

不完全한 情報가 賃金交渉에서 發生하는 罷業에 미치는 影響에 관한 實證的 研究

李 永 勉

〈目 次〉

- | | |
|-------------------------------|---------------|
| I. 머리말 | Ⅲ. 模型設定과 資料蒐集 |
| Ⅱ. 不完全한 情報와 賃金交渉에서
발생하는 罷業 | Ⅳ. 實證分析結果 |
| | Ⅴ. 맺음말 |

I. 머리말

1987년 6월 민주화열기의 고조와 그에 따른 6.29 선언은 사회 전반적인 민주화에 전환점을 제공했다. 기업과 근로자는 그동안 계속되었던 정부의 적극적인 규제에서 벗어나 자율적인 노사관계를 정립하는 과정에서 그 해 7월부터 9월까지 계속되었던 격심한 노동쟁의를 경험하기도 하였다. 당시의 쟁의는 여러가지로 해석되고 평가될 수 있으나 한국노사관계가 양적으로 또 질적으로 변화하는 과정에 영향이 컸다는 점에 대해서는 異論의 여지가 없을 것이다.

그 이후 몇가지 대표적인 양적 변화를 예로 든다면 1986년 말 2,658개의 노동조합에 104만명의 조합원수가 1991년 말에는 7,656개와 180만명으로 각각 늘어났다. 산별노조도 그 수가 증가하였으며 전국노동조합협의회를 비롯한 많은 노조 협의체도 구성되었다. 또한 사회적인 관심을 불러 일으켰던 노동쟁의는 1986년 276건에서 1987년 3,749건, 1988년 1,873건, 1989년 1,616건으로 폭발적인 증가를 보였으나, 1990년 이후 노동쟁의 발생은 1992년까지 3년 동안 평균 250건을 기록해서 규모상으로는 많이 줄었다. 그렇지만 1987년 이전에도 그리고 앞으로도 賃金交渉과 團體交渉의 決裂에 따른 노동

* 미네소타大學校 客員助教授

** 이 글은 산업관계(Industrial Relations)학 박사학위논문(미네소타대학교, 1992)의 일부를 발췌하여 보완한 것이다.

쟁의는 계속 발생할 것이다.

노동쟁의에 대한 연구는 1987년 이후 많이 활성화되었으나 경제적인 측면에서 특히 賃金交渉에서 發生하는 罷業에 대한 연구는 많지 않다.¹⁾ 노동부의 발표에 따르면 노동쟁의의 50퍼센트 이상이 賃金引上和 관련되어 발생한 것으로 되어 있다.²⁾

임금교섭에서 발생하는 파업은 순수경제적인 측면에서 본다면 최선의 결과는 아니다. 파업이 발생하면 당연히 그 기업의 정상적인 생산활동이 영향을 받으며 이는 기업과 근로자간에 나누어 가질 이익의 규모를 줄이기 때문이다. 기업과 노조 서로가 상대방의 모든 情報를 共有하여 상대방의 의도를 파악하고 있다면 발생가능한 파업을 피하고, 파업에 따르는 예상손실과 교섭에서 양보했을 때의 손실을 비교하여 파업에 따르는 손실이 더 크면 파업없이 임금교섭을 타결함으로써 최적의 결과를 가지게 된다(Hicks, 1963; Rubinstein, 1982).³⁾ 그렇다면 왜 파업이 발생하는가? 그 요인에 대해서는 여러 각도에서 찾아볼 수 있겠으나 賃金協商에 필요한 情報가 내적 또는 외적요인에 의해 不完全하게 됨으로써 파업이 발생한다고 할 수 있을 것이다.

이 글에서는 왜 임금교섭에 필요한 정보가 불완전하게 되는 지 그 이론적 배경을 먼저 살펴 보고, 그에 따른 가설을 1990년 기업별 임금교섭을 조사한 자료를 이용하여 실증연구를 함으로써 파업의 발생과 지속기간의 요인에 대하여 살펴보고자 한다. 이는 1987년 이후 노동조합의 급격한 양적인 팽창으로 임금교섭을 위한 정보수집의 절차, 전문성 등에 수요와 공급의 괴리를 형성했던 우리나라의 경우에는, 임금교섭과정에서 정보의 불완전성이 파업의 발생요인으로 작용했을 것으로 생각된다. 그 한 예로써 노조 주도권을 둘러싼 근로자간의 분쟁(勞勞紛爭)은 노조의 임금요구안 작성시 합의를 이루는 과정을 더욱 어렵게 만들었으며, 이에 따른 임금교섭정보의 불완전성은 파업을 일으키는 요인으로 작용했을 것이다.

1) 예외적으로 김태기와 윤봉준(1991)을 참조.

2) 한국노동연구원, 분기별노동동향분석, 제 5권 3호 (1992)에서 재인용.

3) Kennan and Wilson(1989)과 Fernandez and Glazer(1991)은 노사간에 임금교섭에 필요한 모든 정보를 공유할 경우에도 예외적으로 파업이 발생할 수 있음을 보이고 있다.

II. 不完全한 情報와 賃金交渉에서 發生하는 罷業

기업과 노조의 임금교섭에서 발생하는 罷業에 관한 研究는 오랜 역사를 가지고 있다. 파업의 발생요인에 있어서 정치적 요인, 사회적 요인, 그리고 경제적 요인 등을 포괄적으로 분석하는 것이 가장 바람직하겠으나 여기서는 경제적 측면에 초점을 맞추려고 한다. 특히 교섭에 필요한 情報에 중점을 두고 기존의 연구들을 살펴보고자 한다. 임금교섭을 위해 수집하는 정보의 질과 양은 정보수집의 담당자, 정보수집과정의 관례화, 정보수집비용, 정보수집가능성 등에 의해 결정된다고 볼 때, 이들 요인을 분석해 봄으로써, 왜 임금교섭에 필요한 정보의 공유가 어려우며 따라서 왜 파업이 발생하는가에 대한 해답을 얻을 수 있을 것이다.

1. 交渉當事者の 經驗와 交渉의 慣例化

파업의 발생에 대하여 이미 1930년대에 Hicks는 교섭당사자가 교섭에 필요한 정보를 모두 가지고 있는 경우 파업은 최선의 선택이 아니라고 주장하였다. 따라서 파업은 교섭 당사자의 미숙함이나 교섭관례가 정착되지 못했기 때문에 발생한다고 했다. 단체교섭의 경험이 부족했을 경우 임금교섭에 필요한 정보수집능력이 상대적으로 뒤떨어질 것이며 수집한 정보도 불완전할 것이다. 임금협상은 많은 협상경험, 요구안의 전략적인 固守, 위협(threat)전략 등을 필요로 한다. 따라서 경험의 부족은 파업발생의 요인이 될 수 있다(Montgomery and Benedict, 1989). 더욱기 기업에 노조가 설립된 지 오래 되지 않은 경우 교섭당사자는 상대방의 의도를 파악하거나 자신의 의도를 나타내는 데 있어서 더욱 어려움이 많을 것이다. 또한 교섭기간이 짧은 경우 정보의 수집은 불완전해지기 쉬우며 이는 교섭당사자가 경험이 부족한 경우 더 심해질 것이다.

