 가 Γ_0' 으로 증가함에 따라 부당노동행위빈도는 a에서 b로 증대되는 동시에 노조조직율도 역시 c에서 d로 되는 것이다. 여기서도 유의해야 할 점은 노조조직율과 부당노동행위와의 연관성을 고려하지 않는 부당노동행위 단일 방정식 모형에서는 부당노동행위만 $\Gamma_0' - \Gamma_0$ 만큼 증가하겠지만 노사관계 지표간의 연관성이 존재하므로 첫째 노조조직율의 동반상승이 일어나며 둘째 이와 같은 노조조직율 변화의 반응효과로 인해 (균형)부당노동행위의 증가는 $\Gamma_0' - \Gamma_0$ 보다 적은 $b-a$ 가 된다는 것이다.



〈그림 3〉 부당노동행위빈도와 파업빈도간의 작용-반작용의 연관관계 : 부당노동행위결정에
고유한 외생적 설명변수의 변화에 따른 노조조직율(UNION) 및 부당노동행위빈도
(ULP)의 변화

위에서 노사관계 지표간의 상관성을 분석할 때 하나의 지표에 관한 결정변수만 변화하고 다른 지표의 결정변수에는 변동이 없다고 가정하였다. 그러나 많은 경우에 노사관계의 지표는 동시에 변화하게 된다. 즉 노사관계의 두 지표 혹은 세지표에 공통된 결정변수가 변화할 수 있는 것이다. 이 경우에도 본 연구의 계수추정치를 사용하여 〈그림 2〉-〈그림 3〉과 같은 방식으로 여러 지표간의 연관관계를 분석할 수 있음은 물론이다.

노사관계 세 지표간의 관계

〈그림 1〉에 따르면 노사관계를 대변하는 세 지표간의 관계는 다음과 같은

특징을 갖는다. 먼저 이들 중 서로 직접적인 교호작용을 갖는 두 지표는 노조조직율과 부당노동행위 뿐이며 이 둘간에도 작용의 방향이 하나는 음이고 다른 하나는 양으로 서로 부호가 다르다. 따라서 이들 세 지표간에는 대체관계나 보완관계가 발견되지 않는다. 그리고 파업빈도는 부당노동행위에 영향을 주지만 역은 성립하지 않는다. 따라서 연관트리(relations tree) 개념을 사용하면 파업빈도는 상위지표(upstream indicator)이고 나머지 둘은 하위지표(downstream indicator)라고 할 수 있겠다. 그리고 노조조직율과 부당노동행위빈도는 서로 동위지표(parallel indicator)라고 할 것이다.

근로감독빈도와 노사관계 지표

〈그림 1〉을 보면 하단에 있는 정책변수 즉 근로감독빈도는 우단의 노사관계 지표중 노조조직율과 파업빈도에 각각 음의 영향을 미치지만 부당노동행위에는 직접적인 영향이 없다. 따라서 근로감독빈도가 증가하면 첫째 〈그림 2〉의 노조조직율식 이동과는 정반대로 노조조직율식이 우하향으로 이동한다. 이것은 균형점이 E'에서 E로 이동하는 것과 동일함으로 균형에서 노조조직율은 감소하고 부당노동행위는 증가하는 결과를 낳게 된다. 여기서도 부당노동행위와의 연관성을 고려하지 않는 노조조직율 단일 방정식 모형에서 보다는 노조조직율의 감소분이 적을 것은 물론이다. 둘째 근로감독빈도의 증가는 파업빈도의 감소를 낳으며 파업의 감소는 부당노동행위의 증가를 일으킨다. 〈그림 3〉의 균형과정을 따를 경우 부당노동행위의 증가 즉 부당노동행위식의 상향이동은 노조조직율의 동반상승을 초래하고 이러한 노조조직율의 상승에 따른 반응으로 인해 부당노동행위는 그 증가세가 둔화되기는 하지만 여전히 순증가를 나타내게 된다.

따라서 근로감독빈도의 한단위 증가가 노조조직율과 부당노동행위에 야기하는 최종효과를 구하기 위해서는 위에서 본 노조조직율의 하향이동에 의한 것과 파업빈도의 감소에 따른 부당노동행위 빈도의 상향이동에 의한 두 효과 그리고 이들 두 효과의 상호연관 효과를 모두 고려해야 할 것이다. 이 최종효과는 〈그림 2〉-〈그림 3〉과 같은 2원연립방정식의 해에 의한 부분균형(Partial Equilibrium)이 아니라 노조조직율식, 파업빈도식, 및 부당노동행위빈도식으로 구성되는 3원연립방정식의 解에 입각한 일반균형이 되어야 함을 물론이다. 이러한 3원연립방정식의 解에 따라 근로감독빈도 증가의 효과를 보면 아래와

같다.

