

勞 動 經 濟 論 集
第39卷 第3號, 2016. 9. pp.99~124
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

우리나라 노동조합이 여성근로자의 임금에 미치는 영향*

신 우리** · 송 헌 재***

본 연구는 한국노동패널 자료를 사용하여 노동조합이 우리나라 여성근로자들의 임금에 미치는 영향을 실증분석하였다. 분석에는 여성근로자들의 임금함수 추정과정에서 경제활동참여에 의한 선택편의를 고려하였고, 종업원 수가 무응답인 경우 그 값을 보정하여 분석하였으며, 직장에 노동조합이 있고 노동조합에 가입한 조합원 근로자와 가입하지 않은 비조합원 근로자를 직장에 노동조합이 없는 근로자와 비교하여 분석하였다. 그 결과, 고정효과 모형 추정에서 조합원 및 비조합원 더미변수 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이로부터 OLS 모형 추정에서 나타난 노동조합의 임금 효과는 능력이 높은 여성근로자들이 유노조 사업체에 취업하는 것을 더 선호한 결과이며, 비조합원의 무임승차 효과는 없다고 보는 것이 타당하다는 결론을 도출하였다.

주제어: 노동조합, 여성임금, 고정효과 모형

논문 접수일: 2016년 8월 19일, 논문 수정일: 2016년 9월 21일, 논문 게재확정일: 2016년 9월 22일

* 본 논문은 제1저자의 석사학위 논문을 대폭 수정하여 발전시킨 것임을 밝힌다. 저자들은 논문의 발전을 위해 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원 두 분에게 감사의 마음을 전한다.

** (제 1저자) 서울시립대학교 경제학부 대학원 (wrshin11@gmail.com)

*** (교신저자) 서울시립대학교 경제학부 부교수 (heonjaes@gmail.com)

I. 서론

지난 35년간 우리나라의 노동조합조직률¹⁾을 살펴보면 1977년 25.7%, 1982년 20.2%, 1987년 18.5%, 1992년 16.4%, 1997년 12.2%, 2002년 11.6%, 2007년 10.8%, 2013년에는 10.3%로 꾸준히 감소하였다.²⁾ 이러한 현상은 몇몇 유럽 국가를 제외하고는 세계적으로도 비슷하게 관찰된다.³⁾

그런데 이러한 노동조합조직률의 하락 추세에도 불구하고 우리나라 여성들의 노동조합 가입률(취업자 수 대비 조합원 수의 비율)⁴⁾은 최근 10여 년간 상승하는 경향을 보이고 있다. 남성근로자들의 경우 1999년 9.8%에서 2013년 9.6%로 0.2%p 감소한 반면, 여성근로자들은 같은 기간 3.7%에서 4.2%로 0.5%p 증가하였다. 같은 기간 동안 우리나라 남성근로자와 여성근로자의 연평균 실질임금 상승률을 비교하면 남성의 경우 4%, 여성의 경우 4.67%로 나타나 여성근로자들의 임금상승률 또한 남성근로자들보다 0.67%p 높게 나타났다.⁵⁾ 이로부터 우리나라 여성근로자들의 노동조합 가입률 증가와 남성근로자들보다 높은 임금상승률 사이에 어떠한 상관성이 존재함을 추론해볼 수 있다. 과연 이 두 변수 사이에는 어떠한 관계가 존재하는 것일까?

노동조합은 임금인상과 더불어 안전한 근로환경, 은퇴보장, 유급휴가, 근로시간 단축과 같은 근로조건 개선을 위하여 근로자들이 연합하여 만든 조직이다. 이 중에서도 임금인상 효과는 근로자들이 노동조합에 가입하는 가장 중요한 요인으로 여겨지고 있다. 우리나라의 노동조합이 근로자들의 이러한 기대를 충족시키기 위한 역할을 충실히 수

