

노동조합과 임금

- 호남지역 제조업의 경우 -

남춘호*

— 목 차 —

- I. 서론: 문제제기
- II. 노동조합과 임금효과에 관련된 이론적 쟁점
- III. 분석자료 및 모형의 설정
- IV. 노동조합의 상대적 임금효과
- V. 노동조합이 임금구조에 미치는 효과
- VI. 맺음말 <참고문헌> 및 <부록>

I. 서론: 문제제기

최근 한국경제위기의 원인을 둘러싸고 학계와 노사단체, 언론 등에서 논란이 분분한 데, 그중의 한 가지 주장이 노동자 책임설이다. 즉, 87년 이후 노동자들의 임금이 과도하게 인상되고, 이에 따라서 제조원가가 상승하여 국제경쟁력을 상실하게 되었다는 것이다. 그러나 이러한 노동자 책임설에 대해서는 국가의 경제정책 실패, 기업측의 기술투자 회피와 부동산투기 등을 원인으로 드는 주장도 만만치 않다. 예컨대 이정우(1991)에 의하면 1967-1989년 사이 노동자들의 실질임금성장률은 노동생산성 성장률에 미치지 못하였으며, 임금패리티 지수를 통해서 본 피용자들의 상대적 소득분배율은 1989년에 와서도 오히려 1970년의 수준에도 미치지 못하고 있다는 것이다. 따라서, 87년 이후의 임금인상을 한국경제위기의 원인으로 보는 것은 근시안적 견해라는 것이다.

그런데 여기서 주목할 점은 노동자책임설을 주장하는 측이나, 이를 반박하는 측 모두 87년 이후의 비교적 급속한 임금인상의 원인을 노동조합을 중심으로한 노동운동에 두고 있다는 점이다. 그러나 노동조합의 활동을 통하여 임금인상이 이루어진다는 일견 당연한 듯한 언술은 우리나라의 경우에는 항상 당연한 것은 아니었다

* 전북대학교 사회과학대학 사회학과 교수

왜냐하면 1980년대 전반까지만 해도 노동조합이 조직된 사업체와 비조직사업체 사이에는 유의미한 임금격차가 존재하지 않았기 때문이다. 이는 70년대까지의 노동조합들의 상당수가 소위 '어용노조'였던 데 기인한다. 그후 87년의 노동자 대투쟁을 계기로 노동조합의 세력이 강화되고 노조의 민주화가 진행되면서 비로소 노동조합이 노동시장에서 노동조건이나 임금에 영향을 끼치는 유의미한 제도로서 정착되기 시작하고 있다.

물론 노동조합의 기능에는 임금인상을 비롯한 경제적 기능만 있는 것은 아니며, 정치적 기능 또한 이에 못지 않게 중요하다. 특히 80년대 후반 이후 우리나라에서는 노동조합의 정치적 기능이 강조되고 '노동자계급의 독자적 정치세력화'의 필요성이 증시되고 있다. 그러나 노동조합에 대한 경제주의 또는 정치주의와 같은 이분법적 사고는 곤란하다. 그리고 노동조합의 정치활동의 중요성이 강조되는 오늘날에도 노동조합의 고유한 경제적 기능에 대한 고찰은 여전히 중요하다. 왜냐하면 임금인상을 비롯한 노동조합의 경제적 기능이야말로 노동자를 단결시킬 수 있는 가장 공통된 이슈이기 때문이다.

그러면 실제로 노동조합이 임금에 미치는 영향은 어느 정도이고 그 방향은 어떤가를 살펴보기로 하자.

II. 노동조합과 임금효과에 관련된 이론적 쟁점

노동조합이 임금에 미치는 영향은 임금수준에 미치는 영향과 임금구조에 미치는 영향의 두가지로 크게 나누어 볼 수 있다. 그리고 노동조합이 임금수준을 상승시킨다면 그러한 임금상승의 원천은 무엇인가에 관한 논쟁이 있다.

1. 임금수준에 미치는 영향

노조가 설립됨으로써 노조가 없을 때에 비해서 임금수준에 어떤 차이를 가져오는가? 이는 원래 절대적 임금효과로 측정할 수 있다.

절대적 임금효과: $(W_u - W_0) / W_0$ W_u : 노조조직부문의 임금평균,
 W_0 : 노조가 없을 경우의 가상적 균형임금

그러나 실제로는 W_0 는 측정이 곤란하다¹⁾. 따라서 상대적 임금효과와 분석으로 대체하고 있다.

상대적 임금효과: $(W_u - W_n) / W_n$ W_n : 비조직 부문 평균임금

한편 이처럼 절대적 임금효과 혹은 상대적 임금효과로 측정할 수 있는 임금수준의 변화가 발생하는 원인에 관해서는 다음과 같은 논의들이 있다.