먼저 근로감독빈도와 노사관계의 세지표를 제외한 모든 변수의 효과를 절편에 포함시키고 오차항을 제외시키면 3원연립방정식은 다음과 같이 간략화된다.

$$\text{UNION} = B_0 + \beta_1 \text{INSPECT} + \beta_6 \text{ULP} \quad (\text{a})$$

$$\text{STRIKE} = A_0 + \alpha_1 \text{INSPECT} \quad (\text{b})$$

$$\text{ULP} = \Gamma_0 + \gamma_7 \text{STRIKE} + \gamma_8 \text{UNION} \quad (\text{c})$$

위의 세식을 연립하여 풀어 해를 구하면

$$\begin{aligned} \text{UNION} = & \{B_0 + \beta_6 \Gamma_0 + \beta_6 \gamma_7 A_0 \\ & + (\beta_1 + \beta_6 \gamma_7 \alpha_1) \text{INSPECT}\} / (1 - \beta_6 \gamma_8) \end{aligned} \quad (\text{b}')$$

$$\begin{aligned} \text{ULP} = & \{\Gamma_0 + \gamma_7 A_0 + \gamma_6 B_0 \\ & \gamma_7 \alpha_1 + \gamma_8 \beta_1\} \text{INSPECT} \} / (1 - \beta_6 \gamma_8) \end{aligned} \quad (\text{c}')$$

(b')과 (c')을 INSPECT에 관해 미분하면

$$\begin{aligned} d(\text{UNION}) / d(\text{INSPECT}) &= (\beta_1 + \beta_6 \gamma_7 \alpha_1) / (1 - \beta_6 \gamma_8) \\ d(\text{ULP}) / d(\text{INSPECT}) &= (\gamma_7 \alpha_1 + \gamma_8 \beta_1) / (1 - \beta_6 \gamma_8) \end{aligned}$$

이제 표 II의 추정치를 적용하여 위의 미분함수의 값을 구하면

$$d(\text{UNION}) / d(\text{INSPECT}) = -0.08176 \quad (\text{i})$$

$$d(\text{ULP}) / d(\text{INSPECT}) = 0.02525 \text{가 된다.} \quad (\text{ii})$$

식(i)에 따르면 근로감독빈도가 한단위(취업자 1000명당 1회) 증가하면 노조조직율은 0.8176% 포인트가 감소하게 된다. 이것은 노조조직율식에 있는 근로감독빈도의 계수 β_1 의 절대값인 1.7682%의 절반밖에 되지 않는다. 이 두 수치간의 차이는 노조조직율, 파업빈도 및 부당노동행위빈도의 세 내생 변수간의 상호연관관계에 의한 것이며 따라서 내생변수간의 상호연관관계를 무시할 경우 연립방정식 추정편기가 없다고 하더라도 근로감독의 효과가 해석상에 있어서 과다 추정되게 되는 것이다.

식(ii)에 의하면 근로감독빈도가 한단위 증가하면 부당노동행위는 0.02525단위(즉 취업자 1000명당 0.02525건) 증가하게 된다. 그런데 이 계산을 함에 있어서 부당노동행위식의 근로감독빈도의 계수는 그것의 추정치가 유의성이 없어서 零으로 두었으므로 이것은 근로감독빈도 증가가 미치는 파업빈도 감소 효과와 노조조직율 감소효과가 부당노동행위빈도에 간접적으로 미친 영향의 합으로 이루어진 것이다. 그러므로 세 내생변수간의 연관성을 무시하면 근로감독빈도가 증가해도 부당노동행위빈도에는 변화가 없다는 오류를 범하게 되는 것이다.

위의 분석에 의하면 근로감독은 파업빈도와 노조조직율을 감소시키는데 기여를 하지만 부당노동행위를 증대시키는 효과를 가지므로 정부의 근로감독이 궁극적으로 노동조합을 대체하는 기능을 했다고 보기는 힘들다. 즉 근로감독의 강화가 궁극적으로 노동자의 고충-불만을 해소하는 노동조합의 類似(UNION-LIKE) 서비스 기능을 제공하여 노사관계를 개선하기 보다는 보다 직접적인 개입에 의한 파업감소 및 노조조직율감소에 주력했다고 해석할 수 있겠다.

