

勞 動 經 濟 論 集
 第30卷(1), 2007. 3, pp. 31~53
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

노동조합과 임금구조*

류재우**

본 연구는 노동조합이 임금수준 및 분포에 미치는 효과를 우리나라의 제조업 생산직 남자 노동자를 중심으로 분석하였다. 임금수준에 대한 효과를 분석함에 있어서는 연립방정식을 사용하여 기업 특성을 충분히 통제한 위에 노조의 임금프리미엄을 정확하게 추정하고자 하였다. 노동조합과 기업의 수익성과의 관계에 관해서는 노동조합이 흑자를 얻고 있는 기업들의 수익성을 낮춘다는 사실이 확인되었다. 임금수준에 관해서는 노조가 있는 기업의 노동자가 누리는 임금프리미엄은 5~8%인 것으로 추정되었다. 그러나 노조원이 실제로 누리는 임금 및 고용상의 이득은 이들 수치가 제시하는 것보다 크다. 노조가 학력이나 외부 경력 등에 대한 한계보상을 낮추고 대신 근속에 대한 보상을 높이는 방식으로 신입자에게 유리한 임금체계를 구조화시킨 위에 강력한 고용보호정책으로 노조원의 근속연수를 비노조 부문의 두 배가 되게끔 만들었기 때문이다. 임금분산에 대한 분석에서는 노조기업 노동자간의 임금 분산이 더 작아 이론적인 예측과 합치하는 것으로 나타난 반면, 인적 속성을 통제한 이후의 임금분산은 노조부문에 더 크게 나타났다.

— 주제어 : 노동조합, 임금격차, 임금분산

* 인적자본학술대회에서 유익한 코멘트를 해준 조준모 교수와 익명의 심사자들에게 감사의 뜻을 표한다. 이 연구는 2006년도 국민대학교 우수연구센터사업비를 지원받아 수행되었다.

** 국민대학교 경제학부 교수(jryoo@kookmin.ac.kr).

I. 서론

본 연구는 노동조합이 임금수준과 임금분산에 미치는 효과를 분석하는 것을 목적으로 한다. 노동조합의 임금효과에 대해서는 구미에서 이미 오래 전부터 수많은 연구가 되어 왔으며 국내에서도 상당한 연구 성과가 축적되어 왔다. 국내 연구의 대부분은 노조가 임금수준에 미치는 영향에 초점을 맞추고 있으며, 통상적으로 임금함수 추정식에 노조 더미변수를 포함하여 노조효과를 추정하였다.

노동부의 「임금구조기본통계조사」(이하 ‘임금구조’ 자료로 약칭)를 이용한 연구들에 의하면 1987년 이전에는 노동조합의 효과가 음으로 나타나며, 노동운동이 폭발적으로 늘어났던 1987~1990년 기간에는 1~10%의 임금프리미엄이 관찰된다.¹⁾ 가구조사로서 인적 속성이 보다 상세하게 기록되어 있는 「대우패널자료」를 이용하여 노조 선택과 관련한 개인들의 선택성을 통제한 위에 노조의 효과를 분석한 연구에서 김우영·최영섭(1996)은 노동조합의 임금효과가 나타나기는 하지만 통계적인 유의성은 없다는 결과를 얻고 있다. 동일한 자료를 사용한 조우현·유경준(1997) 역시 남자 전체 표본에 대해 동일한 결론을 얻고 있지만 남자 생산직으로 한정할 경우 임금프리미엄이 11.2%에 이름을 보이고 있다.

최근에는 이종훈(2003)이 1991~2001년 ‘임금구조’ 자료를 이용하여 노조의 임금프리미엄이 외환위기 이후 증가하였음을 보고하고 있다. 조준모·전병유(2004)는 횡단면 자료를 이용할 때 노조의 임금효과는 5~10%로 추정되지만, 이직자 자료에서는 그것이 더 커져서 독점부문의 장기근속 노동자의 경우 19% 수준에까지 이름을 보였다. 류재우(2005)는 1987~2002년 ‘임금구조’ 자료를 사용하여 제조업 생산직 남자의 경우 노조의 임금프리미엄이 1990년대에 0 또는 음(-)이었으나 1998년 이후 급증하기 시작하여 2002년에는 10%를 넘고 있다는 점과 근속연수가 노조에서 길고 비노조와의 격차가 꾸준히 증대되어 왔다는 점 등을 보였다.

이상의 연구들은 노조의 임금효과에 초점을 맞추고 있지만 노동조합의 임금효과 추정치가 아직 확정되었다고 보기는 어렵다. 우선 사용된 자료나 자료 가공방식에 따라 추

1) 관련 문헌은 김우영·최영섭(1996) 참조.

정치가 일관되지 않다. 예컨대, 같은 임금구조 자료를 사용하더라도 임금수준을 비교하는 경우 시간당 임금을 비교하는 경우에 비해 노조의 임금프리미엄이 상당히 작게 나타난다. 또한 기존의 연구에서는 기업에 대해서 매우 제한적인 정보만을 사용하였다는 한계도 가지고 있다. 예컨대 임금구조를 이용한 연구의 경우, 사업체 규모나 소속 산업 등의 기초적인 사업체 특성 정보만을 사용할 수가 있었다. 인사 및 임금 정책이 사업체 차원이 아닌 기업 차원에서 행해진다는 점을 감안하면 그 같은 연구들은 분명한 한계를 내포한다.²⁾ 본 연구는 재무상태 등의 기업 특성을 적절히 통제된 상태에서 노조의 임금 효과를 추정하고자 한다.

본 연구의 또 다른 목표는 우리나라에서 노동조합이 임금 불균등도를 줄이는 역할을 한다는 가설에 대해 검토하는 것이다. 노동조합은 공리주의적인 원칙에 따라, 또는 구성원간의 경쟁을 제한하기 위해서 조직 내의 임금분산을 줄이는 정책을 추구하는 것으로 알려져 있다. 실제로 미국의 경우, 기업내 임금분산은 노조 부문에서 작으며 그 결과 노조는 전체적인 임금분산을 작게 만드는 효과가 있는 것으로 확인되고 있다(Freeman and Medoff, 1984). 사실이 그렇다면 노동조합 조직률의 변화는 임금 불평등도의 시간상의 변화에도 영향을 주게 된다. 실제로 미국에서는 노동조합 조직률이 떨어짐에 따라 임금 불평등도가 증가하는 현상이 관찰되고 있다(Card, 2001). 이처럼 노조가 전반적인 임금분산 또는 임금분산의 시계열상의 변화에 영향을 미칠 수 있지만 국내에서는 이에 대한 연구가 별로 많지 않다. 그 예외는 어수봉·이태현(1992)인데, 이들은 금속산업을 대상으로 한 분석에서 노조가 표준임금정책(standard wage policy)을 채택함으로써 임금 불균등도를 줄이는 데 기여하고 있다는 결과를 제시하고 있다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 먼저 다음 장에서는 본고에서 사용된 자료와 분석방법에 대해 기술한다. 제Ⅲ장에서는 노동조합이 임금수준에 미치는 효과를 분석하며 제Ⅳ장에서는 노조가 임금분산에 미치는 효과를 분석한다. 마지막 장에서는 분석 결과를 요약하고 함의를 논의한다.

2) 동일한 기업에 속하는 사업체별로 임금정책 또는 노조설립 유무가 다른 경우도 있을 수 있지만 이를 확인하지는 못하였다.

II. 자료, 용어 및 분석의 범위

본 연구에서 사용된 기본 자료는 한국직업능력개발원(KRIVET)에서 2005년 6월에서 12월에 걸친 기간에 수집한 ‘인적자본기업패널(Human Capital Corporate Panel: HCCP)’의 1차년도 조사 자료이다.³⁾ 이 자료는 근로자 수 100인 이상인 상장, 코스닥, 금감원 등록/외감/일반기업(일반기업은 300인 이상) 중에서 표본으로 추출된 450개의 기업에 대한 규모, 주생산품, 노조 여부 등의 정보와, 그들 기업에 속한 14,600여 명의 개별 노동자의 특성에 대한 정보를 담고 있다. 본 연구에서는 이 자료를 기업의 재무상태에 대한 자료를 담고 있는 한국신용평가(KIS) 자료와 결합하여 사용하였다. 지금까지 노동조합의 임금효과에 대한 연구가 대부분 기업의 특성을 제대로 통제하지 못한 상태에서 이루어질 수밖에 없었는데, 본 연구에서 사용된 자료는 그 같은 제한점을 넘어설 수 있게 한다는 장점을 가지고 있다.