(1) 노동이동효과(spillover effect): 조직부문임금 인상 ==> 조직부문 고용 감소 ==> 신규실업자 비조직부문으로 이동 ==> 비조직부문 노동공급 증가 ==> 비조직 부문 임금하락. 결과적으로 조직-비조직 부문간 임금격차가 증대된다.

(2) 위협효과(threat effect): 비조직 사업장에서 주변 노조조직의 위협이나, 혹은 해당 사업장에서의 노조발생 위협에 대비하여 임금인상이 이루어지는 효과. 조직 -비조직 부문간 임금격차 축소

(3) 대기실업효과(wait unemployment effect): 조직-비조직 부문간 임금격차가 클 경우 조직부문실업자가 비조직 부문으로 이동하지 않고 재취업 대기하는 경우, (또는 비조직 부문 취업자가 상대적으로 임금이 높은 조직부문으로 이동하여 구직 활동을 하는 경우) 조직부문의 노동력 공급이 증가되고 임금이 하락하여 부문간 임금격차가 감소한다. 이는 노동이동효과와는 상반된 경향이다.

(4) 노동수요증대효과

노조활동==>조직부문 임금상승==>조직부문 제조원가 상승==>조직부문 제품가격 상승==>조직부문 수요 감소==>비조직부문 제품 수요 증대==>비조직부문 노동수요 증대==>비조직부문 임금 상승. 조직-비조직부문간 임금격차 감소.

이러한 노동이동효과는 조직부문과 비조직 부문 사이의 임금수준의 차이에 상반된 영향을 미친다. 노동이동효과, 위협효과, 대기실업효과, 노동수요증대효과 등이 어떻게 결합되어 나타나는가에 따라서 노동조합이 임금수준에 미치는 영향은 달라지고 상대적 임금효과도 달라진다고 하겠다.

1) 절대적 임금효과와 측정 곤란성은 자료의 곤란에도 기인한다. 왜냐하면 다른 조건이 통제된 속에서 노조설립을 전후한 임금 자료가 축적되어 있어야 가능한데, 이러한 종단적 자료는 수집하기도 어렵고 있다고 하더라도 소수의 노동자에 국한될 뿐이어서 그 대표성을 확보하기 어렵기 때문이다. 이정우·남상섭(1991) 참고.

한편 노동조합활동이 노조조직부문에서의 임금수준을 상승시킨다면 그 원천은 무엇인가? 노동조합활동이 생산성에 아무런 변화를 가져오지 않는다면 그 원천은 비조직부문의 희생에 기초한 것이거나, 혹은 자본의 이윤을 감소에 있다고 하겠다. 이는 노조가 독점력을 발휘하여 다른 독점조직들과 마찬가지로 시장의 자유경쟁을 제한하고 노동력 이용방법을 왜곡시키는 것이며, 이는 장기적으로 효율성을 저해하고 사회전체에 손해가 된다고 보는 전통적 보수적 노동조합관이다.²⁾ 현실 노동시장에서는 노동력의 이동이나 채용과정에서 상당한 정도의 고정비용과 조정비용이 존재한다. 이런 완전경쟁적 바탕을 저해하는 요소는 유사노동력에 대해 임금구조나 임금수준에 차이를 가져오게 하는 노동조합조직의 제도적 힘을 지속적으로 존재할 수 있게 한다. 이처럼 불완전 경쟁시장 여건하에서 노조의 임금효과는 존재하게 된다.

그러나 노조가 생산성에 아무런 변화를 가져오지 않는다면 장기적으로는 노동자들의 이동과 사용자의 선발기준변화로 동일노동력의 경우 가상적 균형임금에 대비한 노조자체의 임금혜택(wage gain)은 지속되기 어렵다.

따라서 Freeman과 Medoff(1984)는 노조가 조직의 효율성을 제고시킨다고 주장한다. 즉 노조의 임금효과의 원천을 생산성의 증대에서 찾고 있는 것이다. 이들은 exit/voice model을 노조에 적용하는데, 노동조합은 노동자들이 불만이 있을 때, 퇴장(exit)=사표제출이 아니라 보다 적극적인 목소리(voice)를 냄으로써 노동자들의 불만을 처리하고 결과적으로 회사에 대한 애착심을 가져와 생산성을 높이는 효과가 있다고 한다.

2. 임금구조에 미치는 영향

한편 노동조합은 임금수준에만 영향을 미치는 것이 아니라, 주어진 임금수준 속에서 노동자들 사이의 임금분배구조에도 영향을 미친다. 학력이나 연령, 근속, 경력의 증가에 따른 임금의 차이는 어느 정도인가? 그리고 성별, 직종별, 기업규모별 임금의 차이는 어느 정도인가 하는 점도 노조에 의해서 영향을 받을 수 있다.

2) 예를 들면 소수의 고소득층인 의사나 비행기 조종사들이 노조를 결성할 경우 임금인상이 훨씬 용이하며 이 경우 저소득층과의 임금격차가 더욱 커지게 된다는 점을 강조한다. 이정우·남상섭(1991), 김장호(1991) 참고.