〈表 2〉 2단계 최소자승법 추정결과¹⁾

표본기간 : 1965-1988

설명변수	UNION	종속변수 STRIKE	ULP
CONSTANT	4.469252 (1.442354)	0.9021138E-01* (2.473009)	0.1773270E-01 (1.188807)
INSPECT	-1.768295* (-2.272639)	-0.5358122E-01* (-2.723399)	0.6566749E-02 (1.638537)
WAGEM		0.1233112E-05* (2.061215)	
PRLE	-0.22530497E-1 (-0.9021746)	-0.2227479E-02 (-1.453141)	0.1224927E-03 (-1.359389)
MSHR	28.81335* (1.696679)		
UNEM	-0.1018335 (-0.2384610)	-0.1468489E-02 (0.2400428)	0.479496E-02* (4.585539)
REJECT			0.1147234E-03 (0.4654254)
LUNION	0.6934380* (4.680288)		
D808788		0.9236645E-01* (4.499673)	
POST629			0.1224936* (9.366155)
D7273			-0.1201937E-01* (-3.241242)
STRIKE			-0.4515942* (-6.456267)
UNION			-0.1302533E-02 (-2.511460)
ULP	37.63199* (1.848367)	-2.363579 (-1.506622)	
Rbar**2)	.86970	.78707	.92523
D-W ²	2.0762	2.6666	1.4675

1) 괄호안의 숫자는 추정계수의 t-값을 나타낸다. 본 연구의 해석에 있어서 유의도를 10%로 정하고 추정계수의 t-값의 절대치가 1.645 이상인 경우 유의성을 갖는 것으로 하였으며 * 표시를 하였다.

2) D-W는 Durbin-Watson 검통계치를 나타낸다.

〈表 3〉 방정식체계 (4) - (6)의 변형모형의 설정 및 추정결과.

1. 식(4)와 달리 모형을 설정한 경우의 2단계 최소자승법에 의한 노조조직율 방정식의 추정결과.

1) 표Ⅲ-1. 노조조직율 모형 : (1) - A¹⁾

종속변수 = UNION

RBAR^{**2)} = .84923908; D-W = 2.2172

	설 명 변 수	추 정 계 수	표 준 편 차	t-값
1	CONSTANT	4.361214	3.336358	1.307178
2	INSPECT	-1.448635	.9430137	-1.536176
3	PRLE	-.2010036E-01	.2706614E-01	-.7426384
4	MSHR	22.50524	20.17943	1.115256
5	UNEM	-.1247887	.4604273	-.2710280
6	P629	1.495693	2.019189	.7357818
7	UNION	.7417334	.1723635	4.303309
8	ULP	16.97403	35.60776	.4766947

2) 표Ⅲ-2. 노조조직율 모형 : (1) - B¹⁾

종속변수 = UNION

RBAR^{**2)} = .85139524; D-W = 2.3725

	설 명 변 수	추 정 계 수	표 준 편 차	t-값
1	CONSTANT	3.241050	3.687883	.8788374
2	INSPECT	-1.726215	1.018801	-1.694359
3	PRLE	-.162724E-01	.2731177E-01	-.6124555
4	MSHR	26.39727	20.81145	1.268402
5	UNEM	-.3782285E-01	.4741349	-.7977235E-01
6	P629	.9745692	2.136828	.4560822
7	D7273	.6441293	.9322589	.6909340
8	LUNION	.7468580	.1712872	4.360268
9	ULP	24.74633	37.09877	.6670392

3) 표Ⅲ-3. 노조조직율 모형 : (1) - C¹⁾

종속변수 = UNION

RBAR^{**2)} = .88474171; D-W = 2.1589

	설 명 변 수	추 정 계 수	표 준 편 차	t-값
1	CONSTANT	1.067946	3.633239	.2939378
2	INSPECT	-1.920967	.7601000	-2.527256
3	PRLE	-.2215046E-01	.2436000E-01	-.9092965
4	MSHR	37.12862	16.93361	2.192599
5	UNEM	.1077877	.4234158	.2545669
6	D808788	-1.005921	.8490517	-1.184758
7	D7273	1.013214	.7926995	1.278181
8	LUNION	.7356429	.1423590	5.167519
9	ULP	56.70139	24.58974	2.305869

1) 연립방정식체계내에 있는 본식 이외의 두식 즉 파업빈도식과 부당노동행위빈도식의 설정은 원래의 체계대로 (2)와 (3)을 사용하였다.