그런 점에서 교섭당사자의 경험부족, 노조의 설립기간의 짧음, 교섭기간의 짧음 등은 1987년 이후 우리 나라에서의 파업이 파행적으로 진행되었던 원인이 되었다고 할 수 있다. 그러나, 이러한 이유들은 시간이 흐름에 따라 그 중요도가 상대적으로 줄어들 것이다. Dahrendorf(1959)와 Ross and Hartman(1960)은 파업은 일시적인 현상이며 교섭당사자의 경험축적, 교섭관례의 정착, 그리고 정치적인 민주화가 진행됨에 따라 사라질 것이라고 했다.

그렇다면 교섭당사자들이 경험이 풍부하고 단체교섭도 관례화되어 있다면 파업은 일어나지 않을 것인가? 만일 임금교섭이 내부적으로 또는 외부적으로 제도적인/정치적인 영향을 받는다면 이는 교섭당사자들이 필요로 하는 정보의 양과 흐름에 영향을 미칠 것이며 이는 파업을 초래할 수도 있을 것이다. 예를 들자면 斡旋이나 調停은 정보의 흐름을 용이하게 해 줄 수 있으나 勤勞者간의 紛爭이나 外部의 介入(법적으로 당사자가 아닌 제삼자의 개입)은 교섭당사자가 필요로 하는 정보의 양을 증가 시킬 것이다. 왜냐하면 교섭당사자들은 노동조합내부의 상충되는 이해관계를 고려해야 할 것이며 또한 제삼자의 이해관계도 고려해야 되기 때문이다. 이는 교섭정보를 확보하는 데 어려움을 더해 줄 것이다.

2. 情報蒐集費用과 罷業

북미나 유럽에서와 같은 노동조합의 역사가 긴 나라에서도 왜 파업이 발생하는가? 경험이 많은 교섭당사자들, 제도화된 자율적인 단체교섭관례 등에도 불구하고 급변하는 기업외부의 경제적 환경은 交渉慣例(Protocol)의 가치를 저하시킨다. 예를 들어 급변하는 외부환경에 맞춰 새로운 관례를 교섭을 통해 만들어 나가는 과정은 많은 시간과 비용을 필요로 한다. 이러한 비용은 오히려 파업을 통해 임금협약을 체결하는 비용보다 클 수가 있다. 파업에서 발생하는 비용은 기업의 정상적인 생산활동이 중지됨으로써 발생하는 總罷業費用이다.

따라서 파업의 발생은 예상되는 총파업비용과 반비례의 관계를 가질 것이다. 예상파업비용이 큰 경우 교섭당사자들은 상대적으로 파업을 피하기 위해 교섭에 많은 시간과 비용을 투자할 것이며 따라서 파업의 발생확률을 줄이려고 할 것이다. 그러나 단체교섭의 기간은 한정되어 있고 교섭정보의 수집에 드는 시간과 비용을 고려해 볼 때, 상대적으로 비용이 저렴하다고 생각되는 파업을 선택할 수도 있을 것이다 (Siebert and Addison, 1981; Reder and Neumann, 1980). 이 경우 파업결정이 사후적(ex post)으로는 최선의 선택이 아닐지라도 사전적(ex ante)으로는 최선의 선택이 될 수 있다. 왜냐하면 파업이 다른 대안들 보다 경제적인 면에서 볼 때 이익이 되기 때문이다 (Kennan, 1980).

예상되는 총파업비용이 일정수준을 유지하는 상태에서도 이 파업비용을 누가 부담하

느나하는 문제는 아직 남아 있다. 예를 들어 '무노동 무임금'의 원칙이 적용되는 경우 기업은 파업에 따른 손실 중에서 임금부분은 파업참가자들이 부담하게 됨으로 그 부분을 차감할 수 있으나 무노동 무임금의 원칙이 적용되지 않는 경우는 기업이 그 손실도 부담하게 됨으로 노조는 상대적으로 그 비용의 부담이 줄어들게 된다. 따라서 노조는 필요한 경우 적은 비용부담으로 파업을 진행시킬 수 있다.

이상의 논의들은 파업이 일어난 경우 기업의 생산활동은 전면중지됨을 가정하고 있다. 그러나 실제로 기업은 파업이 발생하더라도 전체 근로자가 파업에 참가하지 않은 경우 어느 정도의 생산은 유지할 수 있다. 이 점에서 볼 때, 기업 근로자의 조합가입비율, 조합원의 단결력 등은 기업의 총예상파업비용에 영향을 미칠 수 있을 것이다. 조합원 가입율이 높을수록 그리고 조합원의 단결력이 높을수록 기업의 총파업비용은 증가할 것이기 때문이다.

3. 情報蒐集可能性과 罷業

위의 두 가지 이론은 교섭정보의 수집은 어렵기는 하지만 가능한 것으로 가정하고 있다. 하지만 어떤 정보는 교섭당사자 한쪽의 私的인 情報(Private Information)로 이 정보의 소유자측에서는 상대방에게 그 정보를 공개하려고 하지 않기 때문에 정보수집이 사실상 불가능한 경우가 있다.⁴⁾ 그 예로는 企業의 利潤水準을 들 수 있다. 이 경우에 파업은 이 정보를 얻기 위한 최후의 전략적 수단으로 이용될 수 있다.

이러한 접근은 Ashenfelter and Johnson(1969)의 노조의 정치적 이유에 의한 파업의 원인 설명에서 유래되었는데 그들은 노조지도자들이 노조원들을 설득하는 과정에서 직접적인 설득보다는 파업을 통해서 조합원들이 스스로 요구수준을 낮추도록 함으로써 자신들의 지도자적 위치를 쉽게 확보하기 위함이라고 주장하였다. Ashenfelter and Johnson은 노조지도자와 조합원간의 非對稱的인 情報(Asymmetric Information)의 소유를 연구한 반면 최근의 비대칭정보이론들은 기업과 노조사이의 비대칭정보를 가정하고 있다.⁵⁾ 즉 기업은 예상이윤에 대한 확실한 정보를 가지고 있으나 노조는 기업의

4) 이에 대한 이론적인 논의는 Hayes(1984), Sobel and Takahashi(1983), Fudenberg and Tirole(1983), Tracy(1987)와 Hart(1989)를 참조.

5) 비대칭정보는 또한 기업의 주주와 관리자(기업측 교섭담당자)사이에도 존재할 수 있다.

