

노동조합의 임금효과 분석

조 동 훈*

I. 서 론

미국의 AFL/CIO는 노동조합에 가입해야 하는 이유 가운데 첫째, 노동조합의 임금인상 효과, 둘째, 노동조합의 고용안정 효과, 셋째, 노동조합의 다양한 근로조건 및 복지혜택 개선효과를 들고 있다. 노동조합에 가입하여 얻을 수 있는 편익이 조합비에 비하여 낮다면 노동조합에 가입할 유인은 없어지게 된다. 노동조합의 임금인상 효과는 노동조합에 가입하는 매우 중요한 요인이 된다. 본 연구에서는 우리나라의 노동조합이 임금에 미치는 효과를 분석하고자 한다. 노동조합에 가입되어 있는 근로자가 노동조합이 없는 직장에서 근무하는 '동일한' 근로자에 비해 평균적으로 임금수준이 높아서 노동조합 가입근로자에 대한 임금프리미엄이 존재하는 것으로 추정되어 왔다.

<표 1>은 각국의 노조임금프리미엄 계수를 나타낸다. Mincer의 임금함수 추정식에서 노동조합 계수의 크기를 나타내며 유사한 설명변수를 이용하여 통상적으로 노동조합의 임금프리미엄 계수로 해석한다. 이에 의하면 몇 가지 주목할 만한 점이 관찰된다. 첫째, 조합원의 임금과 복지증진의 실리를 추구하는 경제조합주의를 택하는 영미형 국가의 경우 노동조합의 임금프리미엄이 비교적 높게 나오고 산업별 교섭을 하는 유럽국가들은 라틴모형, 라인모형, 노딕모형 등 예외 없이 노동조합의 임금프리미엄이 비유의적이어서 노동조합의 임금인상 효과가 거의 없는 것으로 나타난다. 예컨대 미국의 경우 동일한 방법으로 추정할 경우 약 14%(Blanchflower, 1999) 정도로 나타나서 상대적으로 높은 것으로 나타난다. 국외 분석결과를 살펴보면 산업별 교섭이 대기업 조합원의 기득권 보호의 수단으로 유지될 수는 없음을 의미한다.

* 한국노동연구원 연구위원(jedisword@kli.re.kr).

〈표 1〉 국가별 노동조합 임금프리미엄

국가명	분석연수	노조임금 프리미엄 계수	표본수	비 고
호주	1994, 98 & 99	.118*	1,703	
오스트리아	1994, 95, 98 & 99	.159*	1,404	
브라질	1999	.337*	803	No education or private sector dummies
캐나다	1997~99	.083*	1,682	No private sector dummy
칠레	1998, 99	.159*	951	
사이프러스	1996~98	.137*	1,272	
덴마크	1997~98	.159*	1,058	
프랑스	1996~98	.029	2,738	
독일	1994~99	.037	4,115	
이탈리아	1994, 98	-.003	578	
일본	1994~96, 98, 99	.258*	2,505	
네덜란드	1994 & 95	-.006	1,291	
뉴질랜드	1994~99	.099*	2,784	No private sector dummy
노르웨이	1994~99	.073*	4,666	
포르투갈	1998~99	.179*	970	
스페인	1995, 97~99	.069*	1,490	No private sector dummy
스웨덴	1994~99	-.002	3,619	

주: 1) *는 5% 내에서 유의적임.

2) 근로자만을 대상으로 한 표본을 분석한 log임금 추정식으로서 연령, 연령의 제곱, 학력, 공공부문 여부, 노조조직 유무, 근로시간을 통제변수로 활용.

자료: ISSP(1994~99).