2. 식(5)와 달리 모형을 설정한 경우의 2단계 최소자승법에 의한 파업빈도 방정식의 추정결과.

1) 표Ⅲ-4. 파업빈도 모형 : (2)-A.²⁾

종속변수 = STRIKE

RBAR**2 = .77784364; D-W = 2.7081

	설 명 변 수	추 정 계 수	표 준 편 차	t-값
1	CONSTANT	.1174607	.8712992E-01	1.348110
2	INSPECT	-.5562209E-01	.2094431E-01	-2.655714
3	WAGEM	.1118801E-05	.6946818E-06	1.610523
4	PRLE	-.1947753E-02	.1762179E-02	-1.105309
5	UNEM	.3214825E-03	.7073833E-02	.4544672E-01
6	D808788	.9330340E-01	.2114189E-01	4.413200
7	UNION	-.1166754E-02	.3372345E-02	-.3459772
8	ULP	-2.130322	1.738500	-1.225380

2) 표Ⅲ-5. 파업빈도 모형 : (2)-B.²⁾

종속변수 = STRIKE

RBAR**2 = .77430660; D-W = 2.64729553

	설 명 변 수	추 정 계 수	표 준 편 차	t-값
1	CONSTANT	.9320090E-01	.4142780E-01	2.249719
2	INSPECT	-.5283642E-01	.2087897E-01	-2.530714
3	WAGEM	.1269891E-05	.6764174E-06	1.877377
4	PRLE	-.2350754E-02	.1767021E-02	-1.330348
5	UNEM	.1378754E-02	.6437971E-02	.2141597
6	D808788	.9299324E-01	.2167336E-01	4.290669
7	D7273	-.3831212E-02	.1996655E-01	-.1918815
8	ULP	-2.452589	1.775626	-1.381253

1 연립방정식체계내에 있는 본식 이외의 두식 즉 노조조직율식과 부당노동행위빈도식의 설정은 원래의 체계대로 (1)와 (3)을 사용하였다.

Ⅵ. 요약 및 결어

1987년 6·29와 함께 근로자의 권리행사가 대폭 신장되면서 노사분규가 폭발하게 된 것은 부정할 수 없다. 그러나 이것이 6·29 이전에는 노사문제가 심각하지 않았다는 식으로 오해되어서는 안될 것이다. 노조활동을 억제한 종래의 노동정책아래에서도 노사관계는 악화와 호전의 浮沈을 반복해 왔다. 과거에도 노동조합운동은 존재하였으며 사용자에 의한 부당노동행위 그리고 근로자의 실력행사 즉 파업도 행해졌다. 따라서 오늘의 노사문제는 어제의 그것과

별개가 아니라 노사관계의 과거 경험의 누적으로 이해되어야 할 것이다.

본 연구는 우리나라 노사관계의 현황을 이해하기 위하여 1965年에서 1988年間的 약 4반세기의 자료를 이용하여 노사관계의 3 지표 즉 노조조직율, 파업, 부당노동행위를 결정하는 요인을 실증적으로 분석하였다. 그런데 이들 세지표의 결정 메커니즘을 서로 따로 분리하지 않고 3원연립방정식이라는 하나의 체계안에서 상호연관관계를 갖도록 하였다.

구체적 모형설정에 있어서 물가, 임금 및 실업 등의 거시변수와 정부의 노동정책변수가 어떻게 노조조직율, 파업과 부당노동행위의 발생빈도라는 세 종속변수에 영향을 미치는지를 보여주는 3원연립방정식 체계를 구성하였다. 이 방정식체계에서 이들 세 종속변수 즉 내생변수간의 상호의존관계가 모형화되어 있다. 이 3원연립방정식의 추정으로 노사관계의 세지표의 결정모형을 판기 없이 추정할 수 있게 됨은 물론이거니와 이 노사관계의 세지표가 어떻게 상호연관되면서 결정되는지를 파악함으로써 우리나라 노사관계의 보다 정확하고 종합적인 이해를 기하고자 한 것이다. 이 3원 연립방정식 체계의 거시계량모형을 추정한 결과 노사관계의 세 지표간에 다음과 같은 연관성이 발견되었다.