이윤에 관한 정확한 정보를 가질 수 없다는 가정에서 출발하고 있다. 노조는 기업에 대해 다음과 같이 인식하고 있다. 기업은 실제의 이윤과는 상관없이 언제나 낮은 수준의 이윤-따라서 낮은 임금인상률-을 주장할 것이다.

노조는 기업의 이윤수준을 알 수 없으므로 기업이 주장하는 이윤수준을 믿을 수가 없다. 이런 상황에서 노조는 기업에게 다음의 두 가지 경우 중 한 가지를 선택하도록 할 수 있다. 한 가지는 기업이 파업을 겪지 않고 높은 임금인상률을 받아들이는 것이고, 다른 한 가지는 기업이 파업을 겪으면서라도 낮은 임금인상률을 관철하는 것이다.

따라서 기업은 이 두 가지 중에서 만일 예상이윤이 높은 경우에는 높은 임금인상률을 받아들이면서도 생산활동을 정상적으로 유지하고자 할 것이며 만일 예상이윤이 낮으면 파업을 겪더라도 낮은 임금인상률을 관철시키려고 할 것이다(Hayes, 1984; Tracy, 1987; Card, 1990). 이러한 논의가 임금협상의 실제 상황과 부합한다면 파업이 발생한 기업의 타결임금수준은 파업이 발생하지 않은 기업의 타결임금수준에 비해 상대적으로 낮을 것이며 또 파업이 계속될수록 타결임금수준이 낮을 것이다. 이는 Hicks가 任意로 설정한 勞組抵抗曲線의 이론적 근거를 제공하기도 한다.

요약한다면 그동안 많은 파업이론들이 개발되고 실증적으로 검증되기는 하였지만 어느 단일이론도 파업에 대해 충분한 설명은 하지 못했다(Kaufman, 1992). 따라서 여기서는 이상의 이론들을 종합적으로 적용하여 1990년에 기업별 임금교섭에서 발생한 파업을 설명하고자 시도하였다.

Ⅲ. 模型設定과 資料蒐集

1. 模型設定과 假說

우리나라의 특성을 고려하기 위해 Card(1990)의 비대칭모형에 기업이 파업 중에도 어느 정도의 생산을 유지한다는 가정과 파업참가자도 기업으로부터 임금을 지급받을 수 있다는 가정을 추가하여 최적통제이론(Optimal Control Theory)을 이용하여 모형을 추정하였다.⁶⁾ 파업발생모형과 파업지속기간모형은 모형에서 고려한 변수들에 대하여

6) 자세한 내용은 이 영면(1992)을 참조.

공히 같은 음의 관계 또는 양의 관계를 예측하고 있다. 먼저 노조의 예상기업이윤수준에 대하여는 양의 관계를 보이고 그 예상기업이윤수준의 불확실성에 대해서도 양의 관계를 보였다.

예상총파업비용과는 음의 관계를 보였으나 파업기간에 대한 예상임금지급률과는 양의 관계를 보였다. 여기서 파업기간에 대한 예상임금지급률과 관련해 '無勞動 無賃金'의 原則에 대해 잠시 언급하고자 한다. 이 원칙은 1987년 이전에는 쟁점화되지는 않았으나 1987년 이후 쟁점화되면서 정부의 행정적인 뒷받침으로 1990년에 이르러서는 실제로 많은 기업에서 쟁의참가자들에게 임금을 지급하지 않았다.⁷⁾ 서구에서는 이 원칙이 오래 전부터 적용되어 왔으나 우리 나라에서는 최근에 이르러 쟁의참가자들에게 경제적인 부담을 지음으로써 산업평화를 유도한다는 의도하에 행정적인 지도로 1987년부터 적용되기 시작하였다. 위 모형의 추정에 따르면 이 원칙의 적용확대는 파업참가자들의 파업기간 중에 대한 임금지급에 대해 기대수준이 낮아지고 이는 파업발생률을 감소시키며 지속기간도 단축시키는 것으로 나타났다. 이는 총예상파업비용은 변하지 않는다고 하여도 그 비용의 부담이 기업에서 파업참가자들에게 넘어감으로써 파업의 발생과 그 지속기간에 영향을 미친다는 점에서 기존의 총파업비용이론과는 다른 점이다. 이 글에서는 1990년의 자료만을 이용하고 있으나 기존연구와 비교하여 간접적으로나마 이 원칙의 적용확대가 파업의 지속기간에 미치는 영향을 검토해 보고자 한다.

위의 모형에서는 직접적으로 고려하지는 않았으나 교섭담당자의 경험과 교섭관행이 파업의 발생과 그 지속기간에 미치는 영향을 보기 위해 다음의 계량모형에 포함시켰다. 구체적으로는 노조의 설립기간, 교섭당사자의 경험, 임금교섭기간, 근로자간의 분쟁 등을 통해 측정할 수 있을 것이다.

이상에서 언급한 가설들을 검증하기 위해 세 가지 계량모형을 설정하였다. 첫번째와 두번째 모형은 파업발생계량모형과 파업지속기간계량모형이다. 이 두 모형에서는 예상이윤에 관한 변수, 총파업비용에 관한 변수, 그리고 경험 및 관행에 관한 변수를 포함시켰다. 세번째 계량모형은 비대칭정보가설을 검증하기 위한 타결임금인상률결정모형이다. 이 모형은 노조가 임금교섭 중에 기업의 이윤을 확실하게 알 수 없기 때문에 따르는 문제점을 해결할 수 있으며 또한 노조의 저항곡선(양보곡선)을 검증해 볼 수 있는 기회

7) 이 '무노동무임금' 원칙의 적용은 1987년 7%, 1988년 24%, 1989년 하반기 35%, 1990년 84%로 그 적용률이 꾸준히 증가하였다(김태기와 윤봉준(1991)의 <표 8-3> 참조).

를 제공해 준다.

2. 罷業發生계량모형과 罷業持續期間계량모형

罷業發生모형은 파업발생여부를 종속변수로 하여 프로빗(Probit)모형을 이용하였다. 파업이 발생했을 때를 1이라고 하고 발생하지 않았을 때를 0으로 했을 때 교섭당사자간의 대립정도를 S_i^* 라고 하면 다음의 모형이 설정된다.

$$S_i^* = \alpha + X_i' \beta + \varepsilon_i$$

여기서 X_i 는 독립변수벡터(vector)이며, α 와 β 는 母數(parameters)이고 ε_i 는 誤差이다. 이 오차가 標準化正規分布(0,1)를 이룬다고 하면 파업의 발생여부(S_i)는

$$\begin{aligned} S_i &= 1 \quad (S_i^* > 0 \text{ 인 경우}) \\ &= 0 \quad (S_i^* < 0 \text{ 인 경우}). \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{따라서 } \text{Prob}(S_i=1) &= \text{Prob}(S_i^* > 0) = \text{Prob}(\varepsilon_i > -(\alpha + X_i' \beta)) \\ &= 1 - \Phi(\alpha + X_i' \beta) \end{aligned}$$

여기서 $\Phi(\cdot)$ 는 표준화정규분포의 累積分布圖이다. 이의 尤度函數(Likelihood Function)을 구하여 最尤推定法(Maximum Likelihood Estimation)을 이용하면 母數의 추정치를 구할 수 있다.