먼저 기존의 국내연구에서 추정되어진 노동조합의 임금효과 크기를 살펴보면, 1990년대 초반의 연구는 노동부의 『임금구조기본통계조사』를 이용하여 제조업 중심의 노조효과를 분석하였는데, 1987년 이전에는 노조의 임금효과가 오히려 (-)로 나타남을 보여준다. 1990년대 중반 Heckman-Lee의 방법을 이용한 김우영·최영섭(1996)의 연구는 전체 봉급근로자를 대상으로 노조의 임금효과는 6~7% 정도이나 통계적으로는 유의하지 않은 것으로 나타난다. 그러나 조우현·유경준(1997)의 연구는 동일한 계량방법론을 사용하여 노조의 임금효과가 남성 생산직의 경우 2% 정도 나타남을 보여준다. 『한국노동패널』을 이용한 연구에서 강창희(2003)는 직장내 지위를 고려한 임금추정식에서 노조의 임금효과는 통계적으로 유의한 5~8% 정도임을 보여주었다.

기존의 연구들은 방법론과 사용되는 데이터의 종류에 따라 노조 임금효과의 편차가 상당히 존재함으로써 과연 국내 노동시장에서 노조 임금효과가 존재하는지 그리고 만약 존재한다면 얼마나 존재하는지에 대해 일목요연하게 정리하는 포괄적인 연구가 필요하리라 생각된다. 본 연구는 기존의 연구를 종합적인 관점에서 정리하고 국내 노동시장을 대표할 수 있는 데이터를 이용하여 노동조합의 임금효과를 분석하고자 한다.

본 연구는 노조의 임금효과와 관련되어 기존 연구들이 제기한 몇 가지 기본적인 질문에 대해서 답하되 보다 객관적인 분석을 통해 해답을 얻고자 한다. 제기되는 질문 가운데

데 과연 노조에 가입되어 있는 근로자의 임금이 같은 인적속성을 소유한 근로자에 비해 임금을 많은 받는가? 그렇다면 노조의 임금효과 크기는 어느 정도인가? 노조의 임금효과 추정치는 과연 국내 노동시장 현실을 정확히 반영하는가? 이런 질문들에 대답하기 위해서는 무엇보다도 분석에 사용되는 데이터의 대표성이 중요할 것이다. 이를 위해서 본 연구는 통계청 2006년도 8월 『경제활동부가조사』(이후 ‘경활조사’로 약칭)를 사용하였다. 이 표본은 국가기관이 조사하는 대규모 표본으로 어느 데이터보다도 그 대표성이 높은 자료라고 판단된다.

경활조사 자료를 사용하는 또 다른 장점은 사업장 규모에 대한 정보가 존재하므로 사업장 규모와 노조유무를 따로 분리해서 임금효과를 분석하는 것이 가능하다. 상당부분의 노조 임금효과는 사업장 규모와 밀접한 상관관계를 가지므로 이에 대한 고려는 필수적이다. 사업장 규모와 노조유무가 근로자 임금에 영향을 주는 경로를 살펴봄으로써 ‘순수한’ 노조 임금효과를 분석할 수 있으리라 기대된다.

II. 자료 및 분석방법

앞에서 언급한 것처럼 본 연구는 국내 노동시장 현실을 가장 대표할 수 있는 2006년도 8월 경활부가조사를 사용하였다. 표본은 경활조사 시점 지난 일주일간 35시간 이상 일한 25~60세의 임금근로자를 대상으로 하였다. 이 기준에 의해 총 19,592의 유효표본이 분석에 사용되어졌고 이에 대한 기초통계량이 <표 2>에 기술되어 있다.

경제활동인구조사에서 노동조합 여부를 측정하는 질문은 “지난주 직장에서 노동조합에 가입되어 있습니까?”라는 설문이다. 이에 대한 답은 네 가지로 ① 노동조합이 없음, ② 노동조합이 있으나 가입대상이 안됨, ③ 노동조합이 있고 가입대상이나 가입하지 않았음, ④ 노동조합에 가입하였음이다. 이때 4번째 항목에 대답한 근로자를 노동조합에 가입되어 있는 것으로 추정하였다.