이러한 노동자들의 개인적 속성, 혹은 사업장의 속성에 따른 임금의 차이를 임금 구조라고 할 수 있는데, 이러한 임금구조에 미치는 영향은 전체적으로 볼 때, 임금격차를 증대시키는 방향과 축소시키는 방향으로 나누어 볼 수 있다.

이론적으로는 조직사업체의 노동자들 사이에는 비조직사업체에 비해서 임금격차가 줄어든다. 이는 노동조합의 임금표준화 전략 (wage-rate standardization policy)에 기인하는 것이다. 임금표준화 전략이란 사용자에 의한 임금의 개인별 차별화에 반대하고 직무별로 제한된 임금단계만을 허용하려는 것으로, 이 전략을 통하여 노동조합은 “동일노동 동일임금”을 요구하고 경영자측이 선별적으로 개개인의 임금을 결정하는 권리를 제한하려고 한다.

노조가 임금표준화전략을 추구하는 이유는, ㉞ 임금분포는 평균치 아래에 대부분이 위치하고 소수만이 높은 값을 가지는 왼쪽으로 치우친(skewed) 분포를 보이므로, 소수의 -상대적 고임금의- 한계적 노동자 (Marginal Workers) 보다는 (저임금의) 중위 투표자(median voters)의 의사를 대변하는 것이 계속적 지지를 얻는데 유리하기 때문에 임금을 이들을 중심으로 표준화시키는 전략을 채택하게 된다. 그리고, ㉟ 경영자측 특히 감독자의 자의적 임금결정에 대한 불안으로부터 조합원을 보호하고, ㉞ 다른 노조와의 연대강화를 위하여 타 사업체간에도 임금격차 제한을 요구하기 때문에 임금표준화 전략을 택하게 된다. 우리나라의 경우에도 87년의 노동자 대투쟁 당시 노동자들의 가장 큰 불만 중의 하나는 하급 감독자에 의한 자의적 임금책정이었다. 그 결과 87년 이후 강화된 노동조합들은 단체교섭과정에서 감독자에 의한 자의적 임금결정여지를 축소시키기 위한 조항들을 대부분 강력하게 관철시켰다.³⁾

3) 정이환(1992) 참고. 감독자에 의한 고과추정으로 임금에 차등을 줄 수 있는 여지가 대폭 줄어든 것이 그 한 보기라 하겠다. 한편 임금 인상시에 정액인상으로 소위 base up에 치중한 것은 중위투표자의 의사를 대변한 것이라 하겠다. 그리고 우리나라의 경우 노동조합 활동에 가장 열성적인 층이 주로 조장 반장급이 아니라 하층 노동자인 점 역시 이들의 목소리가 크게 반영되게 된 원인이기도 하다. 이런 요인들은 조합원간의 임금평등화에 크게 기여했을 것으로 보인다. 한편 타노조와의 연대를 위한 사업체간의 임금표준화전략은 우리나라의 경우에는 기업별노조의 한계도 있고 하여 강력하게 수행되었다고 보기 힘들다.

Ⅲ. 분석 자료 및 모형의 설정

1. 분석자료 및 분석대상의 일반적 특성

분석에 사용한 자료는 노동부에서 매년 실시하고 있는 직종별 임금실태조사 1987, 1988, 1989년 자료의 10% 표본이며, 그 중에서 호남지역(전라남북도) 제조업 사업체의 노동자들만을 따로 뽑아서 분석에 이용하였다.⁴⁾

<표 1> 노조유무별 분석대상노동자의 주요특성 비교

	1987 노조/비노조		1988 노조/비노조		1989 노조/비노조
노동자수	887/481	명	1,301/273		1,160/225
교육년수	10.81/10.60	년	11.18/9.97		11.38/10.52
경력년수	5.21/5.37	년	5.27/4.49		5.71/5.04
남성비율	54.1/65.9	%	59.0/45.1		60.5/49.3
대규모종사자비율	93.1/59.5%		93.3/40.3		89.7/33.3
사무직비율	23.3/30.0	%	23.7/23.4		25.4/25.8
연령	28.4/31.8	세	29.3/28.9		29.6/31.3
월평균총임금	365,792/333,596원		454,346/286,623		577,371/353,609
연간보너스차이	877,423/624,935원		1,138,249/449,787		1,678,620/646,539
전북+전남=전체	725+643=1,368명		789+785=1,574		616+769=1,385

분석대상자는 1987년 1368명, 1988년 1574명, 1989년 1385명이었다. 1987년 이후만을 택한 것은 노조유무에 관한 기록이 1987년 이후에만 조사되어 있기 때문이다.⁵⁾ 그리고 제조업만은 대상으로 한 것은 제조업이 노동조합의 조직율이 높고 활

4) 이 자료의 자세한 특징에 관해서는 어수봉(1991), 정기준(1990), 남춘호(1991)을 참고하기 바람.