반면, 이 자료는 서베이가 100인 이상의 중대규모 기업에 한정되었고, 노동자에 대한 조사는 표본에 선정된 기업의 특정 부서나 라인을 중심으로 이루어졌기 때문에 온전한 무작위 표본은 아니라는 한계를 가지고 있다. 그러나 표본에는 303개의 제조업체가 포함되어 있으며, 노동자 표본이 기업규모에 비례하여 추출되었으므로 표본 선택으로부터 파생되는 문제는 별로 크지 않으리라 판단된다.

HCCP 자료는 산업대분류상의 제조업, 금융업, 서비스업만을 포괄하고 있는데, 본 연구에서는 제조업으로 분석 범위를 한정하였으며 그 중에서도 생산직 노동자들을 분석의 핵심 대상으로 하였다. 이 표본에는 남자가 압도적으로 많다. 여성은 제조업 노동자의 16.7%, ‘생산직’으로 분류된 노동자의 19.8%밖에 되지 않는 것이다. 본 연구에서는 남녀 간 숙련 가격의 차이 및 기업별 남녀 구성비의 차이가 노동조합의 역할에 미치는 효과를 배제하기 위해 분석 대상에서 여자를 제외하였다.

한편 HCCP에는 비정규직 노동자의 비중이 제조업 전체 표본의 2.3%, ‘생산직’ 노동자들의 3.4%에 불과할 정도로 낮다. 이들 비정규직 노동자는 대표성에 문제가 있을 수 있기

3) 자료에 대한 자세한 설명은 인적자본기업패널 홈페이지(<http://hccp.nhrd.net/jsp/main.jsp>)를 참조.

〈표 1〉 기초통계(제조업-정규직-남자)

	기업 수	특성 기업규모 평균(명)	노동자의 특성							
			전체 수 (%)	생 산 직						
				수 (%)	교육연수 평균	연령 평균	경력연수 평균	근속연수 평균	노동시간 (1주일)	월급여 (만원)
노조	169	1,307	4,952	2,843 (67)	12.28	32.58	20.21	11.78	52.72	235.5
비노조	134	392	2,807	1,402 (33)	12.57	38.50	14.01	5.69	56.20	190.9
전체	303	897	7,759	4,245(100)	12.38	36.54	18.16	9.77	53.87	220.8

자료: HCCP 1차년도(2005).

때문에 본 연구의 분석에서 제외하였다. 노동시간과 관련해서는, 시간제-전일제 노동자 간의 이질성으로 인한 구성효과를 줄이기 위해 주당 근로시간이 40시간 미만인 자를 제외하였다. 1주일 근로시간이 112시간(1일 평균 16시간)을 넘는 자도 제외하였다.⁴⁾

학력은 중졸 이하, 고졸, 전문대졸, 대졸, 대학원졸의 5개 범주로 나뉘어져 있는데, 이를 교육연수로 환산할 때에는 각각 9, 12, 14, 16, 19년을 지정하였다. ‘나이’는 2005년 6월에 조사가 행해진 것이라는 가정하에 생년월에서 조사 시점까지의 기간을 계산한 다음 연 단위 이하는 절삭하였다. 이때 생년이 불명확한 사람은 표본에서 제외하였으며 생월이 불명확한 사람은 6월생으로 간주하였다. ‘근속연수’의 경우도 비슷한 방식으로 계산하였으며, ‘경력연수’는 ‘나이-교육연수-6’으로 정의하였다. 교육 정도나 근속연수가 불명확하거나 급여에 대한 기록이 없는 자, 경비대원, 경비단장들도 모두 표본에서 제외하였다.

이 같은 과정을 거쳐 구축된 표본은 총 303개의 기업과 총 7,759명의 노동자로 구성되어 있다. 그것은 기본적으로 제조업 기업에 종사하는 남자 정규직 표본이다. 기본 특성을 <표 1>을 통해 보면, 전체 제조업 기업 중에서 노조가 결성되어 있는 곳의 비율은 56% 정도이다. 제조업 남자 노동자 전체의 64%, 그리고 생산직의 67%가 노조가 설립되어 있는 기업에서 일하고 있어서 노조가 조직된 사업장에 근무하는 근로자의 비율이 43%인 「임금구조기본통계조사」 자료보다 높게 나타난다. 즉, 본 연구의 표본에는 노조의 영향을 받는 노동자들이 보다 높은 비율로 포함되어 있다. 평균 기업규모를 보면 노조 기업체의 경우 비노조 기업의 3배가 넘는다. 이는 노동조합의 임금효과를 정확히 측정할 수 있는가 여부는 기업 규모가 임금에 미치는 효과를 얼마나 잘 통제할 수 있는가에 크게 의존할 것임을 제시한다.

4) 이로 인해 주당 40시간 미만 근로자 25명과 112시간 이상자 20명이 표본에서 제외되었다.

〈표 2〉 생산직 노동자의 기업규모별 '노조 조직률'

기업규모	100~299	300~999	1,000~1,999	2,000+	전체
노동자 수('노조 조직률': %)	1,266 (51)	1,872 (65)	536 (89)	571 (88)	4,245 (67)
기업 수(노조 기업 비중: %)	131 (40)	125 (61)	24 (79)	23 (91)	303 (56)

자료: HCCP 1차년도(2005).

노조 기업의 노동자들은 평균 교육기간이 상대적으로 짧고 연령도 낮지만 경력기간이 나 근속연수는 훨씬 길다. 우리나라에서는 외환위기 이후의 구조조정 과정에서 기업들의 경력직 채용 비중이 증가하는 등 외부노동시장이 활성화되고 있으며, 동시에 기업 근속에 대한 보상이 줄어들고 내부노동시장이 약화되는 징후가 나타나고 있다(류재우, 2002; 류재우·박성준, 2003). 이처럼 해고와 (재)채용이 빈번해지는 상황에서 노조가 고용보호 정책을 고수하여 온 것이 근속연수의 격차를 확대시킨 중요한 요인으로 보인다. 마지막으로, 노조가 존재하는 기업의 근로자는(「임금구조기본통계조사」 자료에서 보여지는 것과는 달리) 노동시간이 짧다. 반면, 노조 생산직의 평균 임금은 비노조의 1.23배에 이른다.

〈표 2〉에는 기업규모별로 노조가 있는 기업의 비율과 노조기업에 속한 노동자들의 비율, 즉 일종의 '노조 조직률'이 나타나 있다. 기업규모는 조직률과 강한 양(+)의 상관관계를 가지고 있다. 예컨대, 100~299인 기업에 속한 노동자의 51%가 노조기업에 속한 반면 2,000인 이상 기업에 속한 노동자의 경우 그 비율은 88%에 이른다. 기업 단위로 보면 100인 이상 299인 이하의 기업에서는 노조가 설립되어 있는 비율이 40%인 반면, 2,000인 이상 기업의 경우 그 비율은 91%로 높아진다. 노동자의 기업규모별 분포를 보면 1,000인 미만 기업에 74%가 속해 있다.

III. 노동조합과 임금수준

1. 노조가 생산직의 임금수준에 미치는 효과

노조의 임금효과를 추정하는 데 있어서는 임금이 다음과 같은 연립방정식 체계에 의해 결정되는 경우를 상정한다.⁵⁾

$$\ln w_{ij} = \beta X_{ij} + \alpha U_j + \beta \ln P_j + u_{ij} \quad (1)$$

$$\ln P_j = \gamma Z_j - \theta \ln \bar{w}_j + v_j \quad (2)$$

첫 식에서 w_{ij} 는 기업 j 에 속한 노동자 i 의 임금, x_{ij} 는 그의 속성을 나타내는 특성들의 벡터, 그리고 u_j 는 기업 j 에 노동조합이 설립되어 있는지를 나타내는 더미변수이다. P_j 는 그 기업의 ‘수익성’ 변수인데, 이는 기업의 ‘지불능력’의 대리변수 역할을 한다. 식 (1)은 노동자의 교육수준 등의 인적 속성 변수가 임금을 결정하는 요인이지만, 같은 인적 속성을 가졌더라도 노동자가 속한 기업에 노조가 설립되어 있거나 기업의 수익성이 높으면 임금 또한 높아진다는 관계를 보여준다.