전체 분석대상 근로자 중에서 14% 정도가 노조에 가입되어 있으며 근로자의 평균 시간당 임금은 9,502원이다. 또한 전체 근로자 중에서 여성의 비율은 38%를 차지하였고 비정규직의 비율은 26%이다.¹⁾ 전체 표본을 노조원과 비노조원으로 비교해서 살펴보면 시간당 로그임금 기준으로 노조에 가입되어 있는 근로자의 임금은 노조에 가입되어 있

1) 비정규직 비율이 통계청 자료와 다른 이유는 표본을 추출하는데 있어서 주당 35시간 일한 25~60세 근로자만을 선택했기 때문이다.

〈표 2〉 경제활동인구조사 기초통계

변 수	전 체		노조원		비노조원	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
노조	0.14	0.34				
시간당 로그임금	8.97	0.62	9.35	0.52	8.91	0.61
시간당 임금(원)	9,502	6,284	12,957	6,177	8,963	6,127
여성	0.38	0.49	0.24	0.43	0.40	0.49
연령	39.17	9.10	39.28	8.68	39.15	9.17
근속년수	5.36	6.85	10.17	7.75	4.61	6.38
학력수준						
고졸 미만	0.13	0.34	0.08	0.28	0.14	0.35
고졸	0.42	0.49	0.41	0.49	0.42	0.49
전문대졸	0.13	0.34	0.13	0.34	0.13	0.34
대졸 이상	0.32	0.47	0.38	0.48	0.31	0.46
고용형태						
비정규직	0.26	0.44	0.12	0.32	0.28	0.45
사업체 규모						
1~29인	0.54	0.50	0.19	0.39	0.59	0.49
30~99인	0.21	0.41	0.24	0.42	0.21	0.41
100~299인	0.11	0.31	0.19	0.39	0.10	0.30
300인 이상	0.14	0.35	0.39	0.49	0.10	0.30
직종						
관리직	0.02	0.14	0.01	0.11	0.02	0.15
전문직	0.25	0.43	0.26	0.44	0.25	0.43
서비스직	0.09	0.29	0.02	0.12	0.10	0.30
판매직	0.07	0.25	0.01	0.10	0.08	0.26
사무직	0.21	0.41	0.27	0.45	0.20	0.40
기능직	0.12	0.33	0.10	0.30	0.13	0.34
장치조립직	0.13	0.34	0.28	0.45	0.11	0.31
단순노무직	0.11	0.31	0.06	0.23	0.12	0.32
산업						
광업·건설	0.09	0.29	0.04	0.19	0.10	0.31
제조업	0.25	0.43	0.32	0.47	0.24	0.43
전기·운수·통신	0.07	0.26	0.21	0.41	0.05	0.22
도소매	0.12	0.32	0.05	0.21	0.13	0.33
숙박·음식점업	0.06	0.24	0.01	0.09	0.07	0.25
금융·보험·임대	0.07	0.26	0.11	0.31	0.07	0.25
공공서비스	0.18	0.38	0.18	0.39	0.18	0.38
사업서비스	0.09	0.29	0.05	0.21	0.10	0.30
기타서비스	0.06	0.24	0.04	0.19	0.07	0.25
표본크기	19,592		2,883		16,579	

주: 모든 통계수치는 가중평균한 값임.

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 원자료, 2006. 8.

지 않은 근로자보다 약 0.44 log포인트 높음을 알 수 있으며 시간당 임금 기준으로 비노조원의 임금수준은 노조원의 약 69%에 미치고 있다.

여성근로자의 비율은 비노조원에서 40%로 노조원의 24%보다 16%포인트 높게 나타나고 있다. 근로자의 평균 연령은 노조-비노조 집단에서 비슷하게 나타나나 근속년수는 노조원이 평균 10.2년으로 비노조원의 평균 4.6년보다 5.6년이나 높게 나타나고 있다. 학력수준 분포를 살펴보면 상대적으로 노조원의 학력이 비노조원보다 높게 나타남을 알 수 있다. 또한 고용형태를 비교해 보면 비정규직의 비율이 노조원 그룹에서 16%포인트 낮게 나타난다. 사업체 규모별 근로자 분포에서는 노조에 가입되어 있는 근로자일수록 대규모 사업체에 종사하는 것으로 나타난다.