5) 물론 1987년 이전의 자료와 비교하는 것도 중요하다. 왜냐하면 1987년 이후 노동조합운동이 활성화되었으므로 87년 이전과 이후를 비교하여 노조의 임금에 미치는 효과가 어떻게 달라졌는가를 살펴볼 필요가 있기 때문이다. 이를 위해서는 기존에 조사된 자료에 각 사업체별로 노조결성여부를 별도로 조사하여 자

동도 비교적 활발한 분야이기 때문이다. 호남지역은 종업원수가 수천명내지 수만 명에 이르는 거대기업이 별로 없고, 또 상대적으로 경공업 많이 분포되어 있어서, 90년대 들어와서 우리나라의 노동운동을 이끌어간다고 불리워지는 중화학 산업의 남성 반숙련 노동자는 적은 편이다.⁶⁾ 이런 특징을 가지는 호남지역에서의 노동조합과 임금과의 관련성을 어떠한가를 고찰하려는 것이 본고의 주된 과제이다.

1989년도의 경우 분석대상자중 노조조직부문의 노동자는 1160명, 비조직 부문 노동자는 225명이며, 조직-비조직 부문의 월평균임금을 보면 각각 57만7천원, 35만3천원으로 후자는 전자의 61.2% 정도이다. 88년의 경우에도 62.3% 정도로 89년과 비슷하나, 87년에는 91.2%로 양 부문사이에 월평균임금의 차이가 거의 없었음을 알 수 있다. 그러나 이는 87년의 경우에는 비조직부문이 남성, 비생산직 노동자가 많았고, 평균 연령도 높은 반면에 교육년수, 경력, 근속 년수 등은 비슷했기 때문이다. 1988, 1989년에는 이와는 개인적 속성이나 사업체의 속성에서 조직-비조직 부문간의 분포가 달라지고 있다. 따라서 단순히 겉으로 나타난 평균임금만을 비교하는 것보다는 앞에서 임금과 관련된 타 요인들을 통제한 후 노조 유무별 임금수준과 임금구조의 차이를 비교해 보아야 할 것이다.

2. 노동조합의 상대적 임금효과

노동조합의 상대적 임금효과를 추정하기 위하여 본고에서는 2가지 방법을 사용하였다.⁷⁾

추정방법 1:

$$\ln W_i = \beta_k(X_{ik}) + \alpha T_i + \varepsilon_i$$

T_i : 노조더미변수

X_i : 기타 임금수준에 영향을 미치는 변수들

상대적 임금효과 $\lambda = \exp(\alpha) - 1$

료를 추가하여야 한다. 이러한 작업은 다음 과제로 진행하고자 한다.

- 6) 정학섭(1989), 「전북의 공업구조와 노동운동」, 호남사회연구회 제2회 심포지움 발표문 참고.
- 7) 배무기(1990), 정인수(1991), 김장호(1991) 참고.

추정방법1은 종속변수를 로그(월평균임금)로 하고 독립변수를 개인적, 구조적 변수들로 한 임금함수에 노조더미변수를 추가하여 노조더미변수의 회귀계수(α)로부터 상대적 임금효과를 추정하는 것이다.

추정방법 2:

추정방법2는 Oaxzcz(1973)의 방법에 따른 것이다.

$$\ln W_{ui} = \beta_{uj}(X_{uij}) + \epsilon_{ui} \quad \dots \quad \text{A}$$

$$\ln W_{ni} = \beta_{nj}(X_{nij}) + \epsilon_{ni} \quad \dots \quad \text{B}$$

$W_{ui}, X_{uij}, \epsilon_{ui}$: 조직부문에서의 임금, 임금에 영향을 주는 독립변수들(노조더미제외), 오차항

$W_{ni}, X_{nij}, \epsilon_{ni}$: 비조직부문에서의 임금, 임금에 영향을 주는 독립변수들(노조더미제외), 오차항

조직부문과 비조직부문의 임금격차 d 는 식A에서 식B를 빼면 된다.

$$\begin{aligned} d &= \ln \bar{W}_u - \ln \bar{W}_n \\ &= \Sigma(\hat{\beta}_{uj} - \hat{\beta}_{nj}) \bar{X}_j \\ &= \Sigma(\hat{\beta}_{uj} - \hat{\beta}_{nj}) \bar{X}_{uj} + \Sigma \hat{\beta}_{nj}(\bar{X}_{uj} - \bar{X}_{nj}) \quad \dots \quad \text{C} \\ &= \Sigma(\hat{\beta}_{uj} - \hat{\beta}_{nj}) \bar{X}_{nj} + \Sigma \hat{\beta}_{uj}(\bar{X}_{uj} - \bar{X}_{nj}) \quad \dots \quad \text{D} \end{aligned}$$

이 격차는 식 C와 식 D에서 앞부분과 뒷부분으로 나누어 볼 수 있다.