-
- 1) 노동조합조직률 산정방식: 조합원수 ÷ 조직대상근로자 [임금근로자(상용·임시·일용) - 공무원(5급 이상, 6급 이하 중 사용자에게 해당하는 자, 교원 중 교감 이상 관리자 제외) × 100]
 - 2) 박종희 외(2014), 「2013년 전국 노동조합조직현황보고서」.
 - 3) OECD 통계자료를 통해 살펴본 결과, 이탈리아가 2000년 34.8%, 2013년 36.89%로 2.09%p늘어난 것을 제외하면 대부분의 나라들의 노동조합 가입률은 하락하였다.
 - 4) 고용노동부에서 여성과 남성의 노동조합조직률을 별도로 제시하고 있지 않아 취업자 수 대비 조합원 수를 노동조합 가입률로 정의하고 이를 제시하였다.
 - 5) 고용노동부에서 발표하는 「고용형태별근로실태조사」에서 성별에 따라 근로자의 총근로시간과 월급여액을 활용하여 평균 시간당임금을 구하고 이를 다시 소비자물가지수로 나누어 실질임금으로 환산한 뒤 연평균 상승률을 구하였다.

행했다면 여성근로자들의 노동조합 가입률의 증가가 이들의 임금상승을 견인하는 작용을 한 것으로 해석할 수 있다. 또한, 만일 이러한 해석이 옳다고 하면 우리나라의 노동조합이 유독 여성근로자들의 임금상승에 더 큰 영향을 미친 이유가 무엇인지 그 원인을 파악하는 것도 하나의 흥미로운 연구 주제가 될 수 있다.

그런데 주로 생산성이 높은 여성근로자들이 노동조합에 가입하는 경향이 있었다면 이들의 임금상승의 원인이 노동조합의 역할 때문이라고 보기 어렵다. 다시 말해서 우리나라의 노동조합에 주로 능력이 뛰어난 여성근로자들이 가입했거나 혹은 노동조합에서 이러한 여성근로자들의 회원 가입을 독려했다고 하면 노동조합에 가입한 여성근로자들의 임금상승을 온전히 노동조합의 성공적인 임금협상의 결과로 이해할 수는 없다. 이처럼 두 변수 사이에 존재하는 내생적 관계로 인하여 위에서 관찰된 결과만을 가지고는 노동조합이 여성근로자들의 임금에 미친 인과적 영향을 식별할 수 없다.

이에 본 연구에서는 우리나라 여성근로자가 노동조합에 가입함으로써 인하여 임금인상을 경험하게 되는지 실증분석하였다. 즉, 두 변수 사이의 내생성을 제거할 수 있는 계량경제 방법론을 적용하여 우리나라의 노동조합이 여성근로자들의 임금에 미치는 인과적 영향을 분석하였다. 이와 더불어 노동조합이 비조합원 근로자들에게 외부효과를 미치고 있는지도 함께 분석하였다. 노동조합의 임금협상 결과는 조합원뿐만 아니라 비조합원의 임금결정에도 영향을 미칠 수 있다. 기업이 전체 근로자의 임금수준을 향상시켜 비조합원 근로자들도 혜택을 볼 가능성이 존재한다. 이 경우 고용을 유지한 비조합원 근로자들은 무임승차의 혜택을 보게 된다. 한편으로는 기업이 근로자들의 노동조합 가입을 저지하기 위해 비조합원들에게 더 높은 임금인상을 제시할 유인을 가질 수 있다. 어느 경우에서든 노동조합은 비조합원 근로자들의 임금에 긍정적인 외부효과를 미칠 수 있다. 그래서 본 연구에서는 노동조합이 있는 직장에 근무하면서 노동조합에 가입한 조합원 근로자와 가입하지 않은 비조합원 근로자를 구분하고, 노동조합이 없는 직장에 근무하는 근로자의 임금과 비교함으로써 노동조합이 비조합원에게 미치는 파급효과의 존재 여부를 분석하였다. 그 결과 우리나라 노동조합이 여성근로자들의 임금을 상승시킨다는 실증적 증거를 발견하지 못하였다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 이어지는 제Ⅱ장에서는 본 연구 주제와 관련성이 높은 선행연구를 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 실증분석에 활용한 자료에 대해 설명하였다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 토론하였으며, 마지막으로 제Ⅴ장에서 결론을 제시하였다.