두 번째 식은 기업의 수익성(P)이 산업, 기업규모, 수출 비중 등의 기업 특성(Z_j)에 의존하는 한편으로 그 기업의 평균임금(\bar{w})이 높아질수록 낮아진다는 관계를 나타낸다. 이 연립방정식 체계는(기업의 ‘1인당 순이익’ 등으로 측정된) 지불능력이 높은 기업이 높은 임금을 지불하지만, 노조효과 등으로 인해 임금이 높은 기업의 이윤은 낮다는 관계를 상정하고 있다.

위의 방정식 체계에 대해 본 연구에서는 먼저 식 (1)에 대한 단일방정식 접근을 통해 노조프리미엄을 추정하는 통상적인 방법을 사용하였다. 이 경우 노동조합으로 인한 임금프리미엄은 회귀식 (1)을 최소자승법(OLS)으로 추정하여 구해지는 노조더미 계수의 추정치가 된다.

추정식에서 사용된 종속변수는 ‘시간당 임금’의 자연대수인데, 이는 ‘세전 월급여액’을 ‘주당 근로시간×4.357’으로 나눈 것이다.⁶⁾ 이 계산에서는 주당 40시간을 초과하는 노동에 대해서는 50%의 할증료가 지불된다는 가정을 하였다.

- 5) 보다 온전한 모형은 식 (1)에 개인의 고정효과를 나타내는 교란항이 추가된 것일 것이다. 그러나 HCCP는 노동자 패널자료가 아니기 때문에 개인고정효과를 처리하기가 어려워 식에 포함하지 않았다.
- 6) 노동조합이 임금수준에 미치는 효과의 크기는 임금변수로 무엇을 사용하는가에 따라 상당히 달라질 수 있다. ‘임금구조’ 자료의 분석에 의하면(류재우, 2005), 초과노동수당을 제외한 ‘정규임금’(또는 ‘정액임금’)을 사용하는 경우 ‘시간당 정규임금’으로 측정할 경우에 비해 노조프리미엄 추정치가 일관되게 낮게 나타난다. 반면 시간당 총액임금으로 측정할 때 프리미엄은 총액임금으로 측정할 때보다는 높다.

설명변수들 중에서 인적 속성에 관한 변수로는 학력 더미(중졸 이하, 고졸, 전문대졸, 대졸), 경력연수, 경력연수의 제곱, 근속연수, 근속연수의 제곱, 결혼 여부 더미 등이 포함되었다. 기업 특성을 나타내는 변수로는 기업규모 더미(100~299인, 300~999인, 1,000~1,999인, 2,000인 이상), 산업중분류 더미 등이 기본적으로 포함되었다. 이같은 회귀식에서 기준 집단(reference group)은 제조업의 100~299인 기업에서 전일제-정규적으로 근로를 하는 고졸의 생산직 남자 기혼노동자가 된다.

추정 결과는 <표 3>에 제시되어 있다. 먼저 (1)열에서 보면 대부분의 설명변수는 예상대로의 계수값을 가지며 통계적으로 1% 수준에서 유의하다. 즉 임금수준은 교육수준이 높을수록 높으며 유배우자의 임금이 무배우자의 것보다 높다. 또한 기업규모가 클수록 임금이 높다.

한 가지 특징적인 것은, 경력과 근속연수 중 후자의 임금 영향력이 훨씬 크다는 것이다. 경력 또는 근속 초창기에 있어서 경력이 1년 증가할 때 임금은 대략 2% 정도 증가하는 데 머무르고 있지만 근속연수의 한계효과는 그 두 배에 달하는 4% 수준에 이르고 있다. 이 같은 결과는 나머지 열에서 보듯이 추정식에 포함되는 변수들을 조금씩 달리하여도 거의 변하지 않는다.⁷⁾

노조 더미 계수의 추정치는 (1)열에서 2.4%에 불과하며 통계적으로도 10% 수준에서만 유의하다. 일반적으로 기업규모와 임금 간에는 강한 양(+)의 상관관계가 존재하는데, 추정식 (1)은 기업규모를 범주 변수의 형태로 포함시켜 규모효과를 통제하고 있다. 그러나 그것은 규모효과를 통제하는 방식으로는 불충분할 수 있다. 기업규모가 다름에 따라 노조가 임금수준을 올릴 수 있는 범위가 달라질 수 있고, 따라서 기업규모에 따라 노조의 임금효과가 달라질 수 있기 때문이다. 예컨대, 대기업일수록 시장지배적인 위치를 차지하고 있어서 노조가 독과점적 지대를 이전받을 수 있는 여지가 상대적으로 크고 노조의 임금효과도 클 가능성이 있는 반면, 중소기업들은 경쟁적인 시장환경에서 조업하고 있어서 노동조합이(존재한다고 하여도) 임금을 올릴 여지가 작고 임금효과가 작을 수가 있다.

이처럼 기업규모가 노조의 임금에 차별적으로 효과를 미칠 수 있다는 가능성을 고려하여 (2)열에서는 기업규모와 노조의 상호작용항을 추가하였다. 추정 결과 노조의 임금

7) 참고로 2002년도 '임금구조' 자료를 통해 경력과 근속의 한계효과의 추이를 보면(류재우·박성준, 2003) 1980년대와 1990년대에 걸쳐 전자는 대략 4.5~6.2% 수준에서, 그리고 후자는 대략 3~4% 선에서 움직이고 있어서 본 연구에서보다는 격차가 약간 작게 나타난다. 같은 자료를 가지고 2003년도에 대해서도 추정을 해 보았는데, 경력과 근속의 한계효과는 각각 4.8%와 4.0%로 격차가 훨씬 작게 나타났다.

〈표 3〉 임금함수의 추정 - 제조업 생산직 남자¹⁾

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
교육수준(고졸=0)						
중졸 이하	-.109(3.88)	-.107(3.81)	-.119(4.09)	-.103(3.72)	-.109(3.81)	-.053(2.26)
초대졸	.126(7.81)	.122(7.56)	.118(7.20)	.112(7.05)	.108(6.72)	.041(3.00)
대졸	.253(9.60)	.248(9.44)	.247(9.23)	.235(9.11)	.234(8.92)	.169(6.86)
경력	.019(5.13)	.019(4.97)	.019(4.89)	.020(5.39)	.020(5.44)	.025(7.96)
경력의 제곱(x100)	-.032(3.62)	-.031(3.54)	-.031(3.42)	-.032(3.72)	-.033(3.73)	-.039(5.20)
근속연수	.042(13.6)	.043(13.9)	.041(13.2)	.042(13.7)	.040(13.0)	.025(9.02)
근속연수 제곱(x100)	-.077(6.58)	-.079(6.77)	-.074(6.23)	-.080(6.96)	-.075(6.45)	-.037(3.70)
무배우자	-.065(3.78)	-.063(3.66)	-.074(4.22)	-.057(3.35)	-.065(3.75)	-.040(2.84)
기업규모(100~300인=0)						
300~1,000인	.077(5.38)	.139(6.49)		.113(5.33)		
1,000~2,000인	.205(9.46)	.187(3.54)		.176(3.38)		
2,000인 이상	.269(12.6)	.117(2.24)		.053(1.02)		
기업규모(연속변수)			.033(2.91)		.025(2.25)	
1인당 순이익(1억)				.152(12.2)	.150(12.1)	
노조기업	.024(1.68)	.070(3.09)	.043(2.62)	.077(3.47)	.049(4.00)	.713(2.35)
노조*기업규모(더미)		Y		Y		
노조*기업규모(1,000인)			-.004(0.36)		.025(2.25)	
산업중분류 더미	Y	Y	Y	Y	Y	
기업 더미						Y
상수	1.03(24.4)	-1.02(23.1)	-.912(21.1)	-1.01(23.3)	-.938(22.0)	-1.04(3.52)
adj-R ²	.41	.42	.41	.44	.43	.64
관측치 수	4,245	4,245	4,114	4,243	4,112	4,245

주: 1) 종속변수는 시간당 임금의 자연대수 값이며, 시간당 임금은 주당 40시간 이상에 대해서는 50%의 할증료를 지불한다는 가정하에 계산됨. 괄호 안은 t의 절댓값.