이 때 뒷부분은 임금에 영향을 미치는 제반 변수들의 조직부문과 비조직부문 사이의 차이, 예컨대 조직부문과 비조직 부문 노동자들의 인적자본변수들의 차이에 기인하는 격차이며, 앞부분은 회귀계수의 차이에 기인하는 격차이다. 따라서 동일한 특성을 가진 노동자가 조직부문과 비조직부문에서 받는 임금의 순수한 격차가 우리의 관심사라면 전체 임금격차 중에서 앞부분만 다시 분석해야 한다. 이런 취

지에서 추정방법2에서는 회귀계수의 차이에 조직부문 노동자의 평균적 속성을 곱하거나(㉔), 혹은 비조직부문 노동자의 평균적 속성을 곱하여(㉕) 얻는다.

$$\text{상대적 임금효과 } \lambda = \exp(\sum(\hat{\beta}_{uj} - \hat{\beta}_{nj}) X_{uj}) - 1 \dots \text{㉔}$$

$$\lambda = \exp(\sum(\hat{\beta}_{uj} - \hat{\beta}_{nj}) X_{nj}) - 1 \dots \text{㉕}$$

한편 추정방법2에서 각변수의 회귀계수의 차이를 살펴보는 것이 바로 임금구조에 미치는 노조의 효과를 고찰하는 방법이 된다. 예컨대 교육변수의 회귀계수의 차이는 조직부문에서의 학력간 격차(본고의 경우에는 교육년수 1년 증가에 따른 임금 차이)와 비조직부문에서의 학력간 격차(즉 교육년수 1년 증가에 따른 임금 차이) 중 어느 것이 더 큰가를 비교함으로써 노조가 학력간 임금격차에 미친 영향을 평가할 수 있는 것이다.

모형:

추정방법1:

$$\log(hwq) = \beta_0 + \beta_1 EDUY + \beta_2 CAR + \beta_3 CARSQ + \beta_4 DSIZE + \beta_5 DSEX + \beta_6 DOCC + \beta_7 DUN + \epsilon$$

추정방법2:

$$\log(hwq) = \beta_0 + \beta_1 EDUY + \beta_2 CAR + \beta_3 CARSQ + \beta_4 DSIZE + \beta_5 DSEX + \beta_6 DOCC + \epsilon$$

종속변수:

$\log(hwq)$: (월급여총액/월총근로시간)의 자연대수(Log)

독립변수:

- eduy : 교육년수, car : 경력년수, carsq : 경력년수의 제곱
- dsiz : 사업체규모더미, 300인 이상규모이면 1,
- dsex : 남자 1, 여자 0,
- docc : 사무, 관리, 전문기술직 1, 생산직 0
- dun : 노조있으면 1, 없으면 0

한편 종속변수로 시간당임금을 사용하지 않고 그 값의 자연대수를 취한 것은 회귀분석의 전제조건들 그 중에서도 특히 정규분포의 가정을 충족시키기 위한 것이다⁸⁾.

1989년 자료를 대상으로 시간당임금(HWG)과 그 자연대수 값(LOG(HWG))의 Histogram과 Normal Probability Plot을 비교해 보면 부록의 그림과 같다. 이를 보면 아래로 치우쳐 있는 시간당임금의 분포가 자연대수값에서는 훨씬 더 정규 분포에 가깝게 바뀌었음을 알 수 있다.

IV. 노동조합의 상대적 임금효과

분석결과를 보면 호남지역 노동조합의 상대적 임금효과는 <표2>와 같다.

주요한 발견사항을 보면 첫째, 노조의 상대적 임금효과가 1987년에 비해서 1989년으로 올수록 커지고 있다. 노동조합 활동이 더욱 활성화됨에 따라서 노조임금효과도 더욱 증대된 것으로 보인다.

둘째로는 전국적 자료의 분석에 비해서 호남지역이 더 크게 나타나고 있다. 이는 호남지역 노동자들이 저임금노동자층이고, 기업규모도 작기 때문인 것으로 보인다. 왜냐하면, 노조 임금효과는 주로 저임금층에서 크게 나타나기 때문이다. 노조의 상대적 임금효과가 중소기업에서 주로 나타나는 것은 위협효과가 주로 대규모기업에서 나타나는 것과 관련되어 있다. 대규모기업들에서는 위협효과가 있어서 조직-비조직 부문간 임금격차가 작지만, 중소기업의 비조직 사업체에서는 인근 사업체 노조의 활동이 활발하고 그로 인한 위협이 있어도 해당 사업체의 재정상태가 나빠서 임금을 올려주지 않으므로 위협효과가 거의 나타나지 않는다. 따라서 중소기업에서는 노조와 비노조 사업체간의 임금격차가 크다.