독립변수 중에 豫상이윤에 관한 변수는 직접 측정할 수 없으므로 유사(proxy)변수를 설정하는 데는 다음의 방법이 적용되었다. 만약 주식시장이 발달한 경우라면 기업의 豫상이윤을 파악하는 데 주식시장에서 얻은 정보를 이용할 수도 있겠으나(Tracy, 1987), 우리나라의 경우 기업의 공개도 아직 일반화되어 있지 않기 때문에 주식정보에 의존하기보다 기업의 1989년도 이윤, 규모, 생산직근로자비율, 남성근로자비율, 그리고 업종을 이용하여 1990년도의 사전(ex ante)豫상이윤을 추정하여 사용하였다. 이윤은 기업의 附加價值額에서 人件費와 減價償却費를 공제하여 구했으며 이윤예측에 있어서의 불확실한 정도는 실현이윤과 豫상이윤의 차이를 1989년도의 이윤, 豫상이윤증가율, 생산직근로자비율, 남성근로자비율, 조합원비율, 그리고 업종을 이용하여 추정해서 이용하였다.

罷業持續期間을 추정하기 위해서는 다음의 두 가지 방법을 이용하였다. 하나는 回歸分析이고 다른 하나는 토빗(Tobit)모형이다. 토빗모형을 이용한 이유는 파업을 경험한 기업의 수가 많지 않기 때문이다. 회귀분석에서는 파업이 없는 경우에는 파업지속기간을 0으로 간주하여 파업지속기간계량모형을 다음과 같이 추정하였다.

$$D_i = \alpha + X_i' \beta + \varepsilon_i$$

여기서 D_i 는 파업지속기간이고, X_i 는 독립변수벡터이다. α 와 β 는 모수이며 ε_i 는 오차이다. 토빗(Tobit)모형은 음의 파업지속기간을 관찰할 수 없다는 가정을 하는 경우에 이용할 수 있다. 즉, 노조가 자기의 이익을 극대화하기 위하여 파업지속기간을 결정한다고 했을 때 파업이 없다는 사실은 파업지속기간이 음의 값을 가진다고 생각할 수 있을 것이다. 그러나 파업지속기간은 양의 값을 가질 때만-파업이 일어났을 때만-관찰이 가능하므로 이러한 경우에는 단순회귀분석보다는 토빗모형이 우수한 추정방법이라고 할 수 있겠다.⁸⁾

3. 妥結賃金引上率결정모형

이 모형은 비대칭정보가설을 검증하기 위하여 앞에서 언급한 유사변수를 이용한 방법 외에 그 유사변수를 이용하지 않고 파업이 임금인상률에 미치는 영향을 봄으로써 사적인 정보가 파업의 발생과 그 지속기간에 미치는 영향을 파악하기 위한 계량모형이다.

임금인상에 영향을 미치는 요인들을 통제한 이후에 파업이 임금인상률에 미치는 영향을 분석함으로써 비대칭정보가설을 검증할 수 있다(McConnell, 1989; Card, 1990; 이 종훈, 1990). 먼저 임금모형은 아래와 같이 정의되는 데

$$Y_i = \alpha + X_i' \beta + Z_i' \gamma + \delta S_i + \zeta D_i + \varepsilon_i$$

여기서 Y_i 는 타결임금인상률이고, X_i 는 교섭관련변수벡터이며, Z_i 는 기업과 노조 관련변수벡터이다. α , β , γ 는 모수이고, ε_i 는 오차이다. S_i 와 D_i 는 각각 파업발생여부와 그 파업의 지속기간이며 δ 와 ζ 는 모수이다. 파업이 발생한 경우 S_i 는 1이고 파업이 발생하지 않은 경우는 0이다. 파업지속기간은 파업이 발생하지 않은 경우에 0으로 간주하였

8) 토빗(Tobit)모형에 대해서는 Greene(1990)과 Maddala(1983)를 참조.

다.

4. 資料蒐集

이상의 계량모형들을 자료를 통하여 추정하기 위해 1990년에 기업별로 노동조합과 임금교섭을 한 225개 제조업체에 대하여 임금교섭실태조사자료를 이용하였다. <표 1>에서 보는 대로 먼저 파업에 대하여 살펴 보면 225개 기업중에서 45개(20%)기업에서 파업을 겪고 나서 임금교섭을 타결하였다. 파업이 발생한 경우 평균 15.8일 동안 계속되었다. 노동조합이 설립된 기간은 평균 8.4년이었으며 그 중 35%는 1987년 이후 설립되었다. 노조의 임금교섭능력에 대하여 51%의 기업에서 교섭기술이 부족하다고 평가하였다.

<표 1> 1990년 임금교섭관련변수의 평균 및 표준편차

변 수	평 균	표준편차
파업발생율	.200	.401
파업지속기간(파업이 일어날 경우만) (일)	15.756	18.479
파업지속기간(일)	3.151	10.343
노동조합설립기간(년)	8.444	8.477
기업의 노조교섭경험평가 더미(Dummy) ¹⁾	.509	.501
근로자수(천명)	1.531	3.850
근로자중 조합원 비율(%)	87.619	19.665
근로자간 분쟁 더미	.231	.422
1989년 파업 경험 더미	.173	.379
노조의 최초 임금인상요구율(%)	24.288	9.644
기업의 최초 임금인상허용률(%)	8.720	5.906
최초 임금인상요구율과 허용률 격차(%)	15.993	9.123
타결임금인상률(%)	13.906	5.239
쟁의발생신고 더미(파업이 없는 경우)	.191	.394
임금교섭개시월	3.587	1.083
임금교섭기간(파업기간 제외)(일)	29.310	21.875

주 : 1) 기업의 노조교섭경험평가 더미(Dummy)는 미숙하다고 평가하는 경우는 1, 아니면 0.

총예상파업비용을 측정하기 위하여 기업의 근로자수와 조합원 비율을 측정하였는데 근로자수는 평균 1,531명이었으며 조합원 비율은 평균 88%였다. 조사대상기업 중에 52개(32%)기업은 최근에 근로자간의 분쟁경험이 있었으며 39개(17%)기업은 1989년에 임금교섭 중에 파업을 경험하였다.