자료: HCCP 1차년도(2005) 자료.

프리미엄은 7% 수준으로 나타나며 통계적으로도 1% 수준에서 유의하다. 표에 제시되지 않았지만 상호작용항의 계수는 100~299인 기업에 비해 300~500인 기업의 노조효과를 11% 정도 작게, 그리고 1,000인 이상 기업의 경우는 14% 정도 높게 나타난다. 이는 다시 말해, 노조의 임금효과가 100~299, 300~999, 1,000~1,999, 2,000인 이상 기업에서 각각 7%, -4%, 7%, 21%인 것이 된다.⁸⁾ 기업규모가 300인과 1000인 사이의 기업에서는 노조의 임금효과가 작지만, 2,000인 이상의 대규모 기업에서는 여타 규모의 3배에 이르

는 강한 효과가 나타나는 것이다. 한편, 기업규모를 더미변수로 만들어서 사용한 앞에서는 달리 (3)열에서는 ‘정규직 노동자수와 비정규직 노동자수의 합’으로 파악한 연속변수를 사용하여 추정한 결과를 보여주는데, 노조의 임금프리미엄은 4.3%로 나타난다.

보통 임금은 기업 단위로 결정되어짐에도 불구하고 노조의 임금효과를 분석한 기존의 연구들은 사업체 자료를 이용하였다는 한계가 있었다. 표의 (1)~(3)열에 제시된 추정 결과는 설명변수에 기업규모변수를 포함함으로써 기업규모가 임금에 미치는 효과를 보다 적절히 통제했다는 장점을 가지고 있다. 그러나 이들 추정 역시 기업의 지불능력이나 여타의 관측되지 않는 특성들이 노조가 임금수준에 미치는 효과들을 여전히 제대로 통제하지 못하고 있다는 한계를 가지고 있다.

(4)열과 (5)열에는 기업의 지불능력을 직접적으로 통제하기 위해 그 대리변수로서 한신평(한국신용평가: KIS) 자료와 결합하여 구한 기업의 ‘종업원 1인당 순이익’ 변수를 추정식 (2)와 (3)에 추가했을 때의 추정 결과가 제시되어 있다. 추정 결과를 보면 기업의 1인당 순이익이 1억 원이 증가하면 노동자의 임금은 15% 정도 높아지는 것으로 나타난다. 노조의 임금효과는 약간 높아져서 5~8% 정도가 된다.

추정식 (1)~(5)는 한 기업의 규모, 순이익 규모, 그 기업이 속한 산업 등의 특성을 통제하고 있지만, 임금결정에 중요한 요인으로 작용하는 여타의 특성들 -예컨대, 보상적 격차를 필요로 하는 특성(재해 위험, 작업환경 등), 성장성, 공기업 여부, 위치 지역 등-은 여전히 통제되지 못하고 있다. (6)열에서는 조사 자료상의 기업 ID를 더미변수로 포함시킨 추정식을 제시하고 있다. 이 방식은 관찰 가능하거나 가능하지 않은 모든 기업특성이 통제된다는 장점을 가지고 있다. 추정 결과를 보면 노조 기업의 생산직 노동자는 무노조 기업 노동자에 비해 무려 100% ($e^{0.713} - 1 = 1.04$)에 달하는 임금프리미엄을 받는 것으로 나타난다. 이 같은 큰 규모의 추정치는 예상을 넘는 것이며 추가적인 분석을 필요로 하기는 하지만, 기업들의 이질성을 통제하지 않은 기존의 연구들이 노조효과를 과소평가할 가능성을 제시하고 있다고 할 것이다.

이제 방정식 (1)과 (2)로 구성되는 연립방정식 체계에 대해 추정을 해보자. 우리가 관심을 갖는 것은 식(1)에서 지불능력변수의 내생성 문제를 처리한 이후에 존재하는 노조

-
- 8) 참고로 100인 미만 사업체를 기준집단으로 하여 노조효과를 추정한 기존 연구와의 비교를 위해 2002년도 ‘임금구조’의 제조업-생산직 자료에서 10~99인, 100~299인, 300~499인, 500인 이상 사업체로 나누어 <표 3>의 (2)열에서와 같은 회귀식을 추정해 본 결과, 100~299인 규모와 10~99인 사업체 간에 노조의 임금효과에 있어서 통계적으로 유의한 차이가 발견되지 않았다.

의 임금효과이다. 이와 관련해서는 먼저 1단계에서 기업의 1인당 순이익규모 결정식을 추정한 다음 이 추정식으로부터 얻어진 '1인당 순이익' 규모의 예측치로 식(1)의 '1인당 순이익' 변수를 대체하여 추정하는 2단계 추정법(2SLS)을 사용하였다.

1단계 추정에서 종속변수는 한신평 자료로부터 추출한 '종업원 1인당 순이익'(1억 원)이다. 설명변수로는 '기업규모(더미)', '하청기업 여부(더미)', '외국인투자업체(더미)', '매출액 중 수출비중(더미)', '기업 오너의 경영참가 정도(더미)', '경쟁사의 수(더미)', '산업중분류(더미)', '노조기업 여부(더미)' 등을 포함하였다. 그 외에 '노동장비율', '1인당 인건비', '1인당 매출액' 등의 변수들에 대해서는 그 포함 여부를 달리하여 몇 가지 식을 추정하였다.

표의 결과들은 기업규모가 클수록 종업원 1인당 순이익 규모가 크며, 노동장비율, 1인당 매출액 모두 기대한 대로 순이익과 양(+)의 관계를 가지고 있음을 보여준다. 표에 제시되지 않은 변수들 중에서 하청기업은 음(-)의 계수값을, 경쟁기업이 없는 기업을 나타내는 더미변수의 계수는 양(+)의 값을 가지며, 비교적 통계적으로 유의하다. 그러나 산업중분류 더미를 제외한 다른 변수들—즉 외국인투자업체 여부 더미, 매출액 중 수출비중, 기업 오너의 경영참가 정도 등을 나타내는 여타의 더미변수들—의 계수값은 그다지 유의하지 않게 나타난다. 특기할 것은 1인당 인건비도 양의 계수를 갖는다는 것이다. 이는 여타의 기업 속성이 완전히 통제되지 않았기 때문일 수도 있고 관찰되지 않은 '노동자의 질'이 높은 기업일수록 임금이 높고 이윤도 높다는 관계에 의한 것일 수도 있지만 이윤이 인건비에 미치는 양(+)의 효과가 역방향에서 나타나는 의사적인(spurious) 효과에 의한 것일 수도 있다.

(1)~(4)열에서 노동조합은 기업의 이윤에 상당폭 이윤을 감소시키는 효과가 있는 것으로 나타나지만 (3)열을 제외하고는 통계적으로는 유의하지 않다. 그러나 흑자 기업만을 대상으로 한 (5)~(6)열에서는 노동조합이 있는 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 종업원 1인당 순이익이 20~40% 정도나 낮게 나타난다. 표본을 적자 기업과 흑자 기업으로 나누어 <표 4>에서와 동일한 설명변수들을 사용하여 로짓 분석을 해보면, 노조기업은 적자 기업이 될 확률이 높게 나타나지만 역시 통계적인 유의성은 그리 높지 않다. 일반적으로 노동조합은 임금을 증대시킬 뿐 아니라 배치전환을 포함하는 인사 문제에 개입함으로써 기업 수익성을 저하시키는 경향이 있다고 인식되고 있다. 위의 결과들은 그 같은 인식이 양(+)의 이윤을 얻고 있는 기업에 대해서 타당성을 가지고 있음을 시사한다.