셋째로, 시간당 월평균 총임금에 대한 노조의 상대적 임금효과에 비해서 년간보너스에 대한 노조의 상대적 임금효과가 훨씬 크다. 이를 통해서 노조활동을 통한 임금의 인상은 기본급, 고정수당 등 월 정액급여 부분에서 보다는 보너스 부분에

8) 그밖에도 종속변수로 사용하는 임금변수에 무엇을 이용할 것인가에 관한 자세한 논의는 어수봉 (1991)을 참고하기 바람.

서 크게 나타남을 알 수 있다. 이는 단체협상에 임하는 사용자측의 태도에도 기인한다. 사용자측에서는 가능한 한 퇴직금 등의 부담이 커지는 기본급보다는 보너스의 인상을 통해서 노동자들의 임금인상요구를 수용하고자 하는 경향이 있다.

네째로, 1980년의 5%정도에 비하여 전국적으로도 상대적 임금효과는 8-10%로 커졌으며, 특히 호남지역의 경우에는 추정방법에 따라 차이는 있지만 10-23%로 커져서 미국의 수준보다 오히려 크다. 이를 보면 우리나라에서도 1987년 이후 노동조합이 노동시장에 영향을 미치는 중요한 제도로 작용한다고 결론 지을 수 있다.

<표 2> 호남지역 노조의 상대적 임금효과
 종속변수= log(월평균 시간당 총임금)

	87년	88년	89년
추정방법1:	9.53%	12.92%	23.42%
추정방법2: ㉠	10.30	17.24	17.51
㉡	6.79	10.61	25.72
추정방법1 (종속변수=log(년간보너스))	29.78	72.89	54.08
전국***			
추정방법1	1.62	7.66	10.21%

* ㉠은 식㉠의 방법을 따른 것이고, ㉡는 식㉡를 따른 것이다. 즉 전자는 노조 조직부문의 평균적 노동자를 기준한 것이고, 후자는 비조직부문의 평균적 속성을 가진 노동자를 기준으로 추정된 것이다.

** 참고로 미국은 1970-79년 기간에 12-19% 수준이었고(H.G. Lewis 1986), 한국은 1980년에 4.98% (박세일 1984) 정도였다.

*** 정인수(1991)에서 인용.

〈표 3〉 하위집단별 노조임금효과의 비교(추정방법1사용)

	87	88	89
남자	13.78	15.54	25.34%
여자	12.71	2.43	20.25
사무직	8.86	8.25	27.25
생산직	14.05	9.83	22.59
대기업	15.58	11.90	15.95
중소기업	12.72	0.67	34.94

한편 노조의 상대적 임금효과를 하위집단별도 다시 측정해 본 결과는 〈표 3〉과 같다. 이를 보면 다음과 같은 점들을 발견할 수 있다.

- (1) 남자가 여자보다 노조효과가 크게 나타난다.
- (2) 1987, 88년에는 생산직에서 컸으나, 89년에는 사무직에서 크게 나타났다.
- (3) 1987, 88년에는 대기업에서 크게 나타났으나, 89년에는 중소기업에서 크게 나타났다. 1987, 88년에는 대기업의 노조가 먼저 임금효과를 나타내기 시작하였고, 중소기업의 노조는 88, 89년에야 창립과 활성화가 시작되어 뒤늦게 상대적 임금효과를 나타내게 된 것으로 보인다.

V. 노동조합이 임금구조에 미치는 효과

노동조합이 임금구조에 미친 효과를 측정하는 방법은 앞서도 살펴본 것처럼 조직부문과 비조직 부문을 별도로 회귀분석하여, 각부문의 독립변수들의 회귀계수를 비교하는 것이다. 임금이 내부적으로 평등할수록 회귀계수의 절대값이 작을 것이다.

노동조합의 임금표준화전략이 효력을 발휘할 경우에는 노동조합 조직부문에서는 비조직부문에 비해서 내부적으로 임금격차가 적을 것이다. 즉, 조직부문내에서는 규모간, 성별, 직종별, 학력별 임금격차가 비조직부문에 비해서 작을 것이다.

그러나, 분석 결과에서는 대부분의 회귀계수차이가 통계적 유의성 없는 것으로 나타났다.

노동조합이 임금구조에 미친 효과를 세부적으로 보면, 1987년: 학력별 격차 증대, 1989년: 학력별 격차 증대, 규모별 격차 축소만이 통계적으로 유의미하게 나타났다. 즉, 1987년과 1989년에는 노조 조직사업체 노동자들 사이에서는 학력별 임금격차가 비조직 사업체 노동자들에 비해서 오히려 커졌고, 1989년에는 규모별 격차가 조직부문에서 작게 나타났다. 나머지 변수들에서는 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않았다.