II. 선행연구

가구 및 개인단위의 조사 자료를 사용하여 노동조합의 임금효과를 분석한 연구는 대부분 임금수준에 영향을 미치는 근로자의 인적 속성과 일자리 특성 및 근로자의 노동조합 가입 여부 혹은 근무지에 노동조합이 존재하는지 여부에 관한 더미변수를 포함하는 임금함수를 추정하였다. Freeman and Medoff(1984)와 Lewis(1986)를 포함한 많은 선행연구들이 이와 같은 방법으로 횡단면 자료를 이용한 단순회귀(OLS) 추정을 시도하였고, 그 결과 노동조합이 임금을 10~20%가량 상승시키는 유의한 영향을 미친다고 보고하였다. 그러나 이러한 OLS 추정은 근로자의 인적 특성과 일자리 특성 중 관측되는 변수만을 통제하기 때문에 만일 근로자의 관측되지 않는 특성이 노동조합이 존재하는 기업으로의 입직에 영향을 주거나 노동조합 가입 결정에 영향을 미친다면 내생성 문제가 발생한다. 그러므로 단순 OLS 회귀분석 결과는 편의(bias)가 포함되었을 가능성이 매우 크다.

이와 같은 내생성 문제를 해결하기 위하여 근로자의 관측되지 않는 특성이 시간에 따라 변하지 않는다고 가정하고 패널 자료를 활용한 고정효과 모형 추정을 시도해 볼 수 있다. 대표적인 선행연구로 Freeman(1984)을 들 수 있는데 그는 1970년대의 National Longitudinal Survey(NLS), Current Population Survey(CPS), Quality of Employment Panel Survey(QES), Panel Study of Income Dynamics(PSID) 자료를 사용하여 근로자의 노동조합 가입 여부의 변화에 따른 임금 차이를 분석하여 내생성을 통제한 이후에도 노동조합이 근로자의 임금을 10~20% 상승시킨 것으로 추정하였다. 이후 Hirsch and Schumacher(1998) 또한 고정효과 모형 추정으로 미국의 1989~1995년 CPS 자료를 사용하여 18.2%에 이르는 높은 수치의 노동조합 임금효과를 보고하였다. Freeman(1984)과 Hirsch and Schumacher(1998)의 고정효과 모형 추정결과는 이전의 OLS 추정결과와도 유사하게 나타나 노동조합이 실제로 근로자의 임금에 상당한 영향을 주고 있다는 주장을 지지하였다. 그런데 호주의 2001~2006년 Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA) 자료를 사용하여 노동조합 가입효과를 추정한 Cai and Waddoups(2011)는 이와 다른 결과를 보여주었다. 이들은 성별을 구별하여 노동조합의 임금효과를 분

석하였는데 남성근로자의 경우 5.2%, 여성근로자의 경우 2.0%의 임금상승 효과를 추정하여 비록 분석대상 국가의 차이가 있긴 하지만 이전의 1970년대와 1990년대 자료를 이용한 연구와 비교해 볼 때 2000년대 이후 노동조합의 임금상승 효과의 크기가 상당히 줄어들었음을 보여주는 연구결과를 발표하였다.

우리나라의 경우 OLS 모형을 적용하여 노동조합의 임금효과를 추정한 선행연구들은 3~8%의 임금효과를 보고하였다.⁶⁾ 국내 연구에서 고정효과 모형을 적용한 대표적인 연구로는 조동훈(2008)을 들 수 있다. 그는 1998~2006년 한국노동패널을 이용하여 OLS 모형과 고정효과 모형을 적용한 노동조합의 임금효과 추정을 시도하고 그 결과를 비교하였는데 주요 연구결과를 소개하면 다음과 같다. 첫째, 전체 근로자를 대상으로 노동조합의 임금효과를 추정한 결과, OLS 모형으로는 4.6%, 고정효과 모형으로는 2.1%의 임금상승 효과를 추정함으로써 임금에 영향을 미치는 관측되지 않는 근로자의 특성과 노동조합에 가입하는 근로자의 의사결정 사이에 양(+)의 상관관계가 있음을 주장하였다. 둘째, 남성근로자와 여성근로자를 구분하여 고정효과 모형을 추정한 결과, 남성근로자들은 노동조합의 임금효과가 통계적으로 유의하지 않게 추정된 반면 여성근로자들의 경우 5.7%의 유의한 결과를 얻어서 우리나라의 노동시장에서는 주로 여성근로자들이 노동조합의 혜택을 보고 있는 것으로 해석하였다. 또한, 최근 연구로 윤명수·김정우(2014)는 2006~2012년의 한국노동패널 자료를 사용하여 노동조합의 임금효과를 분석하였다. 이들은 노동조합이 임금에 미치는 효과의 크기가 근로자의 노동조합 선호 여부에 따라 달라질 수 있음을 고려하고자 노동조합을 선호하는 근로자 집단의 더미변수를 추정식에 추가하여 분석하였다. 추정결과 노동조합 가입 더미변수만을 포함한 추정식에서 그 변수의 추정계수는 0.028로 나타나지만, 노동조합을 선호하는 근로자 집단의 더미변수를 추가하면 노동조합 가입 더미변수의 추정계수와 노동조합 선호 집단 더미변수의 추정계수의 합이 0.038로 증가하여 이를 근로자의 노동조합에 대한 선호와 노동조합 가입 사이에 합리적 선택이 이루어지고 있음을 보여주는 결과라고 해석하였다. 그렇지만 두 번째 추정식에서 노동조합 가입 더미변수의 추정계수가 -0.020으로 나타나고 또한 통계적 유의성도 상실하여 과연 이러한 해석이 타당한 것인지 의문이다.