노동조합의 최초 임금인상요구율은 평균 24.3%였으며 기업의 최초 임금인상허용률은 평균 8.7%였고 타결된 임금인상률은 평균 13.9%였다. 임금교섭과정에서 43개(19%)의 교섭은 쟁의발생신고가 있었으나 파업으로 연결됨이 없이 교섭을 타결지었다. 전형적인 1990년도 임금교섭은 3월이나 4월에 시작되어 평균 29일동안 8회의 협상 후에 임금협상을 타결지었다.

IV. 實證分析結果

1. 罷業의 發生과 그 持續期間에 影響을 미치는 要因

먼저 임금교섭당사자와 교섭관례 그리고 당사자간의 의사소통에 영향을 미치는 요인들에 대한 분석결과는 다음과 같다. <표 2>와 <표 3>에서 보는 대로 賃金交渉에 대한 經驗이 不足한 경우 이는 파업의 발생확률을 증가시키고 파업이 장기화하는 데 뚜렷한 영향을 미쳤다. 임금협상에 대한 경험이나 기술은 필요한 정보의 수집이나 상대방의 의도를 파악하는 데 도움을 줌으로써, 교섭당사자의 경험부족으로 일어날 수 있는 파업을 피할 수 있게 하였으며, 파업이 발생했다고 하더라도 파업이 단시일 내에 끝날 수 있게 하였다고 볼 수 있다.

근로자간의 紛爭經驗은 노조지도자들이 조합원의 전반적인 지지를 받고 있지 못함을 보여주는 단적인 예라고 할 수 있다. 분쟁의 경험은 파업발생빈도를 증가시키는 경향을 보였으며 특히 파업이 발생한 경우 장기화되는 경향을 뚜렷하게 보여 주고 있다. 이는 근로자간에 의견수렴이 상대적으로 더욱 어려우며 이는 교섭담당자의 임금교섭관련정보의 양을 증가시킴으로써 그 정보가 불완전하게 될 확률을 증가시키며 이는 파업발생빈도의 증가와 파업의 장기화에 영향을 미칠 것이라는 이론적인 예측과 일치하고 있다.

〈표 2〉 파업발생에 영향을 미치는 요인 : 프로빗(Probit)모형¹
(종속변수는 파업발생여부 : 발생했으면 1, 아니면 0)

독립 변수	추정치	표준오차
절편	-.799	.941
기업의 노조교섭경험 평가 ²	.536	.227**
근로자간 분쟁 더미	.479	.240
노조설립기간	-.009	.014
임금교섭기간(타결 또는 쟁의발생신고 이전)	.003	.005
최초 임금인상요구율과 허용률의 차이	.018	.010*
근로자수	-.029	.035
조합원비율	-.006	.006
교섭개시시기	-.111	.097
예상이윤	2.329	1.639
예상이윤의 불확실성	-.038	.037
-2(Log-Likelihood)	182.996	
표본수	223	

주 1) 이 모형은 2개의 산업더미변수를 통제한 후의 추정치임.

2) 기업의 노조교섭경험평가 더미는 미숙하다고 평가하는 경우는 1, 아니면 0.

3) *는 90%의 유의수준을 만족하고, **는 95%의 유의수준을 만족함.

그러나 勞組設立期間이나 賃金交渉期間은 파업의 발생이나 그 지속기간과는 별로 관계가 없음을 보여주고 있다. 이는 단지 노조가 오래 되었다든가 또는 임금협상기간이 길다고 해서 실질적인 교섭관행이 정착되어 있다거나 적극적인 임금협상이 진행되었다고는 볼 수 없음을 간접적으로 보여 준다고 하겠다.

다음으로 최초 임금인상요구율과 허용률의 차이는 파업의 발생빈도를 증가시켰다. 이 결과는 두 가지 측면에서 설명할 수 있다. 먼저 이 결과는 최초 임금인상요구율과 그 허용율이 임금협상의 전략적인 측면에서 제시되었다는 점을 감안하더라도 기업과 노조사이의 의사소통이 상대적으로 불충분하기 때문에 나타난 결과라고 할 수 있다. 다음은 기업의 입장에서 본다면 파업을 피하기 위해서 부담해야 할 추가비용이 그 차이가 커짐에 따라 증가하므로 상대적으로 파업비용을 줄이는 결과가 되어서 기업의 입장에서는 파업의 발생을 상대적으로 선호하게 된다는 설명도 가능하게 한다.

〈표 3〉 파업지속기간에 영향을 미치는 요인^a
(종속변수는 파업지속기간(단위 : 일))

독립 변수	회귀분석 추정치	토빗(Tobit) 추정치
절편	.369 (5.680)	-30.173 (24.438)
기업의 노조교섭경험 평가 더미 ²	1.902 (1.421)	13.054** (6.012)
근로자간 분쟁 더미	5.144*** (1.679)	16.324*** (6.119)
노조설립기간	-.070 (.087)	-.311 (.347)
입금교섭기간 (타결 또는 쟁의발생신고 이전)	.015 (.032)	.093 (1.005)
최초 임금인상요구율과 허용률의 차이 근로자수	.071 (.072)	.344 (.253)
조합원비율	-.191 (.182)	-.906 (1.005)
교섭개시시기(월)	-.001 (.037)	-.063 (.140)
예상이윤	-.227 (.633)	-1.867 (2.406)
예상이윤의 불확실성	-1.777 (10.811)	41.034 (43.550)
	.004 (.196)	-.758 (.943)
F값 / -2(Log-Likelihood)	2.102	537.540
R ²	.106	-
표본수	226	226

주 : 1) 괄호안은 표준오차임. 추정치는 2개의 산업더미변수를 통제한 후의 결과임.
2) 기업의 노조교섭경험평가 더미는 미숙하다고 평가하는 경우는 1, 아니면 0.
3) **는 95%의 유의수준을 만족하고, ***는 99%의 유의수준을 만족함.

기업의 총예상파업비용과 파업의 관계를 보기 위한 다른 변수인 근로자수나 조합원비율은 뚜렷한 결과는 보이지 않았다. 그러나 여기서 예상파업비용을 계산하는 과정이 교섭경험의 미숙함에 따라 그다지 정확하지 않을 수도 있다고 할 수 있다. 다른 연구에서 보면 파업이 일어날 경우 실제로 발생한 파업비용-실제생산차질액

-은 파업의 지속기간을 줄이는 데 뚜렷한 영향을 미쳤다. 교섭개시시기는 통계적 유의도는 없으나 임금교섭개시를 빨리 할수록 파업의 발생이나 그 지속기간을 단축시키는 경향을 보였다. 그 이유는 아마도 교섭을 일찍 시작하는 경우는 기업이나 노조에서 가능한 빨리 임금협상을 타결지으려고 한다는 점에서 그 교섭단위의 예상파업비용이 크을 암시한다고도 할 수 있을 것이다.