전체적으로 볼 때, 노동조합의 임금표준화 전략은 호남지역 노조에서는 아직 효과가 나타나지 않고 있다. 한편, 우리나라의 노조는 기업별 노조이므로, 타사업장노조와의 직종별, 혹은 산업별 연대는 약하게 나타날 수 있으며, 그런 면에서 본다면 동일노동 동일임금을 추구하는 임금표준화 전략이 약할 수도 있다. 전국적 자료에 의하면(정이환 1992, 남춘호 1991), 87년 이후 우리나라의 노동시장에서는 특히 독점대기업의 경우에는 내부 노동시장이 형성되어 내부적인 동질화가 진행되는 대신 기업간에는 이질화가 나타나기 시작했다는 연구보고가 있다. 이런 보고 역시 개별 기업수준을 넘어서서는 임금표준화 전략이 미미한 상태임을 보여준다고 하겠다.

<표 4> 조직부문과 비조직부문 회귀계수추정치와 그 차이 (1987)

	β_u	β_n	$\beta_u - \beta_n$
const.	5.4759	5.6525	-0.1766'
eduy	0.0710	0.0550	0.0160'
car	0.0857	0.1044	-0.0186
carsq	-0.0010	-0.0034	0.0023''
dsize	0.2277	0.1411	0.0865
dsex	0.4503	0.4041	0.0462
docc	0.1890	0.2560	-0.0669
R ²	0.7568	0.6969	
root MSE	0.3255	0.3375	
N	886	480	

- 주) 1. 노조조직사업체와 비조직사업체의 87, 88, 89년도 회귀계수는 모두 0.1% 수준에서 통계적으로 유의미하여 특별히 표시하지 않았음.
 2. 노조유무별 회귀계수의 차이 즉 $\beta_u - \beta_n$ 는
 ' : 1% 수준에서 유의미 '' : 5% 수준 ' : 10% 수준

〈표 5〉 조직부문과 비조직부는 회귀계수추정치와 그 차이 (1988)

	β_u	β_n	$\beta_u - \beta_n$
const.	5.8664	5.8545	0.0119
eduy	0.0525	0.0504	0.0021
car	0.0928	0.0991	-0.0062
carsq	-0.0021	-0.0033	0.0011
dsize	0.2777	0.2042	0.0734
dsex	0.4458	0.3806	0.0652
docc	0.2159	0.2411	-0.0251
R ²	0.7127	0.7279	
root MSE	0.3264	0.2696	
N	1300	272	

주) 〈표 4〉와 동일.

〈표 6〉 조직부문과 비조직부는 회귀계수추정치와 그 차이 (1989)

	β_u	β_n	$\beta_u - \beta_n$
const.	6.1894	6.3283	-0.1389
eduy	0.0672	0.0229	0.0443'''
car	0.0709	0.0960	-0.0251
carsq	-0.0012	-0.0028	0.0016
dsize	0.1739	0.3726	-0.1987'''
dsex	0.4263	0.3469	0.0794
docc	0.1382	0.2108	-0.0725
R ²	0.6876	0.7855	
root MSE	0.3179	0.2429	
N	1159	224	

주) 〈표 4〉와 동일.

VI. 맺음말

노동운동의 활성화로 우리나라에서도 1987년 이후 노동조합이 임금에 미치는 영향이 커지고 있다. 호남지역 제조업의 경우 노조의 상대적 임금효과를 보면 미국의 15%내외를 상회하는 높은 수준을 보이고 있다. 물론 이런 수치들은 자료에 따라서, 그리고 분석방법에 따라서 상당한 차이를 보이므로 쉽사리 결론 내릴 수는 없으며, 앞으로 많은 경험적 연구의 축적이 필요하겠다. 그러나 본 연구의 결과를 보면 호남지역의 제조업에서는 전국수준을 훨씬 상회하는 높은 노조의 상대적 임금효과를 보이고 있다. 이는 상당부분 호남지역의 사업체들이 중소기업규모에 속하기 때문인 것으로 추정된다. 왜냐하면 대규모 사업체의 경우 위협효과로 인하여 비노조 사업장에서도 노조사업장과 마찬가지로 임금상승이 이루어지지만 중소기업의 경우에는 재정난으로 인하여 비노조 사업체에서는 임금상승이 이루어지지 않고, 따라서 노조-비노조 사업체간의 임금격차가 크게 나타나기 때문이다.

그러나 노조가 임금구조에 미치는 영향을 보면, 비조직 부문에 비교하였을 때, 조직 부문 내부에서의 임금수준의 평등화는 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았다. 이로 미루어 볼 때, 이 지역 노동조합들은 노동자들 사이의 동질성을 강화하는 데까지 활동이 미치지 못하거나 활동이 있더라도 효과가 미미한 수준이라고 하겠다.

한편 본 연구에서는 비교적 엄밀한 경험적 연구를 수행하려고 노력하였으나 자료의 제약 등으로 여전히 몇가지 연구방법상의 한계점을 지니고 있다.

우선 우리나라에 노동운동이 활성화되기 이전인 1986년 이전의 자료를 구해하여 노조의 상대적 임금효과가 시계열적으로 어떻게 변화하였는지는 추적할 필요가 있다.