이상의 기초통계량 분석을 통해서 알 수 있는 것은 노조에 가입되어 있는 근로자가 상대적으로 높은 임금을 받고 있지만 학력, 근속년수, 고용형태, 사업체 규모 등 생산성을 결정하는 다른 요인에 있어서도 노조원과 비노조원의 격차가 심한 것으로 나타났다. 또한 여성의 평균임금이 남성보다 낮다는 사실을 고려했을 때, 비노조원에서 발견되는 높은 여성 근로자의 비율은 노조-비노조 임금격차를 심화시킨 요인이라 생각된다.

성별·고용형태별 그리고 사업장 규모별 노조가입률 형태를 <표 3>과 <표 4>에서 각각 살펴보면, 남성 근로자의 노조가입률은 16.7%이며 여성의 노조가입률은 8.4%이다. 정규직 근로자의 노조가입률이 16.1%인 반면에 비정규직 근로자의 노조가입률은 6.2%로 상당한 격차가 있음을 보여준다. 사업장 규모별 노조가입률과 고용형태 분포를 살펴보면 근로자수 1~29인 사업장에 종사하는 근로자의 노조가입률은 5%인 반면에 30~99인 사업장은 16%, 100~299인 25%이며, 300인 이상 사업장의 노조가입률은 무려 40%에 이르고 있다. 이런 수치는 사업체 규모를 적절히 고려하지 못할 경우 임금방정식에서 추정된 노조 임금효과는 사업체 효과까지 포함한 과대평가된 값이 될 수 있음을 시사한다.

노조의 임금효과를 분석하기 위해서 아래의 최소자승회귀식(OLS)을 사용하기로 한다.

$$W_i = \beta_0 + \beta_1 U_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

여기서 W_i 는 각 근로자의 시간당 로그임금, U_i 는 근로자 각 개인의 노조가입 여부를 나타내는 더미변수, X_i 는 임금을 결정하는 개인의 속성들이며 ε_i 는 에러항(error term)이다.

이때 임금을 결정하는 인적속성을 나타내는 여러 변수들을 하나씩 임금추정방정식에 넣어감에 따라 노조의 임금효과 추정값(estimated coefficients) 변화를 살펴봄으로써 노조 임금효과 추정식에 들어가야 될 변수들의 중요성을 살펴볼 수 있다. 노조가입률과 상관관계가 높으면서 동시에 임금에 영향을 줄 수 있는 변수를 크게 사업체 규모, 고용형태, 그리고 산업변수로 분류하여 이 변수들이 노조 임금효과 추정치와 어떤 관계에 있는지를 살펴보고자 한다.

〈표 3〉 사업장 규모별 노조가입률 및 고용형태

변 수	1~29인	30~99인	100~299인	300인 이상
노조가입률	0.05	0.16	0.25	0.40
비정규직 비율	0.29	0.28	0.22	0.16

주: 모든 통계수치는 가중평균한 값임.
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 원자료, 2006. 8

〈표 4〉 성별 및 고용형태별 노조가입률

변 수	남성	여성	정규직	비정규직
노조가입률	16.7	8.4	16.1	6.2

주: 모든 통계수치는 가중평균한 값임.
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사 부가조사」 원자료, 2006. 8

Ⅲ. 실증분석 결과

〈표 5〉의 모형 1은 임금방정식에 노조더미 변수만을 고려할 때의 임금효과 추정치이며 모형 2에서는 교육년수를 추가하였다. 교육년수를 추가했을 경우 노조 임금효과 추정치는 크게 바뀌지 않은 반면에, 모형 3에서 현 직장 근속년수를 통제하면 노조 임금효과 추정치 β_1 은 모형 2의 0.42에서 0.16으로 급격히 하락함을 보여준다. 이는 국내 노동시장의 임금수준이 연공급제에 의해서 결정되는 부분이 상당히 존재함을 보여준다. 추가로 여성더미를 통제한 모형 4에서 노조 임금효과 추정치가 추가로 0.03포인트 감소하였고 사업체 규모를 통제하였을 경우 0.07포인트나 감소하는 효과를 보여주어 사업체 규모를 통제하지 않을 경우 노동조합의 임금효과를 과장할 수 있음을 시사한다.