첫째 파업의 증가는 부당노동행위를 감소시킨다. 둘째 노조조직율의 상승은 부당노동행위의 감소를 가져오고 이에 반하여 부당노동행위빈도의 상승은 노조조직율의 상승을 초래한다. 그리고 세째 정부의 근로감독의 강화는 일차적으로는 노조조직율과 파업빈도를 감소시키며 부당노동행위에는 직접적인 관계가 없다. 그러나 노조조직율, 파업빈도 그리고 부당노동행위라는 노사관계의 3 지표간의 상호연관관계로 인해 근로감독은 종국적으로 부당노동행위를 증가시키는 것이 발견되었다. 따라서 정부의 근로감독은 노동자의 고충-불만 해소라는 노동조합 類似(UNION-LIKE) 서비스 기능을 제공함으로써 노사관계를 간접적으로 개선시켰다기 보다는 파업 및 노조조직율을 직접 감소시키기 위한 노사관계에 대한 정부의 직접적 개입수단으로 작용하였다고 해석된다.

근로감독을 위시한 정부의 노사관계 개입정책에 의한 노사관계의 지표 개선 즉 노조조직율 약화 및 파업의 진정은 비록 간헐적으로는 정치혼란기에는 예외적 현상을 보이기도 했지만 대체로 지난 4반세기 동안 상당한 효과를 인정하지 않을 수 없다. 그러나 6·29 이후 노동권의 신장으로 이와 같은 종래의 노사관계이 행동양태가 계속되기는 힘들게 되었음은 두말할 여지가 없다. 정부라는 노사관계의 외부로 부터의 조정자가 결국 퇴진하게 된다고 볼 때 노사관

계에 대한 새로운 패러다임의 확립이 요구되는 것이 지금의 현실이다. 이 새로운 패러다임이 노사의 자율교섭장치라고 할 때 이를 위해서는 합리화되고 단순화되고 그리고 항시 집행됨으로서 그 권위를 잃지 않는 노사관계 및 경제일반에 걸친 법과 제도의 확립이 필수적이라고 하겠다.

參 考 文 獻

1. 김장호외 3인, 『1987과 1988년의 노사분규연구』, 한국노동연구원 출간예정.
2. 김태기, [한국 분쟁해결제도의 현황과 개선방향], 『노동동향분석』 제2권 제1호, 1989, 한국노동연구원. 김태기, [노사관계와 정부], 『경제학연구』, 제39집 제2호, 1991, pp.339-361.
3. 김태기, 윤봉준, 『노사분규연구』, 한국노동연구원, 1991.
4. 김태기, 이영희, 『노동쟁의조정제도 연구』, 1989. 5. , 한국노동연구원
5. 박덕제, 박기성, 『한국의 노동조합(II) : 단위노동조합을 중심으로』, 한국노동연구원, 1990.
6. Ashenfelter, Orley and George E.Johnson (1969) "Bargaining theory, tradeunions and industrial strike activity", *American Economic Review*, 59 : 35-49.
7. Ashenfelter, Orley and George E.Johnson (1972) "Unionism, Relative Wages, and Labor Quality in U.S. Manufacturing Industries", *International Economic Review* 13(3), October, 488-508.
8. Ashenfelter, Orley and John H.Pencavel (1969) "American Trade Union Growth : 1900-1960", *Quarterly Journal of Economics* 83(3), August, 434-48.
9. Bain, George Sayers and Farouk Elsheikh (1976) *Union Growth and the Business Cycle : An Econometric Analysis* (Oxford : Blackwell).
10. Becker, Gary S. (1968) "Crime and Punishment : An Economic Approach," *Journal of Political Economy*, vol.76 (March-April), 169-217.
11. Farber, Henry S.(1978) "Bargaining theory, wage outcomes and the occurrence of strikes : an econometric analysis", *American*

Economic Review, 68 : 262-271.

12. Farber, Henry S.(1983a) "The Determination of the Union Status of Workers", *Econometrica* 51 (5), September, 1417-38.
13. Farber, Henry S.(1983b) "Worker Preferences for Union Representation", in Joseph D.Reid, Jr(ed.), *New Approaches to Labor Unions* (Greenwich, CT : JAL Press), 171-206.
14. Flanagan, Robert J.(1976) "Wage Interdependence in Unionized Labor Markets", *Brookings Papers on 15. Economic Activity* 3 : 635-73.
16. Flanagan(1989), *Labor Relations and the Litigation Explosion* (Washington, D.C. : The Brookings Institution).
17. Freeman, Richard B.(1983a) "Unionism, Price-Cost Margins, and the Return to Capital", National Bureau of Economic Research Working Paper No.1164, July.
18. Freeman, Richard B.(1983b) "Unions, Pensions, and Union Pension Funds", National Bureau of Economic Research Working Paper No.1226, November.
19. Freeman, Richard B.(1983c) "Why are Unions Faring Poorly in NLRB Representation Elections?" mimeographed, Harvard University.
20. Gramm, Cynthia L.(1985) "New U.S. industry, union, and time series estimates of the propensity to strike during contract negotiations", Unpublished Working Paper, University of Iowa.
21. Gunderson, Morley, John Kervin and Frank Reid (1985) "Logit estimates of strike incidence from Canadian contract data", unpublished paper, University of Toronto.
22. Hayes, Beth (1984) "Unions and strikes with asymmetric information", *Journal of Labor Economics*, 2.
23. Hicks, J.R. (1963) *The theory of wages*, 2nd edn. London : Macmillan.
24. Hirsch, Barry T.(1980) "The Determinants of Unionization : An Analysis of Interarea Differences", *Industrial and Labor Relations*