마지막으로 비대칭정보가설을 검증하기 위해 설정한 유사변수에 대한 결과이다. <표 2>의 파업발생모형과 <표 2>의 파업지속기간모형에서 보는 대로 기업의 예상이윤을 측정하기 위해 설정한 두 변수, 사전적 예상기업이윤수준 및 사전적 예상기업이윤의 불확실성은 파업발생함수와 파업지속기간함수에서 의미있는 결과를 보이지는 못했다. 이를 기존의 연구결과와 비교검토하여 보면 Tracy(1987), Booth and Cressy(1989)와 이종훈(1990)은 기업의 예상이윤에 대하여 여기서와 같이 유사변수를 설정하여 가설을 검증하였는데, Tracy는 미국의 임금교섭과정에서 비대칭정보가 가설대로 기업의 예상이윤이 파업행위와 음의 관계가 있음을 보였다. Booth and Cressy는 영국의 임금교섭 결과를 분석하였는데 역시 가설을 지지하는 결과를 보였다. 이종훈은 한국의 자료를 분석한 결과 통계적으로 유의미한 결과는 없었다. 한국의 자료를 이용한 본 연구와 이종훈의 연구는 공통적으로 통계적으로 유의한 결과를 보이지 못했는데 그 이유에 대해서는 다음의 두 가지를 생각해 볼 수 있다. 첫째 유사변수의 설정이 충분하지 못했을 수도 있고 두번째로는 비대칭정보가 실제로 파업행위에 미치는 영향이 그다지 크지 않음을 보인다고도 볼 수 있으나 기업의 예상이윤을 알아 내기 어려운 우리 나라의 상황에서 유사변수의 설정이 충분치 않았다고 보는 것이 더 합당하다고 하겠다.

2. 非對稱情報 假說과 妥結賃金引上率

이러한 측정에서의 문제점을 피하기 위해 다음의 방법을 이용하여 비대칭정보가설을 추가적으로 검증하였다. 노조의 양보곡선(저항곡선)을 보기 위해 앞에서 설정한 타결 임금인상률결정계량모형에 대하여 회귀분석을 이용하여 추정하였다. 일반적으로 임금인상률을 결정하는 데 고려되는 요소는 상부노조나 경영자단체의 임금인상 지도지침, 다른 기업의 타결인상률, 생산성과 지불능력, 그리고 물가상승률과 최저생계비 등이 있으나 시계열 자료가 아닌 경우 그 설명력은 별로 타당성이 없으며 다른 기업의 타결인

상률은 방법론적으로 이용하기가 곤란하여 여기서는 기업의 예상이익관련변수, 임금교섭에 관련된 변수, 그리고 기업과 노동조합의 특성을 독립변수로 사용하였으며, <표 4>는 추정결과이다.

<표 4> 타결임금인상율의 결정요인분석 : 회귀분석^a

독립 변수	모형(1) 추정치	모형(2) 추정치	모형(3) ^b 추정치
절편	12.873*** (2.905)	11.7583*** (2.823)	12.831*** (3.094)
예상이윤	.012** (.006)	.009 (.005)	.009 (.005)
예상이윤의 불확실성	.006 (.101)	.026 (.098)	.061 (.101)
근로자수	-.139 (.093)	-.119 (.090)	-.123 (.092)
노조설립기간	-.060 (.044)	-.046 (.043)	-.063 (.051)
조합원비율	-0.11 (.019)	-.004 (.018)	-.025 (.021)
근로자간 분쟁 더미	.186 (.843)	.031 (.836)	-.094 (.964)
최초 임금인상요구와 허용률의 차이	.088 (.039)	.053 (.039)	.074 (.045)
교섭개시시기(월)	.243 (.335)	.352 (.325)	.329 (.379)
1989년 파업경험 더미	.490 (.942)	-.292 (.971)	.255 (1.155)
쟁의발생신고 더미	-2.121 (.904)	-.938 (.933)	-1.172 (.941)
파업발생 더미	-	4.794*** (1.179)	10.223 (6.984)
파업지속기간	-	-.0823** (.041)	-1.501*** (.565)
상호작용변수의 포함여부	-	아니오	예
F값	1.687	2.725	2.008
R ²	.087	.153	.209
표본수	225	225	225

주 : 1) 괄호안은 표준오차임. 각 모형은 2개의 산업더미변수를 통제한 후의 추정치임.

2) 이 모형은 노조설립기간, 조합원비율, 근로자간 분쟁 더미, 1989년 파업경험더미, 최초 임금요구율과 허용률 격차, 교섭개시월 등과 파업발생더미 및 파업지속기간간의 상호작용변수들을 통제한 후의 추정치임.

3) **는 95%의 유의수준을 만족하고, ***는 99%의 유의수준을 만족함

<표 4>의 모형 (1)에서는 파업정보를 포함하지 않은 결과이고 모형 (2)와 (3)은 파업정보를 포함한 결과이다. 특히 모형 (3)은 파업행위와 기업 및 노조특성 변수간의 상호작용을 통제한 결과이다. 파업정보를 포함하지 않았을 때는 예상이윤수준은 임금인상률을 증가시켰으나 파업정보를 통제하였을 때는 통계적 유의도를 상실하였다. 비록 예상이윤이나 기타 독립변수들은 예상외로 임금인상률 결정에 큰 영향을 미치지 못했으나 파업에 관한 변수들은 흥미로운 결과를 보여주고 있다.

모형 (2)에서 보는 대로 파업의 발생자체는 임금인상률을 인상시켰으나 파업이 계속될수록 그 증가율은 감소하였다. 노사관계의 특성과 파업행위와의 상호작용을 통제하였을 때는 모형 (3)에서 보는 대로 파업의 발생은 임금인상률에 뚜렷한 영향을 미치지 않았으며 단지 파업지속기간이 증가할수록 임금인상률은 감소하였다. 비대칭정보이론에서 예상한 파업행위는 임금인상률을 낮출 것이라든가 가설에 대하여 1990년도 임금교섭자료를 이용한 본 연구에서는 상대적으로 가설을 지지하고 있다. 이와 같은 결과는 <표 5>에서 보는 대로 McConnell(1989)의 결과와 일치한다. 그러나 노조양보곡선을 실증적으로 분석한 결과는 이용한 자료에 따라 다른 결과를 보인다. Card(1990)는 캐나다의 임금교섭을 분석한 결과 예상한 음의 관계를 보이지 못했다(<표 5>참조). 그는 그 이유로 타결된 임금과 파업의 지속기간이 선형관계보다는 오히려 비선형관계가 아닐까 하는 의문을 제기하였다. 또한 한국의 1987-1988년 임금교섭자료를 이용한 이종훈(1990)은 통계적으로 유의미한 결과를 보이지 못했는데 그 이유의 하나로 당시의 비경제적 상황이 임금교섭과 파업에 상대적으로 많은 영향을 미치지 않았는가 하는 의문을 제기하였다(<표 5>참조).