동일한 방법으로 고용형태(비정규직)와 산업더미 변수를 통제한 노조 임금효과 추정치 결과를 〈표 6〉과 〈표 7〉에서 각각 살펴볼 수 있는데 비정규직 더미를 넣어준 모형 6과 산업더미 변수를 고려한 모형 7의 노조 임금추정계수들의 변화가 거의 없음을 보여주고 있다. 이는 노조 임금효과 추정계수를 구하는데 있어서 고용형태나 산업효과보다는 사업체 규모를 통제하는 것이 매우 중요함을 보여주고 있다.

경향조사에서 발견되는 임금을 결정하는 요인들을 모두 고려한 임금방정식 결과를 〈표 8〉에서 살펴보면, 노동조합에 가입된 근로자가 동일한 개별 인적속성을 가진 비노조 근로자에 비해 임금수준이 시간당 임금 기준으로 8% 정도 높고 통계적으로도 유의함을 보여주고 있다. 이는 기존의 국내연구 결과보다는 비슷하거나 약간 높은 수치임을 보여준다.

〈표 5〉 노조임금 효과 결정요인 : 사업체 규모

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
노조	0.47(0.01)**	0.42(0.01)**	0.16(0.01)**	0.13(0.01)**	0.06(0.01)**
교육년수		0.11(0.00)**	0.09(0.01)**	0.08(0.00)**	0.07(0.00)**
근속년수			0.04(0.00)**	0.04(0.00)**	0.03(0.00)**
여성				-0.29(0.01)**	-0.29(0.00)**
사업체 규모 1~29인					0.13(0.01)**
30~99인					0.14(0.01)**
100~299인					0.27(0.01)**
300인 이상					
상수항	8.88(0.00)**	7.53(0.02)**	7.54(0.02)**	7.80(0.02)**	7.81(0.02)**
R ²	0.0693	0.2931	0.5012	0.5501	0.5692
표본	19,592	19,592	19,592	19,592	19,592

주 : * 5%에서 통계적으로 유의, ** 1%에서 통계적으로 유의.

물론 본 연구에서 추정한 노조의 임금효과 크기는 기존의 연구와는 달리 전체 국내 근로자를 대상으로 한 대표성 있는 객관적인 추정계수임이 강조되어야 된다. 이때 이 추정계수는 개인의 관측되지 않는 속성을 고려하지 못함으로 생기는 내생성(endogeneity) 문제가 있을 수 있으므로, 노동생산성이 높은 근로자가 노조에 가입할 경향이 높다는 가정하에서 횡단면 분석을 통해서 추정된 본 연구의 노조 임금효과 추정계수값은 상한(upper bound)값의 개념으로 이해되어야 할 것이다.²⁾

노조터미 외에 추정계수치를 살펴보면 교육년수가 1년 증가함에 따라 시간당 임금이 4% 정도 증가하며 현재 직장의 근속년수가 1년 상승함에 따라 3%의 임금상승이 추정되어진다. 사업체 규모 효과를 살펴보면 30인 미만 사업체에 종사하는 근로자에 비해 30~99인 사업체에 종사하는 근로자는 12% 정도 임금이 높고 100~299인 경우 16%, 그리고 300인 이상 사업체에 종사하는 근로자의 임금은 29%나 높음을 보여준다. 노동시장 경력(나이-7·교육년수)이 임금상승에 미치는 영향은 1% 정도이며 여성의 경우 남성에 비해 임금격차가 30% 정도이다.