〈표 4〉 제조업 기업의 '이윤' 결정식의 추정¹⁾

종속변수	종업원 1인당 순이익(1억원)				ln(종업원 1인당 순이익)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
기업규모 (100~300인=0)						
300~1,000	15.3 (2.26)	11.0 (1.81)	7.3 (1.24)	7.2 (1.32)	.053 (0.31)	.058 (0.37)
1,000~2,000	6.3 (0.49)	3.7 (0.32)	26.4 (2.04)	16.4 (1.37)	.575 (1.63)	.330 (0.99)
2,000인 이상	29.6 (2.22)	17.4 (1.45)	39.9 (2.83)	34.0 (2.62)	.701 (1.85)	.578 (1.64)
ln(노동장비율)	23.8 (5.74)	6.4 (1.50)	22.4 (5.36)	13.6 (3.28)	.500 (4.28)	.238 (1.95)
ln(1인당 인건비)			8.05 (1.22)	-20.5 (2.60)	.851 (4.77)	.147 (0.66)
ln(1인당 매출액)		35.8 (8.36)		30.4 (5.62)		.758 (4.72)
노조기업	-7.1 (0.98)	-4.7 (0.73)	-13.1 (2.02)	-5.8 (0.95)	-.564 (3.05)	-.383 (2.18)
adj-R ²	.19	.46	.33	.44	.38	.46
관측치 수	301	254	183	183	160	160

주: 1) 회귀식에 포함되었으나 표에는 제시되지 않은 설명변수는 상수, '하청기업 여부', '외국인투자 업체(더미)', '매출액 중 수출비중(더미)', '기업 오너의 경영참가 정도(더미)', '경쟁사의 수(더미)', '산업중분류(더미)' 등임. 괄호 안은 t 의 절댓값.

자료: HCCP 1차년도(2005년) 자료 및 한신평 2004년말 자료.

<표 4>의 추정식 결과를 이용하여 1인당 순이익 규모의 예측치를 구한 다음에 식 (1)에 대입하여 2단계 추정을 한 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. 사용된 변수에 따라 값이 약간씩 달라지기는 하지만 노조의 임금효과가 조금씩 커져서 그 크기가 5~8%로 나타난다. 이같은 추정치는 단일 방정식 접근에 의한 <표 3>에서의 추정치와 크게 다르지는 않다.⁹⁾ 따라서 이후의 분산 분석에서는 <표 3>에서와 같은 단일방정식 접근을 한다.

2. 토 론

이상의 추정 결과를 해석하는 데 있어서는 다음과 같은 점들을 염두에 두어야 할 것

- 9) 익명의 심사자가 지적한 것처럼 효율임금가설에 의할 경우 '노동장비율'이 높은 기업은 근로자 통제의 어려움으로 인해 임금을 더 높이 지불할 수 있다. 이를 감안하여 임금함수에 <표 4>의 추정에서 사용된 기업특성들을 설명변수로 포함하여 추정을 해 보면 '노동장비율' 등의 변수는 강한 양(+의 계수를 가지는 것으로 나타나는 반면 노동조합의 임금효과는 4% 정도 수준으로 떨어진다.

<표 5> 임금함수에 대한 2단계 추정 - 제조업 생산직 남성¹⁾

	(1)	(2)	(3)	(4)
2단계 추정식	<표 3>의 (4)	<표 3>의 (4)	<표 3>의 (4)	<표 3>의 (4)
1단계 추정식	<표 4>의 (1)	<표 4>의 (2)	<표 4>의 (3)	<표 4>의 (4)
1인당 순이익 예측치 (1억원) ²⁾	.373 (12.1)	.340 (17.4)	.386 (9.3)	.260 (8.4)
노조 기업	.074 (3.3)	.082 (3.8)	.061 (2.4)	.051 (2.0)
adj-R ²	.44	.46	.42	.42
관측치 수	4,213	4,211	2,676	2,676

주: 1) 종속변수에 대한 설명은 <표 3>의 주 1) 참조. 괄호 안은 *t*의 절댓값.

2) <표 4>의 추정식의 결과로부터 계산된 1인당 순이익의 예측치임.

자료: HCCP 1차년도(2005) 자료.

이다. 우선 기업 인적자본패널 조사는 기업체 조사이기 때문에, 노동조합과 관련해서는 조사대상 기업에 노조가 조직되어 있는가의 여부만이 파악된다. 따라서 본 연구에서 추정된 ‘노조의 임금프리미엄’은 정확히 말하면 노동조합에 가입되어 있는 노동자가 얻는 임금프리미엄이 아니라 노조가 존재하는 기업의 노동자들이 노조가 없는 기업의 노동자들에 비해 더 받고 있는 것으로 추정되는 프리미엄이다.

앞에서 언급한 것처럼, 노동조합은 노동자들이 기피하는 근로환경을 제공하는 기업에서 결성될 가능성이 크다(Rosen, 1986). 불리한 근로조건에 대해서는 보상적 임금격차가 존재하는 것이 당연하다. 아울러, 노조가 존재하여 높은 임금을 지불하게 된 기업은 우수한 노동자들을 채용할 수가 있으며, 높아진 생산성은 보다 높은 임금을 정당화시킬 수 있다. 이 같은 보상적 격차와 노동자의 선택성(selectivity)에 따른 임금효과는 모두 본 연구의 추정치가 진정한 노조효과를 과다 추정하게 하는 요인들이다.

노조의 선택성(또는 내생성)에 관한 기존의 연구(예컨대, 어수봉·이태현, 1992)에서는 교육연수, 경력 등의 인적속성에 따라 노조를 선택하는 모형을 추정하고 있다. 그러나 한 기업에 노조가 조직되어 있으면 조직 대상자가 모두 가입되어 있는 것이 대부분인 우리나라의 현실에서 개인속성에 따라 노조 가입을 선택한다고 하는 모형이 얼마나 현실적인지는 의문이다. 아마도 노조의 선택성에서 개인의 선택성보다 중요한 요소는 재해위험, 근로조건, 지불능력 등의 기업특성일 것이다. 기타의 기업특성이 노조의 선택성 및 임금에 미치는 효과를 분석하기 위해 본 연구에서는 Heckman의 2단계 추정법에 따른 추정도 시도해 보았다. 이는, 1단계에서는 <표 4>에 포함된 기업특성 변수들을 가지고 노조 선택에 대한 프로빗(probit) 추정을 하고, 2단계에서는 선택성을 나타내는 변수

〈표 6〉 관리직과 생산직 간의 임금격차(제조업 전일제 남자)

		관리직 대 생산직		(관리직 + 생산관리직) 대 생산직	
		노조	비노조	노조	비노조
임금 배율 ¹⁾	원자료	1.345	1.385	1.313	1.346
시간당 임금격차 ²⁾	원자료	.351	.398	.332	.375
관리직의 계수 ³⁾	회귀식	.203	.191	.189	.167

주: 1) 생산직의 월급여 대비 관리직의 월급여의 배율임.

2) 생산직의 시간당 임금 대비 관리직의 시간당 임금의 배율임.

3) 노조와 비노조 기업에 대해 <표 3>의 (4)와 유사한 임금함수식에 생산직과 관리직을 구분하는 더미변수를 추가한 식을 추정한 결과로 얻어진 '관리직'의 계수값임. 계수 추정치는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

자료: HCCP 1차년도(2005).

를 추가한 다음 임금함수를 추정하는 방식이다. 추정 결과 이론적인 예측과는 반대로 선택성을 나타내는 λ 의 계수 추정치가 음(-)으로 나타났다. 그리고 이는 선택식에 교육연수, 경력연수 등의 개인특성 변수를 포함시킨 경우에도 마찬가지였다.