<표 5> 비대칭정보가설에서 도출한 노조양보곡선의 추정결과(기존연구)

자 료 기 간	McConell(1989)	Card(1990)		이종훈(1990)	
	미국 70-80	캐나다 64-85		한국 87-88	
모 형	(1)	(1)	(2)	(1)	(2)
파업더미	.28 (.87)	.004 (.002)	-	-	-
파업기간	-3.12*** (1.20)	-	.003 (.011)	.001 (1.32) ²	.001 (.681) ²

주 : 1) 괄호안은 표준오차임 2) 이 경우 괄호안은 t 값임. 3) ***는 99%의 유의수준을 만족함.

1990년도의 임금교섭자료를 이용한 본 연구에서는 타결임금인상률이 파업지속기간이 증가함에 따라 낮아짐을 보이는 데 이 결과는 언급한 1987-1988년도 한국 자료를 이용한 이종훈(1990)의 결과나 1988-1989년도 자료를 이용한 이영면(1992)의 결과와 대조적이다. 이는 1987년 이후에 적용되기 시작한 '무노동 무임금'원칙의 영향에 따른 결과로 해석할 수도 있다. 해가 지남에 따라 이 원칙의 적용이 확대되었고 따라서 예상되는 총파업비용에 대한 근로자측의 부담율이 증가하였다. 이는 파업의 발생자체를 줄이고 발생한 파업이 가급적 단시일 내에 끝날 수 있는 요인을 제공한다. 그 결과로써 1990년의 임금교섭에서는 이 원칙의 적용이 확대됨에 따라 노조측의 양보가 빨라져서 즉, 노조의 양보곡선의 기울기가 심해져서 파업이 지속됨에 따라 타결임금인상률이 뚜렷하게 낮아지는 결과를 보이지 않았는가 하는 논의를 가능하게 한다.

그러나 여기서의 실증분석은 가설과 일치하지 않은 결과도 보여주고 있다. <표 4>에서 보는 대로 파업발생자체는 예상한 바와 달리 임금인상률을 증가시키는 경향을 보이고 있다. 특히 상호작용이 통제되지 않은 경우에는 파업발생자체가 임금인상률을 의미 있는 수준에서 증가시켰다.¹⁰⁾ 따라서 임금인상률은 파업지속기간에 대해서는 감소하지만 파업발생자체는 임금인상률을 증가시킨다는 중간적인 결과를 보이고 있다. 참고로 McConnell(1989)의 연구결과는 <표 5>에서 보는 대로 파업발생자체는 타결임금을 증가시키지 않았다.

이상의 실증분석결과는 몇 가지 논의를 가능하게 한다. 첫째는 기업뿐만 아니라 노동조합도 사적인 정보를 가지고 있는 것은 아닌가 하는 의문을 제기해 볼 수 있다. 특히 우리나라의 경우 실질적인 임금교섭은 1987년 이후에 시작되었다고 할 때 교섭경험의 부족으로 교섭당사자가 서로 상대방에 대해서 잘 모를 수가 있고-즉 기업도 노조의 반응을 예상하는 데 어려움을 가지고-더우기 노조의 설립기간이 짧은 경우 이러한 가능성은 더욱 높아진다. 따라서 앞에서 가정한 일방적(One-sided) 비대칭정보이론의 가정보다는 노조도 기업에 대해서 사적 정보를 가지고 있다는 쌍방향(Two-sided) 비대칭정보이론의 가정이 더 현실적으로 합당할 수 있다는 점이다.¹¹⁾

10) 상호작용을 통제했을 때 모형 (3)의 설명력은 모형 (2)보다 통계적으로 유의미하게 증가하지 않았다(12개의 상호작용변수를 고려하였을 때, F값은 1.147이고 10% 유의수준에서 $F(12, 120) = 1.60$ 이다).

11) 쌍방향(Two-sided) 비대칭정보이론에 대한 자세한 논의는 Rabinovich and Itzhak(1976)과 Cramton(1984)을 참조.

이러한 쌍방향적 비대칭정보가설을 받아들인다면 임금교섭의 초기에는—적어도 파업이 일어나기 전까지는—노조의 사적인 정보가 기업의 사적인 정보(예상이윤)보다 영향력이 크다고 가정하게 되면 타결임금인상률의 파업발생과의 양의 관계와 파업지속기간과의 음의 관계를 동시에 설명할 수 있게 된다. 즉 파업의 발생까지는 노조의 사적 정보가 우세하고 일단 파업이 발생한 후에는 기업의 사적 정보가 우세해진다는 점에서 보면 비대칭정보가설을 지지하는 결과로 볼 수 있다.

V. 結 論

이 글에서는 임금교섭 중에 일어나는 파업에 대하여 왜 임금교섭에서 필요한 정보의 수집이 어려운가 하는데 초점을 두고 기존의 파업이론을 살펴 보고 실제자료를 이용하여 실증적으로 분석해 보았다. 1987년 이후 급격한 변화를 경험했던 노사관계는 1990년의 자료를 이용해서 분석해 본 결과 아직도 교섭당사자의 협상경험부족이나 교섭정보의 부족 등으로 인해 파업을 경험하고 파업이 장기화되는 경향을 보이고 있다. 또한 노조의 설립기간이 오래되었다고 하더라도 1987년 이전의 임금협상은 사실상 자율적인 협상으로 보기 어려우며 이는 실제적인 교섭과정을 관례화하는 데는 그다지 영향을 미치지 못했다. 또한 단지 오랜 기간동안 협상을 한다는 것도 파업의 발생을 줄이는 데는 영향을 미치지 못했다. 이러한 결과는 기업과 근로자간의 적극적인 협상의지와 정보교환 또한 이를 관례화하기 위한 제도적인 뒷받침이 함께 할 때 파업의 발생을 줄이고, 발생했다고 하더라도 조속한 시일 내에 파업을 끝낼 수 있는 임금교섭이 정립되리라고 생각된다.

이와 더불어 근로자간의 분쟁경험도 파업의 발생이나 장기화에 뚜렷한 영향을 미치고 있는데 이는 노조지도부의 강력하지 못한 리더쉽이 임금협상과정에서 파업을 유발시키는 요인이 됨을 보여 주고 있다. '어용노조시비'를 비롯한 근로자간의 분쟁은 외적으로는 안정화된 것처럼 보일 지도 모르나 이는 아직도 근로자들 사이에 상존하고 있고 파업의 요인이 되고 있음을 보여 주고 있다.

예상되는 총파업비용은 대체로 파업의 발생이나 그 지속기간에 의미있는 영향을 미치지 않는으나 최초 임금인상요구율과 허용률의 차이가 클수록 파업의 발생을 증가시키는 경향을 보이고 있다. 그러나 실제로 발생한 파업비용은 뚜렷하게 파업의 지속기간

을 줄인다는 다른 결과와 비교해 볼 때 아직까지 예상파업비용이 기업이나 노조에 의해 정확하게 계산되는 것 같지는 않다고 생각되며 또한 계산된다고 하더라도 파업결정에 있어서 중요 요인으로 작용하고 있는 것 같지는 않다.