- Review* 33(2), January, 147-61.
25. Hirsch, Barry T and John T. Addison (1986) *The Economic Analysis of Unions: New Approaches and Evidence* (Unwin and Hyman : London).
 26. Hirsch, Barry T. and Mark C. Berger (1984) "Union Membership Determination and Industry Characteristics", *Southern Economic Journal* 50 (3), January, 665-79.
 27. Kahn, Lawrence M. (1979) "Unionism and Relative Wages : Direct and Indirect Effects", *Industrial and Labor Relations Review* 32 (4), July, 520-32.
 28. Kaufman(1981), Kaufman, Bruce E. (1982) "Bargaining theory, inflation, and cyclical strike activity in manufacturing", *Industrial and Labor Relations Review*, 34 : 333-355.
 29. Kennan, John (1980) "Pareto Optimality and the Economics of Strike Duration", *Journal of Labor Research* 1(1), Spring, 77-94.
 30. Kennan, John (1985) "The duration of strikes in U.S. manufacturing", *Journal of Econometrics* 28 (1985) 5-28.
 31. Kennan, John (1986) "The Economics of Strikes," *Handbook of Labor Economics* (New York : North-Holland), Vol.II, 1091-1137.
 32. Kerr, Clark and Abraham Siegel (1954) "The interindustry propensity to strike—an international comparison", in : Arthur Kornhauser, Robert Dubin and Arthur M. Ross, eds., *Industrial Conflict*. New York : McGraw-Hill.
 33. Kim, Taigi, "The political Economy of Industrial Relations in Korea" in *Conflict and Consensus in Korea*. University of California-Berkley Press(forthcoming).
 34. Lee, Lung-Fei (1978) "Unionism and Wage Rates : A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables", *International Economic Review* 19(2), June, 415-34.
 35. Morton, Sanford (1983) "The option of strikes in labor negotiation", Discussion Paper No.87/7. New Orleans, LA. : Tulane

University.

36. Neumann, George R. and Ellen R. Rissman (1984), "Where Have all the Union Members Gone?" *Journal of Labor Economics* 2 (2), April, 175-92.
37. Reder, Melvin W. and George R. Neumann (1980) "Conflict and Contract : The Case of Strikes", *Journal of Political Economy* 88 (5), October, 867-86.
38. Reder, Melvin W. and George R. Neumann "The cost of strikes and the inter-industry wage structure", unpublished manuscript.
39. Roomkin, Myron and Harvey A. Juris (1978) "Unions in the Traditional Sectors : The Mid-Life Passage of the Labor Movement", *Proceedings of the Thirty-First Annual Meetings* (Madison, WI : Industrial Relations Research Association), 212-22.
40. Roomkin, Myron (1981) "A Quantitative Study of Unfair Labor Practice Cases," *Industrial and Labor Relations Review*, vol.34 (January 1981), pp.251-54.
41. Sandver, Marcus Hart (1982) "South-Nonsouth Differentials in National Labor Relations Board Certification Election Outcomes", *Journal of Labor Research* 3(1), Winter, 13-30.
42. Sheflin, Neil, Leo Troy, and C. Timothy Koeller (1981) "Structural Stability in Models of American Trade Union Growth", *Quarterly Journal of Economics* 96(1), February, 77-88.
43. Siebert, W. Stanley and John T. Addison (1981) "Are Strikes Accidental?" *Economic Journal* 91 (362), June, 389-404.
44. Tracy, J.S. (1984) "Methodological issues in quantitative strike analysis", *Industrial Relations*, 17 (1) : 32-33
45. Tracy, J.S. "An Empirical Test of an Asymmetric Information Model of Strikes," *Journal of Labor Economics* 5 (1987), 149-73.