이전의 연구들은 대부분 100인 미만 사업체를 준거집단으로 하여 노조의 임금효과를 측정하였다. 100~299인 기업을 기준으로 한 본 연구와의 비교를 위해 '임금구조' 자료를 이용하여 분석을 해본 결과, 100인 미만 사업체와 100~299인 사업체 간에 임금효과에 있어서의 유의한 차이가 발견되지 않았다(각주 8 참조). 한편 본 연구의 자료는 정규직 노동자만으로 구성되어 있어서 상용직이 50% 이하로 나타나는 여타의 통계 자료와 큰 차이가 있다. 이는 본 연구의 결과가(사회일반이 체감하는) 진정한 노동조합의 임금 증가 효과를 과소 추정하고 있을 가능성이 있음을 제시한다.

IV. 노동조합과 임금분산

1. 생산직과 관리직 간의 임금격차

이론적인 측면에서 보면 노동조합은 임금체계의 표준화·단일화 등을 통해 기업내 및 기업간의 임금격차를 줄이고 생산직과 사무직 간의 임금격차도 줄일 것으로 예측된다.

이러한 예측은 실제로 경험적으로도 확인되고 있다(예컨대, Kahn, 2000). 이 절에서는 그 같은 예측/경험적 사실이 우리나라에서도 확인되는지를 살펴본다.

그러나 제조업 관리직을 포함하는 표본을 이용하여 <표 3>의 (4)와 같은 임금함수식에 관리직 디미를 추가하여 회귀식을 추정한 다음 관리직 계수의 추정치를 보면 노조의 경우에 계수 추정치가 더 작게 나타난다. 이처럼 인적속성을 통제할 경우 노조기업에서 생산직-관리직 임금격차의 크기가 더 크게 나타나는 현상은 예상과 다른 것이다. 그리고 이는 다음의 임금분산 분석에서도 유사하게 나타난다.

2. 생산직 내의 임금분산

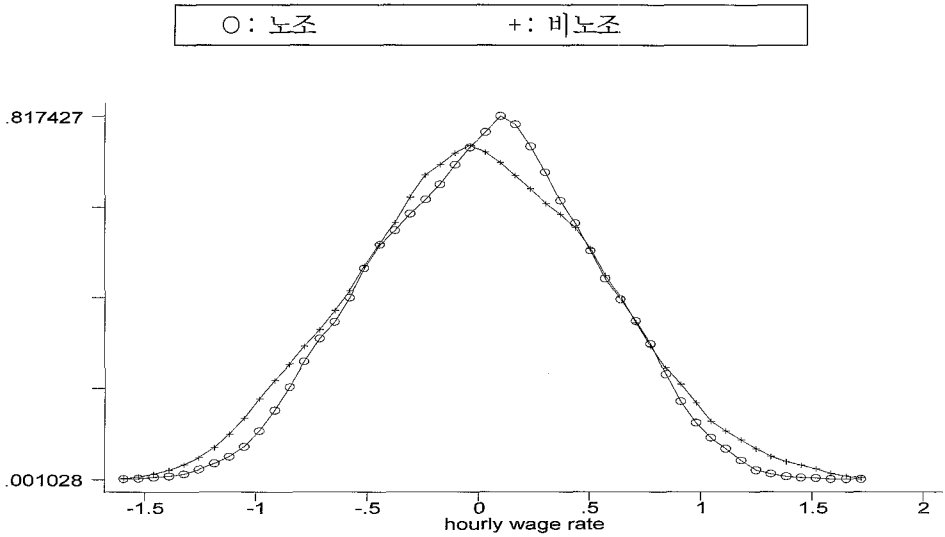
[그림 1]에는 노조 유무별로 시간당 임금의 커널 밀도(kernel density)함수가 제시되어 있다. 노조기업들에서는 최빈치 부근에 임금이 집중되어 있는 것이 확인된다. 이 같은 결과는 노조 기업에서 임금분산이 작을 것이라는 예상과 합치된다.

이 같은 임금분포상의 특성은 <표 7>에서도 확인된다. 표는 임금 불균등 지수로서 자연대수를 취한 자영 소득의 표준편차 및 분위별 격차를 제시하고 있는데, 원자료를 사용하여 계산한 표준편차의 경우 노조 부문에서 임금 불균등도가 낮다. 분위별로 보면 75-25 분위간 및 75-50 분위간 격차를 제외하고는 비노조의 경우가 더 크다. 특히 비노조의 경우 50-10분위간 격차가 상대적으로 매우 크다. 이 같은 결과는 노조 기업의 임금 분포가 산포도(dispersion)는 작고 특히 아래쪽 꼬리(lower tail)가 얇다는 점을 보여준다.

기업규모, 산업중분류 등의 기업특성변수만을 포함시킨 회귀식의 잔차를 가지고 계산해 보아도 노조 부문의 표준편차가 작게 나타난다. 그러나 표의 하단에서처럼 인적속성을 모두 통제한 이후의 회귀식 잔차로 측정된 임금분산은 노조 기업의 경우가 더 크게 나타난다. 이는 우리가 예상하는 바와 반대되는 현상이다.

노조와 비노조 간의 임금격차 또는 임금분산의 차이에는 근속연수에 대한 보상의 차이가 상당한 역할을 하리라 예상할 수 있다. 우선 우리나라에서는 외환위기 이후의 구조조정 과정에서 기업들의 경력직 채용 비중이 증가하는 등 외부노동시장이 활성화되고 있으며, 동시에 기업 근속에 대한 보상이 줄어들고 내부노동시장이 약화되는 징후가 나타나고 있다(류재우, 2002; 류재우·박성준, 2003). 이와 함께 외부노동시장에서는 수급사정이 악화되어 왔다. 이러한 노동시장의 환경 변화에도 불구하고 노조는 내부자들의 고용보호정책을 강력히 추구하여 왔으며, 그 결과 노조 부문에서 근속연수는 상대적으로

[그림 1] 노조 유무별 임금분포



<표 7> 노조 유무별 임금 불균등 지수(제조업 생산직 남자)

	표준 편차	분위 로그 임금의 격차						관측 치수	
		90-10	90-50	75-25	75-50	50-25	50-10		
원자료	노조 기업	.464	1.229	.621	.644	.311	.333	.608	2,843
	비노조 기업	.477	1.248	.626	.638	.297	.341	.622	1,402
회귀식 잔차 ¹⁾	노조 기업	.370	.964	.493	.504	.366	.231	.471	2,841
	비노조 기업	.339	.873	.435	.468	.233	.236	.437	1,402

주: 1) 종속변수는 <표 3>과 같으며, 설명변수로는 교육연수더미, 경력 및 경력 제곱, 근속 및 근속 제곱, 배우자 유무, 1인당 순이익, 산업더미를 포함하는 회귀식에서의 잔차임.
자료: HCCP 1차년도(2005).

로 증가해 온 반면, 신규 채용인력 비중은 상대적으로 하락하여 왔다. 본 연구에서 사용된 표본의 경우 비노조 기업의 평균 근속연수는 5.69년인 데 반해 노조 기업의 경우 그 두 배가 넘는 11.78년에 이르고 있다.

이와 관련하여 <표 8>의 A 패널에서 보면 노조 부문에서는 교육연수에 대한 한계보상이 상대적으로 작다. 즉 교육연수가 1년 늘어날 때마다 비노조 기업에서는 임금이 6.2% 상승하는 데에 반해 노조 기업에서는 4.9% 상승하는 데 그치고 있다. 이 같은 현

<표 8> 경력과 근속의 임금효과(제조업 생산직 남자)

	A: 회귀계수 ¹⁾			B: 로그 임금격차 ²⁾	
	교육연수	경력	근속연수	경력: 10년~0년	근속: 10년~0년
노조 기업	.048	.048	.048	.274	.386
비노조 기업	.062	.056	.028	.298	.279

주: 1) <표 3>의 (4)식에서 학력더미를 교육연수라는 연속변수로 바꾸고 경력의 세제곱항을 추가한 식을 노조와 비노조 기업에 대해 별도로 추정했을 때의 계수값임. 비노조 기업의 '경력변수의 세제곱' 항과 '근속연수의 제곱' 항은 5% 수준에서 유의하지 않으며, 여타의 모든 계수값은 1% 수준에서 유의함.