서론에서 언급한 것처럼 우리나라 여성근로자들의 노동조합 가입률은 남성근로자들과 달리 상승 추세를 보이고 있는데 이에 대한 원인으로 조동훈(2008)의 연구결과는 우리나라 노동조합의 임금효과가 주로 여성근로자들에게 나타나기 때문일 가능성을 시사

6) 김우영·최영섭(1996), 김장호(2008), 김유선(2009) 등을 참조.

한다. 그런데 조동훈(2008)은 여성근로자의 임금함수를 추정할 때 남성근로자의 경우와 마찬가지로 노동시장에 참여한 근로자들만을 추정식에 포함하였다. 우리나라처럼 여성들의 경제활동참가율이 낮은 국가에서는 여성들의 노동시장 참여에 따른 선택편의를 고려하지 않을 경우 임금함수 추정결과에 편이가 발생할 수 있다는 점이 널리 알려져 있다. 즉, 여성근로자들의 경우 노동조합의 임금효과에 대한 일치추정량을 구하기 위해서는 이들의 노동시장 참여결정에 의한 편의를 보정해줄 필요성이 발생한다. 이에 본 연구에서는 기존의 선행연구와 달리 여성근로자에 대한 노동조합의 임금효과를 추정할 때 표본 선택편의를 보정할 수 있도록 변수를 추가하여 분석함으로써 과연 노동시장 참여에 대한 선택편의를 고려한 이후에도 여성근로자들에게 노동조합의 긍정적인 임금효과가 나타나고 있는지 살펴봄으로써 선행연구와의 차별성을 도모하였다.⁷⁾

그리고 본 연구에서는 기존의 국내 선행연구에 포함된 또 하나의 한계점을 지적하고 이를 해결하기 위한 노력을 시도하였다. 노동조합의 임금효과 추정에 널리 사용되는 한국노동패널 자료에는 사업체 규모를 나타내는 변수인 종업원 수의 무응답 비율이 10%를 상회할 만큼 높은 편이다. 사업체 규모와 노동조합의 존재 유무의 상관관계가 크기 때문에 선행연구에서 사업체 규모를 통제하였음에도 불구하고 종업원 수 변수의 무응답으로 인한 표본 손실은 추정과정에서 고려하였는지 여부가 불분명하다. 무응답이 무작위로 발생하였다면 추정결과에 편이가 발생하지 않겠지만 만일 그렇지 않다면 추정결과가 달라질 수 있다. 이에 본 논문에서는 종업원 수 변수가 무응답인 경우 이의 추정값(imputation value)을 회귀식 추정에 포함하여 무응답으로 인한 편의 가능성을 점검하였다.

마지막으로 직장에 노동조합이 있는 경우 각각 노동조합에 가입한 근로자(조합원)들과 노동조합에 가입하지 않은 근로자(비조합원)들을 구분하고 직장에 노동조합이 없는 무노조 근로자와 비교 분석함으로써 비조합원의 무임승차 여부를 살펴본 것 또한 본 연구의 새로운 시도라고 볼 수 있다.