2) 내생성의 문제를 해결할 수 있는 몇 가지 계량방법론이 개발되기는 하였으나 근본적으로 노조가입 여부에 영향을 주면서 임금에 영향을 미치지 않는 배제변수(excluded variables) 혹은 도구변수(instrumental variables)를 발견하지 못하는 현실에서는 최소자승회귀식(OLS)을 사용하는 것이 최선의 방법이라 판단되었다. 개인의 발견되지 않는 속성을 고려하기 위하여 패널자료를 사용할 수도 있으나 이때에도 직장이동이 무작위(random event)가 아니므로 직장이동과 관련된 자기선택(self-selection) 문제를 피할 방법은 없다.

〈표 6〉 노조임금 효과 결정요인 : 고용형태

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 6
노조	0.47(0.01)**	0.42(0.01)**	0.16(0.01)**	0.13(0.01)**	0.13(0.01)**
교육년수		0.11(0.00)**	0.09(0.01)**	0.08(0.00)**	0.08(0.00)**
근속년수			0.04(0.00)**	0.04(0.00)**	0.04(0.00)**
여성				-0.29(0.01)**	-0.29(0.01)**
고용형태 비정규직					-0.03(0.01)**
상수항	8.88(0.00)**	7.53(0.02)**	7.54(0.02)**	7.80(0.02)**	7.82(0.02)**
R ²	0.0693	0.2931	0.5012	0.5501	0.5505
표본	19,592	19,592	19,592	19,592	19,592

주 : * 5%에서 통계적으로 유의, ** 1%에서 통계적으로 유의.

〈표 7〉 노조임금 효과 결정요인 : 산업효과

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 7
노조	0.47(0.01)**	0.42(0.01)**	0.16(0.01)**	0.13(0.01)**	0.13(0.01)**
교육년수		0.11(0.00)**	0.09(0.01)**	0.08(0.00)**	0.07(0.00)**
근속년수			0.04(0.00)**	0.04(0.00)**	0.04(0.00)**
여성				-0.29(0.01)**	-0.30(0.00)**
산업					
광업·건설					-0.03(0.01)*
운수·통신					-0.10(0.01)**
도소매					-0.11(0.01)**
숙박음식					-0.20(0.02)**
금융·보험					0.15(0.01)*
공공서비스					0.03(0.01)**
사업서비스					-0.01(0.01)
기타서비스					-0.18(0.02)**
상수항	8.88(0.00)**	7.53(0.02)**	7.54(0.02)**	7.80(0.02)**	7.87(0.02)**
R ²	0.0693	0.2931	0.5012	0.5501	0.5619
표본	19,592	19,592	19,592	19,592	19,592

주 : * 5%에서 통계적으로 유의, ** 1%에서 통계적으로 유의.

〈표 8〉 노조임금 효과 실증분석 : 전체 근로자

	추정계수	표준오차
노조	0.08**	(0.01)
교육년수	0.04**	(0.00)
근속년수	0.03**	(0.00)
사업체 규모		
30~99인	0.12**	(0.01)
100~299인	0.16**	(0.01)
300인 이상	0.29**	(0.01)
경력	0.01**	(0.00)
경력제급	-0.00**	(0.00)
여성	-0.30**	(0.01)
기혼 유배우	0.06**	(0.01)
비정규직	-0.05**	(0.01)
산업		
광업·건설	0.02*	(0.01)
운수·통신	-0.05**	(0.01)
도소매	-0.04**	(0.01)
숙박음식	-0.09**	(0.02)
금융·보험	0.19**	(0.01)
공공서비스	0.04**	(0.01)
사업서비스	0.04**	(0.01)
기타서비스	-0.10**	(0.01)
직종		
관리직	0.64**	(0.02)
전문직	0.42**	(0.01)
서비스직	0.11**	(0.01)
판매직	0.17**	(0.02)
사무직	0.34**	(0.01)
기능직	0.20**	(0.01)
장치조립직	0.13**	(0.01)
도시거주	0.00	(0.01)
상수항	7.98**	(0.03)
R ²	0.6351	
표본	19,592	

주 : * 5%에서 통계적으로 유의, ** 1%에서 통계적으로 유의.