2) B 패널의 값은 A 패널 회귀식의 경력, 근속 및 이들의 제곱 및 세제곱 항들의 계수 중 1% 수준에서 유의한 값들을 이용하여 계산됨.

자료: HCCP 1차년도(2005).

상은 노동시장 경력에 대한 한계보상에 대해서도 마찬가지로 관찰된다. 노조가 없는 기업에서는 외부경력이 1년 증가하는 데 따라 임금이 5.6%씩 증가하지만 노조가 있는 기업에서는 4.8%만 상승하고 있는 것이다.

이와는 대조적으로 근속에 대한 한계보상은 노조 기업에서 더 크다. 노조 기업에서는 근속연수가 1년 증가하는 데 따른 임금 증가폭은 4.8%로서 비노조 기업에서의 임금효과 2.8%에 비해 훨씬 크다. 이는 임금함수 추정에서 인적속성을 나타내는 독립변수의 하나로 취급한 '근속연수'가 내생성의 문제를 가지고 있다는 점을 보여준다. 노조가 있는 기업의 노동자들은 보다 오랜 기간 근속을 할 수 있는 한편으로 근속연수 증가에 대해 보다 큰 보상을 받는 것이다.

표의 B 패널은 경력과 근속연수가 10년인 사람과 0년인 사람 간의 임금격차를 보여준다. 이 수치들은 다음과 같이 얻어졌다. 우선 <표 3>의 식 (4)에서 교육수준 더미변수를 교육연수로 바꾸고 경력 및 근속연수의 세제곱 항을 추가한 식을 노조 기업과 비노조 기업에 대해 별도로 추정하였다. 그 다음 1% 수준에서 통계적으로 유의한 추정치를 사용하여 경력 및 근속이 0년인 사람과 10년인 사람 간의 임금 차이를 계산하였다. 이 계산 결과에는 경력 및 근속연수의 2차 및 3차 항의 계수들의 영향 때문에 경력과 근속에 따른 임금 증가가 체감하는 효과가 반영되어 있다.

결국 B 패널의 수치들은 경력 또는 근속연수에 있어서 차이가 나는 사람들이 노조/비노조 기업에 근속할 때 임금에의 누적효과가 얼마큼 다른가를 나타낸다. 근속연수에 관해서 보면, 10년간 노조 기업에 근속한 사람은 비노조 기업에 근속한 경우보다 임금이

11% 정도 높다. 여기에 노조 기업의 상수 추정치가 0.044 큰 것을 감안하면 근속 10년차의 노조유무별 임금격차는 15% 가량이 된다. 약간 다른 각도에서, 경력과 근속이 모두 10년차인 사람과 모두 0년인 사람을 비교해 보면 노조 기업에서는 로그 임금격차가 약 0.660이고 비노조 기업에서는 0.578이다. 노조 기업의 상수 추정치까지 감안하면 경력 및 근속 10년차인 사람의 경우 노조 기업 노동자는 약 12%의 임금프리미엄을 얻고 있는 것이 된다. 물론 노조 기업 노동자의 근속연수가 두 배에 이른다는 점을 감안하면 노조 유무 기업별 고졸 생산직의 '대표적인 노동자'간의 격차는 이보다 훨씬 크게 벌어진다.

<표 8>에서 제시된 사실들은 노조가 얻는 임금상의 이득의 상당 부분은 고용보호를 통해 근속기간을 길게 한 위에 근속연수에 대한 '가격'을 높인 데 따른 것임을 보여준다. 이는 곧 노동조합이 학력이나 외부 경력 등에 대한 한계보상을 낮추고 대신 근속에 대한 보상을 높이는 방식으로 선임자에게 유리한 임금체계를 구조화시켰음을 의미한다. 이는 <표 4> 등에서 추정된 노조의 임금프리미엄은 노조 기업에 근속하는 노동자들의 임금 이득을 크게 과소 평가하고 있음을 보여준다.

그것은 또한 임금분산에 대해 다음의 함의를 가진다. 첫째, 그것은 <표 7>의 하단 패널에 제시된 노조 기업의 임금 불균등도가 실제의 것을 과대 평가한 것일 가능성을 제시한다. 만일 노동자들이 한 노조 기업에서 고용보호를 받으면서 동일한 기간 동안 근속하게 된다면 그들이 받는 '생애임금'은 동일한 것이 된다. 이때 노조 기업 내에서의 근속연수에 따른 임금격차의 상당 부분은 한 개인의 근속에 따른 임금의 흐름을 나타낼 뿐이며 노동자간 차이를 나타내는 것이 아닌 것이 된다.

둘째, 근속연수에 의한 효과를 제거할 경우 노조 부문의 임금분산은 상대적으로 더 작아질 것이라는 예측이 가능하다. 근속에 대한 보상이 높은 노조 기업 내의 임금분산의 상당 부분이 근속연수의 차이로 설명될 수 있을 것이기 때문이다. 그러나 특이하게도 이러한 예측과는 달리 <표 7>에서 근속연수를 통제한 이후의 임금분산은 노조 부문에서 더 크게 나타난다. 이러한 현상이 실제로 노조 기업의 임금분산이 더 크다는 점을 반영하는 것인지 아니면 통계적인 착시 현상인지에 대해서는 추가적인 분석이 필요하다.¹⁰⁾

10) 익명의 심사자는 노동조합이 노동자 연대(solidarity)를 위해서 평등정책을 쓴다면 여성과 남성, 전일제와 시간제, 정규직과 비정규직의 임금격차를 줄일 수 있기 때문에, 본 연구의 남성·전일제·정규직만을 대상으로 계산한 기업내 임금분산 분석은 노조의 임금 평등효과를 과소 평가하게 될 것임을 지적하였다. 그러나 대부분의 노조가 비정규직을 조직대상으로 하고 있지 않은 현실에서는 정규-비정규직 간의 임금격차는 노조 부문에서 오히려 더 클 것으로 예상되며, 실제 자료에서도 그렇게 나타난다. 성별 임금격차는 평균임금으로 보

<표 9> 임금분산의 요인(제조업 생산직 남자)

	노조	비노조	전체
기업간 분산	.107 (50)	.128 (57)	.134
기업내 분산	.105 (50)	.097 (43)	.102
총분산	.215 (100)	.228 (100)	.239
관측치 수	158기업 2,777명	125기업 1,387명	283기업 4,164명

자료: HCCP 1차년도(2005).

3. 기업내 및 기업간 임금분산

위에서 노조 유무별로 임금 불균등도를 논의하는 데 있어서는 임금분산이 어떤 요인에 의해 발생하는지를 따지지 않았다. 이제 임금분산 중에서 기업간 임금격차에 의한 부분과 기업내의 임금격차에 의한 부분을 구분하여 보자.

이를 위해 기업 j 에 속한 생산직 노동자들이 전체 생산직 노동자 중에서 차지하는 비중을 s_j 라 하고, 이 기업 노동자의 평균임금을 \bar{w}_j , 임금분산을 σ_j^2 로 표시하자. 전체 노동자의 임금 평균과 임금분산을 각각 \bar{w} 와 σ^2 라고 하면, 다음과 같은 식이 성립한다.

$$\sigma^2 = \sum_j s_j \sigma_j^2 + \sum_j s_j (\bar{w}_j - \bar{w})^2 \tag{3}$$

이 식은 임금분산이 기업내의 분산(우변의 첫째 항)과 기업간 분산(우변의 두 번째 항)으로 분해될 수 있음을 보여준다.

식 (3)을 추정한 결과는 <표 9>에 제시되어 있다. 기업간 분산은 비노조 기업에서 훨씬 크다. 이는 기업간의 이질성이 비노조 기업들에 있어서 상대적으로 크다는 점을 제시한다. 기업내 분산의 경우 노조 기업에서 더 크게 나타난다. 이 또한 이론적인 예측과는 배치되는 결과로서 추가적인 연구가 필요하다.