7) Cai and Waddoups(2011)도 여성근로자를 분석할 때 노동시장 참여에 따른 선택편의를 고려하지 않았는데 이들의 경우 Heckman 추정에서 남성과 여성 모두 inverse mill's ratio가 유의하게 나타나지 않았기 때문에 이를 고려하지 않았다고 설명하였다.

Ⅲ 분석자료 및 기초통계 분석

1. 분석자료

본 연구는 한국노동연구원에서 구축하여 제공하는 한국노동패널 자료를 이용하여 분석에 적용하였다. 한국노동패널은 우리나라 도시지역에 거주하는 5,000가구와 가구원을 대표하는 패널 표본 구성원(5,000가구에 거주하는 모든 가구원)을 매년 추적 조사하는 패널 데이터로서 1998년에 시작되어 현재 2014년의 17차 조사까지 완료되었다. 동 자료에는 가구 및 개인의 인적 속성, 경제활동상태, 소득활동과 소비, 고용상의 특성 등 여러 가지 정보를 담고 있어 본 분석을 하는 데 적합한 자료이다.

그런데 이후 조사 차수가 증가함에 따라 표본이탈과 표본가구의 노령화가 함께 진행됨에 따라 표본의 전국 대표성을 재확보하기 위하여 한국노동연구원은 2009년에 1,547가구를 한국노동패널 표본에 추가하였다. 본 연구에서는 표본의 전국 대표성을 확보하려는 의도와 더불어 최근의 노동조합 효과 분석에 집중하고자 2009~2014년 자료(12~17차)를 사용하였다.

노동조합의 임금효과 추정에는 전체 여성근로자 중 19세부터 50세까지의 근로자만을 포함하였다. 노동시장에 처음 진입하는 고등학교 졸업 시점부터 여성 임금근로자들의 평균 정년퇴임 연령인 50세⁸⁾를 연령기준으로 적용함으로써 핵심 경제활동 여성인구를 분석대상으로 정하였다. 또한, 노동조합 가입자격이 없는 관리자 직종과 사업체에 노동조합이 있는 근로자 중 노동조합 가입조건이 되지 않아서 가입하지 못하였다고 응답한 여성근로자들을 제외하였다.⁹⁾

그리고 본 연구에서는 여성근로자들과의 비교의 목적으로 동일한 분석을 남성근로자

8) 방하남 외. 「한국의 정년현황 실태와 정년연장을 위한 여건 조성 방안 연구」. 한국노동연구원, 2008: p.26에서 인용.

9) 노동조합 가입자격이 없는 근로자를 제외한 모든 근로자는 노동조합 가입자격을 갖는다. 노동조합 가입자격이 없는 근로자는 ‘사업의 근로자에 관한 사항에 대하여 사업주를 위하여 행동하는 자’, ‘항상 사용자의 이익을 대표하여 행동하는 자’를 의미한다. 여기에는 비서, 전용운전수, 경리, 회계전담직원 등이 포함된다.

들에게 시도해 보았다. 실증분석에는 여성근로자들과 마찬가지로 이유로 19세부터 남성 임금근로자들의 평균 정년퇴임 연령인 54세¹⁰⁾까지의 연령기준을 적용하였고 고용주의 입장을 대변하는 관리자 직종의 근로자는 제외하였다.

2. 기초통계 분석

한국노동패널 12~17차 자료를 모두 통합한 결과 총 2,716명의 여성근로자들이 분석에 포함되었으며 관측치 수는 8,497명에 달하였다. <표 1>에서는 추정에 포함된 여성근로자들에 대하여 12~17차 자료를 통합한 기초통계량을 보고하였다. 주요 변수들의 특성을 살펴보면 다음과 같다. 먼저 총 관측치 수를 기준으로 여성근로자 8,497명 중 노동조합이 있는 직장에 근무하는 근로자(이하 유노조 근로자)는 1,166명으로 13.72%를 차지하며, 이들 가운데 659명은 노동조합에 가입하였고, 507명은 노동조합에 가입하지 않은 것으로 나타났다. 본 연구의 분석에 포함된 여성근로자들의 노동조합 가입률은 7.76%¹¹⁾이고, 유노조 근로자 중 조합원 비율은 56.52%로 나타났다.