노조가 기업의 사적인 정보를 알아 내기 위한 전략적 수단으로 파업을 이용한다는 비대칭정보이론의 검증 결과는 가설과 그대로 일치하지는 않았으나 몇가지 시사점을 제공하였다. 유사변수를 이용한 분석에서는 통계적으로 의미있는 결과를 보이지 않았으나 타결임금률모형을 이용한 방법에서는 노조의 양보곡선이 예상대로 음의 기울기를 가짐으로써 우리 나라의 파업이 노조의 전략적인 수단으로도 사용되고 있다는 점을 보였다. 그러나 파업의 발생 자체는 예상밖으로 타결임금인상률을 증가시키는 결과를 보였는데 이는 1987년 이후에 설립된 노조의 수가 상대적으로 많고 또한 기존의 노조들도 자율적인 임금협상의 경험이 부족하다고 할 수 있는 우리나라의 상황에서 기업뿐만이 아니라 노조도 사적인 정보를 가진다고 하게 되면 다음의 설명이 가능하게 된다. 기업은 경험과 정보가 부족한 상태에서 노조와 임금협상을 벌이게 되는데, 기업이 노조는 파업을 일으키지 않을 것이라는 가정하에 상대적으로 낮은 임금인상률을 제시했다가 노조가 기업의 예상을 벗어나 실제로 파업에 돌입하게 되면 기업은 높은 인상률을 허용함으로써 파업을 빨리 끝내려고 한다면 이는 파업발생자체가 임금인상률과 양의 관계를 가질 수 있음을 보인다.

요약하면 기업과 노조가 임금협상을 하는 과정에서 필요한 정보를 이제까지 설명한 여러 가지 요인에 의해 충분히 확보하지 못함으로써 파업이 불필요하게 발생할 수도 있고 또한 파업은 전략적인 수단으로도 일어날 수 있음을 살펴 보았다. 결국 기업과 노조가 얼마나 적극적으로 임금교섭에 필요한 정보를 교환하고 수집하느냐에 따라서 또 이러한 정보수집과정이 어떻게 관례화되고 안정화되느냐에 따라서 불필요하게 발생하는 파업은 피할 수도 있다고 하겠다.

參 考 文 獻

- 김태기, 윤봉준(1991), 勞使紛糾研究, 한국노동연구원.
- 이영면(1992) (영문표기참조, Lee, Young-Myon).
- 이종훈(1990) (영문표기참조, Rhee, Chonghoon).
- 한국노동연구원, 분기별노동동향분석, 제 5권 3호.
- Ashenfelter, Orley and George Johnson(1969), "Bargaining Theory, Trade Unions, Industrial Strike Activity," *American Economic Review*, Vol. 59, (November), pp.35-49.
- Booth, Alison and Robert Cressy(1989), "Strikes with Asymmetric Information: Theory and Evidence," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 53, (August), pp.269-91.
- Card, David(1990), "Strikes and Wages: A Test of Asymmetric Information Model," *Quarterly Journal of Economics*," Vol. 105, (August), pp. 635-59.
- Cramton, Peter(1984), "Bargaining with Incomplete Information: An Infinite Horizon Model with Two-Sided Uncertainty," *Review of Economic Studies*, Vol. 51, pp.577-93.
- Dahrendorf, Ralf(1959), *Class and Conflict in Industrial Society*, Stanford, CA : Stanford University Press.
- Fersandez, Raquel and Jacob Glazer(1991), "Striking for a Bargain between Two Completely Informed Agent," *American Economic Review*, Vol. 81, (March), pp.243-52.
- Fudenberg, Drew and Jean Tirole(1983), "Sequential Bargaining with Incomplete Information," *Review of Economic Studies*, Vol. 50, (April), pp. 221-47.
- Greene, William(1990), *Econometrics Analysis*, New York, New York : Macmillan Publishing Company.
- Hart, Oliver(1989), "Bargaining and Strikes," *Quarterly Journal of Economics*,

- Vol. 104, (February), pp.25-44.
- Hayes, Beth(1984), "Unions, Strikes, and Asymmetric Information," *Journal of Labor Economics*, Vol. 2, (January), pp.57-83.
- Hicks, John(1963), *The Theory of Wages*, 2nd Edition, New York, New York : Macmillan Publishing Company.
- Kennan, John(1980), "Pareto Optimality and the Economics of Strike Duration," *Journal of Labor Research*, Vol. 1, (Spring), pp.77-94.
- _____ and Robert Wilson(1989), "Strategic Bargaining Models and Interpretation of Bargaining Data," *Journal of Applied Econometrics*, Supplementary, Vol. 4, (December), pp. S87-S130.
- Lee, Young-Myon(이영면, 1992), *Strike Incidence and Duration in Korea : An Empirical Analysis of Asymmetric Information and Industrial Relations Variables*, Ph. D. Dissertation, University of Minnesota.
- Maddala, G. S. (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York, New York : Cambridge University Press.
- McConnell, Sheena(1989), "Strikes, Wages, and Private Information," *American Economic Review*, Vol. 79, (September), pp.801-15.
- Montgomery, Edward and Mery E. Benedict(1989), "The Impact of Bargainer Experience on Teacher Strikes," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 42, (April), pp.380-92.
- Rabinovich, Ramon and Swary Itzhak(1976), "On the Theory of Bargaining, Strikes, and Wage Determination under Uncertainty," *Canadian Journal of Economics*, Vol. 9, (November), pp.668-84.
- Reder, Melvin W. and George Neumann(1980), "Conflict and Contract : The Case of the Strike," *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 5, pp. 867-86.
- Rhee, Jonghoon(이 종훈, 1990), "An Empirical Study of Strike Activity in Korea with a Special Reference to Tests of the Private Information Model," Ph. D. Dissertation, Cornell University.

Ross, Arthur H. and Paul T. Hartman(1960), *Changing Patterns of Industrial Conflict*, New York, New York : Jhn Willey.

Rubinstein, Ariel(1982), "Perfect Equilibrium in a Bargaining Model," *Econometrica*, Vol. 50, (January), pp.97-109.

Siebert, W. Stanley and John T. Addison(1981), "Are Strikes Accidental?," *Economic Journal*, Vol. 91, (June), pp.389-404.

Sobel, J. and I. Takahashi(1983), "A Multi-stage Model of Bargaining," *Review of Economic Studies*, Vol. 50, pp.411-26.

Tracy, Joseph(1987), "Empirical Test of an Asymmetric Information Model of Strikes," *Journal of Labor Economics*, Vol. 5, No. 2, pp. 149-73.