면 노조 부문에서 더 크게 나타나며, 임금함수에서의 여성 더미계수값의 절대치는 노조 부문에서 약간 작게 나타난다. 여자와 비정규직을 모두 포함하는 전체 표본을 가지고 표준편차를 구해 보면 인적속성을 통제하든 않든 노조 부문의 표준편차가 더 크게 나타난다. 그리고 노조-비노조 간의 표준편차의 차이는 남자-전일제 표본에서보다 전체 표본에서 오히려 더 크게 나타난다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 노동조합이 임금수준과 임금분산에 미치는 효과를 분석하였다. 임금수준에 대한 효과에 관해서는 그간 다수의 연구가 있어 왔지만 주로 자료상의 문제로 인해 규모의 확정이 어려웠다. 본 연구는 기업의 식별이 가능한 한국인적자본기업패널(HCCP) 2005년도 자료와 기업의 재무특성에 관한 정보를 담은 한신평 자료와 결합한 자료를 사용하였다. 이 자료는 100인 이상의 기업으로 구성되어 있으며, 본 연구는 그 중에서도 제조업 기업 및 그곳에서 정규직·전일제로 일하는 생산직 남자근로자를 대상을 한정하였다. 비제조업, 여자, 비정규직이 제외되어 있다는 점에서 일반성에 제한이 있기는 하지만 이 자료는 여러 가지 기업특성이 임금수준 및 분산에 미치는 효과, 특히 기업의 지불능력이 임금구조에 미치는 효과를 통제할 수 있게 해준다는 장점을 가지고 있다.

단일방정식에 의한 추정에서는 노동조합의 임금효과가 4~7% 수준으로 나타났다. 참고로 사업체 자료인 「임금구조기본통계조사」 자료를 사용하여 제조업 생산직 노동자를 대상으로 분석을 한 결과(류재우, 2005)에서는 1999년 이전에는 노조의 프리미엄이 음 또는 0 부근이었다가 2000~2002년 사이에는 급증하여 7.6~11.3%에서 변동하는 것으로 나타나고 있다. 이처럼 시간상의 노조 임금프리미엄의 진폭이 크기 때문에 서로 다른 시점의 분석 결과를 직접 비교하기는 어렵지만, 기업 자료를 이용한 본 연구 결과가 최근의 다른 연구 결과들과 크게 다르지 않다는 점은 확인할 수 있다.

기업의 지불능력을 통제하기 위한 연립방정식을 추정하기 위해서는 먼저 기업의 이윤결정식을 추정하였다. 그 결과 전체 기업을 대상으로 한 추정에서는 노동조합이 기업의 수익성을 낮추는 효과가 발견되지 않았지만, 흑자 기업만을 대상으로 한 추정에서는 노동조합이 있는 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 종업원 1인당 순이익이 20~40% 정도나 낮게 나타났다. 이는 노동조합이 적자 상태에 있는 기업에서는 적극적인 활동을 하지 않지만 이윤을 보고 있는 기업에서는 공세적으로 경영에 개입하고 비용을 증대시키고 있는 현실을 반영하고 있는 것으로 해석된다. 이 이윤결정식을 사용하여 노동자의 임금결정식에 대한 2단계 추정을 한 결과에서는 노조의 임금효과가 5~8%로 추정되었다. 이는 지불능력을 고려하지 않고 단일방정식 접근에 의한 추정을 할 경우 1% 내외의 하방

편의를 갖게 됨을 보여준다.

사실, 이상의 노조프리미엄 추정치는 노조 기업 노동자들이 실제로 누리는 임금상의 이점을 크게 과소 평가하고 있는 것이다. 노동조합은 학력이나 외부 경력 등에 대한 한계보상을 낮추고 대신 근속에 대한 보상을 높이는 방식으로 선임자에게 유리한 임금체계를 구조화시켰기 때문이다. 즉 노조가 얻는 임금상 이득의 상당 부분은 고용보호를 통해 근속기간을 길게 한 위에 근속연수에 대한 '가격'을 높인 데 따른 것이다. 예컨대, 경력과 근속이 모두 10년차인 사람의 경우 노조 기업 노동자의 임금은 12% 정도 높은 것으로 추정되었다.

노동조합은 공리주의적인 원칙에 따라, 또는 구성원간 경쟁을 제한하기 위해서 조직 내의 임금분산을 줄이는 정책을 추구하는 것으로 알려져 있으며, 실제로 미국에서는 그 같은 점이 경험적으로 확인되고 있다. 본 연구는 비슷한 문제의식을 가지고 노조가 임금 불균등도에 미치는 효과에 대해서도 분석하였다. 그로부터 얻어진 결과들은 상충되는 것이었다. 즉 노동조합이 전반적인 임금 불균등도를 감소시키는 효과가 확인되는 한편으로, 인적속성을 통제한 후에는 노조 기업에서 임금분산이 오히려 큰 현상이 관찰된 것이다. 임금분산을 기업간 격차에 의한 부분과 기업내 분산에 의한 부분으로 요인 분해를 한 경우에도 노조 부문에서는 기업간 격차가 상대적으로 작고 기업내 격차는 상대적으로 더 큰 것으로 나타났다. 본 연구는 이처럼 상충되는 결과가 자료의 특성에 기인하는지의 여부나 노조가 임금분산에 미치는 효과에 대해서 확정적인 결론을 내리지는 못하였다. 본 연구자도 추가적인 연구를 하겠지만 다른 연구자들도 관심을 가지고 연구에 참여해 줄 것을 기대한다.

참고문헌

- 김우영·최영섭. 「노동조합의 임금프리미엄은 존재하는가?」. 『노동경제논집』 19권 1호 (1996. 7): 29-52.
- 류재우. 「노동조합의 임금과 고용효과」. 『노동경제논집』 28권 1호 (2005. 4): 105-133.
- 류재우·박성준. 「기업근속에 대한 보상과 노동이동」. 『국제경제연구』 9권 2호 (2003. 8): 91-118.

- 류재우. 「근속급의 구조 및 근태의 변화」. 『경제학연구』 50권 2호 (2002. 6): 257-286.
- 어수봉 · 이태현. 「노동조합의 임금평등효과」. 『한국노동연구』 3집 1호 (1992. 5): 27-76.
- 이종훈. 「임금의 수준과 구조」. 한국노동경제학회 춘계정책토론회 발표논문 (2003. 4).
- 조우현 · 유경준. 「노동조합 가입성향의 결정요인과 노조의 상대적 임금효과」. 『경제학연구』 45권 3호 (1997. 9): 99-127.
- 조준모 · 전병유. 「한국 노동조합의 카르텔 효과에 관한 연구: 이직으로 인한 노조프리미엄 상실에 관한 실증분석」. 『국제경제연구』 10권 3호 (2004. 12): 113-144.

- Card, David. "The Effects of Unions on Wage Inequality in the U.S. Labor Market." *Industrial and Labor Relations Review* 54 (2001): 296-315.
- Freeman, Richard., and Medoff, James. *What do Unions Do?* New York: Basic Books, 1980.
- Kahn, Lawrence. "Wage Inequality, Collective Bargaining, and Relative Employment from 1985 to 1994: Evidence from Fifteen OECD Countries." *Review of Economics and Statistics* 82 (2000): 564-579.
- Rosen, Sherwin. "The Theory of Equalizing Differentials." In *Handbook of Labor Economics*, edited by Orley C. Ashenfelter and Richard Layard, pp. 641-692. New York: North Holland, 1986.

abstract

Trade Union and Wage Structure

Jaewoo Ryoo

This paper, using the sample of male workers in manufacturing industry from the HCCP (Human Capital Corporate Panel) data, analyzes the effects of trade union on the level and dispersion of wages. One of the advantages of the HCCP data is that it enables a researcher to control the effect of individual firm's 'ability to pay' on wage. All relevant variables controlled, the union effect is estimated to be 5-8%. Yet this figure seriously underestimates the wage advantage enjoyed by union workers, because union sets the "price" for experience low and the price for tenure high and at the same time extends tenure of workers by adopting strong employment protection policy. The paper also analyzes the effects of union on the wage inequality. The results are mixed: overall wage inequality is smaller in union sector while standard deviation is larger when all the personal characteristics are controlled.

Key Words: Trade Union, Wage, Wage Dispersion