전체 여성근로자들의 경우 평균 시간당임금¹²⁾은 0.97만 원임에 비하여 유노조인 근로자의 경우 1.49만 원으로 나타났다. 직장에 노동조합이 있는 경우와 없는 경우를 비교하면 유노조 여성근로자의 평균 시간당임금이 무노조 여성근로자보다 0.6만 원 높았다. 유노조 근로자들만 놓고 비교할 경우 조합원은 1.46만 원, 비조합원은 1.53만 원으로 비조합원의 임금이 700원 정도 높았으나 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미한 차이는 아니다¹³⁾.

교육연수는 전체 여성근로자의 경우 13.51년, 유노조 근로자는 14.96년으로 고학력 여성근로자일수록 노동조합이 있는 직장에 취업하는 경향이 높은 것으로 나타났다. 그런데 유노조 여성근로자만을 대상으로 조합원과 비조합원의 학력수준을 비교해보면, 조합원이 14.59년, 비조합원이 15.43년으로 오히려 비조합원의 학력수준이 통계적으로 유의하게 높아서 학력과 노동조합 가입률 사이의 음(-)의 상관관계를 관찰할 수 있다.

10) 노동시장에 진입하는 연령을 일반적인 고등학교 졸업시점인 19세부터 남성 임금근로자들의 평균 정년퇴임 연령인 54세(방하남 외, 2008)를 기준으로 분석하였다.

11) 나인강(2008)은 2004년 여성근로자의 노동조합 가입률이 5.2%라고 보고하였다. 본 연구에 포함된 여성근로자들의 노동조합 가입률은 이보다 2.5%p 높은 수준이다.

12) 시간당임금은 한국은행통계시스템의 2010년 물가를 각 연도마다 적용한 실질임금을 의미한다.

13) P-value=0.0581.

정규직 비율과 근속연수를 살펴보면, 전체 여성근로자의 정규직 비율은 63.6%에 머물지만 유노조 근로자의 경우 92.9%에 이르고, 근속연수 또한 전체 여성근로자가 4.46년, 유노조 근로자는 9.46년으로 노동조합이 있는 기업에 근무하는 여성일수록 직장의 안정성이 높을 것이라는 일반적인 예측과 부합하였다.¹⁴⁾ 그렇지만 여성근로자의 평균 근속연수는 노동조합 존재 여부에 관계없이 남성근로자에 비해 약 2.3년 짧아서 여성의 결혼, 육아 등 여러 이유로 경력단절이 이루어지고 있는 현실을 반영하여 보여주고 있다.

한편 기업의 사업체 규모와 노동조합의 존재 유무 사이에 양(+)의 상관관계가 관찰되기 때문에 노동조합의 임금효과를 식별하기 위해서는 이를 통제해야 한다. 그런데 제Ⅱ장에서 설명한 것처럼 한국노동패널 자료에는 종업원 수에 무응답의 비율이 높은 편이다.¹⁵⁾ 본 연구에서는 표본 손실이 가져올 수 있는 편이 여부를 검정하기 위하여 무응답인 경우에 종업원 수를 응답한 표본의 연령, 학력, 업종을 이용하여 추정된 값으로 대체하여 분석에 사용하였다.¹⁶⁾ <표 1>에서는 보정한 값을 적용하지 않은 경우(종업원 수 A)와 적용한 경우(종업원 수 B)의 종업원 수의 기초통계를 모두 제시하였는데 무응답 보정 여부와 상관없이 유노조 사업체일수록 사업체규모가 큰 것을 알 수 있다.

마지막으로 전체 여성근로자들의 업종별 근로 현황을 살펴보면 제조업, 도소매업, 공공서비스, 사업서비스 업종의 비율이 높고, 생산직 근로자들이 많이 근무하는 제조업과 고학력 여성들이 선호하는 직종을 포함하는 금융보험임대업 및 공공서비스업종의 사업체에 노동조합조직률이 높은 것을 확인할 수 있다.