그리고 개인별 횡단면 자료의 단일방정식 모형에 의한 통상최소자승법 이용시의 문제점이 지적될 수 있겠다⁹⁾. 본 연구에서 사용한 단일방정식 모형에는 임금수준을 결정하는 변수들중 일부(예컨대, 노동의 질)가 독립변수에서 누락되어 있고, 이것이 노조가입여부와 밀접하게 연관되어 있을 경우에는 노동의 질 변수의 효과가 노조변수의 효과로 나타나게 된다. 따라서 추정치가 상향편의(upward bias)를

9) 어수봉·이태현(1992), Heckman(1979), Maddala(1984) 참고.

보이게 된다. 이러한 선택편의(Selectivity bias)의 문제를 해결하는 방법은 1) 개인별 종단면 자료 이용, 2) 노조가입여부를 임금수준과 함께 분석하는 연립방정식 모형이 있다. 1)의 방법은 자료가 축적되어 있지 않으며, 2)의 방법은 logit 분석기법을 이용하고 있으나, 아직 공분산성(multicollinearity)의 문제 등으로 인하여 추정된 자료의 안정성이 크게 떨어진다고 한다. 더욱 연구를 요하는 분야라고 하겠다.

참고문헌:

- 김장호, 1991, 「노동조합의 임금효과: 우리나라 제조업부문에서의 노동조합유무별 임금결정 메카니즘의 차이」, 『경제학연구』, 제39집 1호, 한국경제학회.
- 남춘호, 1986, 「조직부문 피고용자의 임금결정모형 연구」, 『한국사회학연구』 제8집 겨울호, 서울대학교 사회학과.
- _____, 1991, 『석탄광업 노동시장 분절에 대한 연구』, 서울대학교 대학원 사회학과 박사학위논문.
- 박세일, 1983, 「노동조합이 임금수준 및 구조에 미친 영향분석 - 섬유 및 의류산업을 중심으로-」, 춘당 정병휴박사환력기념논문집, 『산업경제의 이론과 분석』, 비봉출판사.
- 박세일, 1984, 「노동조합과 임금 및 생산성」, 박원구·박세일 공저, 『한국의 임금구조』, 한국개발연구원, 1984, pp. 303-348.
- 배무기, 1990, 「노동조합의 상대적 임금효과」, 『한국노동연구』, 제1권 제1호, 한국노동연구원, pp. 5-34.
- 송호근, 1991, 「노동조합의 내부분화와 리더십의 안정성: 1990년대 한국 노사관계에 대한 함의」, 한림대 논문집.
- 어수봉, 1991, 「성별 직종분리와 성별 임금격차」, 『한국노동연구』 제2집, pp. 41-88.
- 어수봉·이태현, 1992, 「노동조합의 임금평등효과」, 『한국노동연구』 제3집, pp. 27-76.
- 이정우, 1991, 「한국의 경제성장과 노동자 상태」, 김형기 편, 『한국의 노동문제의 구조』, 비봉출판사.

- 이정우·남상섭, 1990, 「노동조합이 소득분배에 미치는 영향」, 『노동경제론집』, 제13집, pp. 137-162.
- 정이환, 1992, 「제조업 내부노동시장의 성격과 노사관계」, 서울대학교 대학원 사회학과 박사학위논문.
- 정인수, 1991, 「한국의 임금구조 - 6.29이후의 변화」, 한국노동연구원.
- 조우현, 1990, 「'87, '88 노사분규가 노동시장에 미친 영향과 노사관계의 정립방향에 던지는 함의」, 『노동경제론집』, 제13집, pp. 1-20.
- Block, F.E. and M.S.Kuskin, 1978, "Wage Determanation in the Union and Nonunion Sectors," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 31, No. 2, pp. 183-192.
- Freeman, R.B. and J.L. Medoff, 1984, *What Do Unions Do?*, Basic Books, Inc. Publishers.
- Heckman, J.J., 1979, "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, Vol. 47, pp. 153-161.
- Hirsh, B.T. and J.T. Addison, 1986, *The Economic Analysis of Unions; New Approaches and evidence*, Boston, Allen and Unwin.
- Stephen, B.J. and T.D. Stanley, 1990, "A Meta Analysis of the Union-Nonunion Wage Gap," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 44, No. 1.
- Lee, L., 1978, "Unionism and Wage Rate: A Simultaneous Equation Model with Qualitative and Limited Dependent Variables," *International Economic Review*, Vol. 19, No.2, pp. 415-433.
- Lewis, H.G., 1985, "Union Relative Wage Effect," Ashenfelter, Orley and Layard, Richard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol 2, pp. 1139-1181.
- Maddala, G., 1984, *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Oaxaca, Ronald L., 1973, "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market," *International Economic Review*, October 1973, pp. 693-709.

Var=LNHWG