IV. 요약 및 결론

기존 연구들에서 나타난 우리나라 노동조합의 임금프리미엄은 기업별 노조가 보편화된 영미형 국가보다는 낮고, 산별노조가 보편화된 유럽국가들보다는 높은 것으로 나타났다. 만일 영미형 경제조합주의가 활성화된다면 노동조합의 임금프리미엄은 증가할 것이고 유럽형 산업별 내지는 정치조합주의가 정착된다면 노동조합의 임금프리미엄은 감소하고 제도를 통한 사회적 임금은 증가해 갈 것으로 예측된다.

본 연구는 국내 노동시장 현실을 가장 대표할 수 있는 2006년도 8월 경제활동부가조사를 사용하였다. 표본은 경제활동부가조사 시점 지난 일주일간을 기준으로 35시간 이상 근로에 종사한 25~60세의 임금근로자를 대상으로 하였다. 이 기준에 의해 총 19,592의 유효표본이 분석에 사용되어졌고 분석결과 노조에 가입되어 있는 근로자가 상대적으로 높은 임금을 받고 있지만 학력, 근속년수, 고용형태, 사업체 규모 등 생산성을 결정하는 다른 요인에 있어서도 노조원과 비노조원의 격차가 심한 것으로 나타났다. 또한 여성의 평균임금이 남성보다 낮다는 사실을 고려했을 때, 비노조원에서 발견되는 높은 여성 근로자의 비율은 노조-비노조 임금격차를 심화시킨 요인이라 생각된다.

기초통계량 비교를 통해서 우리는 노조원과 비노조원의 차이를 임금뿐만 아니라 임금을 결정하는 여러 요인들—성별, 고용형태, 학력수준, 연령, 근속년수, 사업체 규모, 직종과 산업—의 분포를 비교해서 살펴보았다. 성별과 고용형태에 따라 정도의 차이는 있으나, 노조에 가입된 근로자가 상대적으로 고학력, 장기근속자이며 대규모 사업체에 종사하는 비율이 노조에 가입되지 않은 근로자보다 높음을 발견할 수 있었다.

경제활동조사에서 발견되는 임금을 결정하는 여러 요인들을 모두 고려한 임금방정식 추정결과를 살펴보면, 노동조합에 가입된 근로자가 (관측되는) 동일한 개별 인적속성을 가진 비노조 근로자에 비해 임금수준이 시간당 임금 기준으로 8% 정도 높고 통계적으로도 유의함을 보여주고 있다. 이는 기존의 국내연구 결과보다는 비슷하거나 약간 높은 수치임을 보여준다. 그리고 본 연구에서 추정된 노조임금 효과 추정계수값은 상한(upper bound)값의 개념으로 이해되어야 할 것이다. **KLI**

<참고문헌>

- 강창희(2003), 「노동조합 임금효과의 재고찰: 개인의 직장내 지위를 고려하여」, 제4차 노동패널 학술대회.
- 김우영 · 최영섭(1996), 「노동조합의 임금프리미엄은 존재하는가?」, 『노동경제논집』 19(1), pp.29~52.
- 조우현 · 유경준(1997), 「노동조합 가입성향의 결정요인과 노조의 상대적 임금효과」, 『경제학연구』 45(3), pp.99~127.
- Blanchflower, David(1999), “Changes Over Time in Union Relative Wage Effects in Great Britain and the United States”, in Sami Daniel, Philip Arestis and John Grahl(eds.), *The History and Practice of Economics: Essays in Honour of Bernard Corry and Maurice Peston 2*, Chltenham, UK and Northampton, MA: Edward Elgar, pp.3~22.