<표 2>에서는 동일한 자료에 속해 있는 남성근로자들을 대상으로 <표 1>을 작성하여 보았다. 12~17차 자료를 통합한 총 관측치 수를 기준으로 변수들의 특성을 간략하게 살펴보면 다음과 같다. 남성근로자 14,124명 중 유노조 근로자는 2,616명으로 18.52%를 차지하며, 유노조 근로자 중 1,905명은 노동조합에 가입하였고, 708명은 노동조합에 가입하지 않았다. 평균 시간당임금은 여성근로자들과 마찬가지로 유노조 근로자들의 임금이 유의하게 높았고, 유노조인 경우 조합원과 비조합원 사이에 임금의 차

14) 조동훈(2008)과 조동훈·조준모(2007)는 노동조합 가입 여부에 따라 근속연수를 비교하고, 노동조합에 가입한 근로자의 평균 근속연수가 긴 것이 노동조합이 직장안정성에 간접적으로 기여하고 있는 것이라고 설명하였다. 그러나 이는 능력이 뛰어난 근로자들이 노동조합이 있는 대기업에 취업한 결과가 반영된 것일 수도 있다.

15) 종업원 수를 묻는 질문에 응답을 하지 않은 비율이 전체 남성근로자의 경우 13.62%이며, 여성근로자의 경우 15.52%에 달한다.

16) 여성근로자들에서 이렇게 추정된 결과 값이 0 이하인 경우가 41개 발생하였는데 이러한 경우가 가장 작은 범주의 중간값인 2.5를 적용하였다.

이는 없었다. 교육연수와 종업원 수 변수의 분포 또한 남녀 근로자들 사이에 뚜렷한 차이를 발견할 수 없었다. 다만 전체 남성근로자의 평균 교육연수는 여성근로자에 비해 길지만 유노조의 경우에는 여성근로자의 평균 교육연수가 남성근로자보다 긴 것으로 나타나 유노조 사업체 취업에 학력이 미치는 영향은 남성보다 여성에게 더 크게 나타나고 있음을 미루어 짐작할 수 있다.

〈표 45〉 여성근로자들의 기초통계량

	전체 근로자		유노조 근로자		조합원		비조합원	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
근로자 특성								
시간당임금(만원)	0.97	0.59	1.49	0.60	1.47	0.55	1.53	0.66
연령	36.66	8.09	35.61	6.83	35.10	6.69	36.27	6.96
교육연수	13.51	2.37	14.96	2.08	14.59	1.90	15.43	2.22
기혼(%)	63.3	-	71.9	-	71.6	-	72.2	-
정규직(%)	63.6	-	92.9	-	93.9	-	91.5	-
근속연수	4.46	5.12	9.46	6.99	9.77	6.70	9.05	7.34
근무지 특성								
종업원수 A1)	390	1,079	1,599	2,521	1,805	2,974	1,236	1,328
종업원수 B2)	389	996	1,081	2,000	1,307	2,484	788	1,015
업종(%)								
광업건설업	1.6	-	0.3	-	0.0	-	0.8	-
제조업	15.5	-	11.6	-	14.3	-	8.1	-
전기운수통신	1.9	-	3.5	-	4.6	-	2.2	-
도소매	14.4	-	5.9	-	4.9	-	7.3	-
숙박음식점	8.3	-	0.5	-	0.3	-	0.8	-
금융보험임대	6.3	-	12.5	-	16.7	-	7.1	-
공공서비스	36.0	-	55.7	-	44.9	-	69.8	-
사업서비스	11.1	-	9.3	-	13.4	-	3.9	-
기타서비스	4.8	-	0.6	-	1.1	-	0.0	-
근로자수(n)	2,716	-	457	-	274	-	261	-
관측치수(N)	8,497	-	1,166	-	659	-	507	-

주: 1) 무응답인 경우 결측치를 보정하지 않은 종업원 수.

2) 무응답인 경우 추정값을 적용하여 결측치를 보정한 종업원 수.

자료: 한국노동패널 12~17차.

〈표 46〉 남성근로자들의 기초통계량

	전체 근로자		유노조 근로자		조합원		비조합원	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
근로자 특성								
시간당임금(만원)	1.43	0.85	1.95	0.94	1.95	0.93	1.96	0.98
연령	38.80	8.09	40.63	7.51	40.88	7.41	39.94	7.72
교육연수	13.77	2.53	14.41	2.36	14.05	2.22	15.37	2.44
기혼(%)	69.3	-	83.3	-	83.9	-	81.8	-
정규직(%)	77.5	-	96.3	-	96.4	-	96.0	-
근속연수	6.79	6.72	11.69	8.03	12.11	7.94	10.55	8.18
근무지 특성								
종업원수 A1)	578	1,869	1,804	3,691	1,834	3,148	1,708	5,025
종업원수 B2)	561	1,741	1,588	3,376	1,654	2,940	1,411	4,340
업종(%)								
광업건설업	13.2	-	3.4	-	3.3	-	3.5	-
제조업	29.9	-	38.3	-	41.9	-	28.7	-
전기운수통신	6.7	-	15.0	-	18.2	-	6.6	-
도소매	11.5	-	4.7	-	04.3	-	5.6	-
숙박음식점	3.0	-	0.8	-	0.9	-	0.6	-
금융보험입대	5.2	-	7.4	-	8.6	-	4.0	-
공공서비스	12.8	-	18.5	-	11.7	-	36.7	-
사업서비스	13.9	-	10.3	-	9.2	-	13.3	-
기타서비스	3.8	-	1.6	-	1.9	-	1.0	-
근로자수(n)	3,836	-	947	-	701	-	411	-
관측치수(N)	14,124	-	2,616	-	1,905	-	708	-

주: 1) 무응답인 경우 결측치를 보정하지 않은 종업원 수.

2) 무응답인 경우 추정값을 적용하여 결측치를 보정한 종업원 수.

자료: 한국노동패널 12~17차.

IV. 실증분석

노동조합이 전체 여성근로자들의 임금에 미친 영향에 대한 일치추정량을 구하기 위해서 여성들의 경제활동참가에 의한 선택편의 여부를 점검해야 한다. 이를 위해 먼저 한국노동패널 12~17차 자료를 이용하여 조사 차수별로 19~50세인 여성들을 대상으로 노동시장참여 결정요인에 대한 Probit 추정을 하였다¹⁷⁾. Probit 추정식에는 선행연구에서 주로 사용된 결혼 여부, 연령, 교육연수, 자신의 소득을 제외한 가구소득의 로그값, 그리고 미성년 막내자녀의 연령을 고려하였다.¹⁸⁾ 추정결과는 대체로 여성의 노동시장 참여 결정요인을 분석한 기존의 국내 선행연구 결과와 일치하는 모습을 확인하였다¹⁹⁾.

본 연구의 실증분석에 적용된 임금함수 추정식은 아래 식 (1)과 같다. 식 (1)에서 U_{it} 는 유노조 직장에서 근무하고 노동조합에 가입한 여성근로자들에게 1값을 주는 더미변수이며, N_{it} 는 유노조 직장에 근무하지만 노동조합에 가입하지 않은 여성근로자에게 1값을 주는 더미변수이다. 즉, 노동조합이 없는 직장에서 근무하는 근로자들과 비교하여 노동조합원과 비조합원의 임금이 각각 얼마나 높은지 추정하는 것이 실증분석의 주요 목적이다. λ_{it} 는 <표 3>은 Probit 추정결과로부터 추정된 inverse mill's ratio를 의미한다. λ_{it} 의 추정계수(α)가 통계적으로 유의하게 추정된다면 노동시장에 참여한 여성근로자만을 대상으로 임금함수를 추정하는 경우 표본선택으로 인한 편의가 있음을 사후적으로 검증할 수 있다. X_{it} 는 임금함수 추정식에 포함된 통제변수들을 의미한다.

17) 현재 교육기관(고등학교 및 대학교를 포함)에 재학 중이거나 휴학 중인 여성은 제외하였고, 또한 본 연구가 임금근로자들을 대상으로 한 분석이므로 자영업자 및 무급가족종사자에 해당하는 비임금근로자들은 probit 추정식에 포함하지 않았다. 또한, 실업상태에 있는 여성들의 경우 임금률을 관찰할 수 없었기 때문에 노동시장에 참여하지 않은 것으로 간주하고 분석하였다.

18) Probit 추정을 통한 inverse mill's ratio를 사용하는 경우 여성의 경제활동에 영향을 주면서 임금에는 영향을 미치지 않은 적절한 변수를 이용하여 분석하는 것이 중요하다. 본 연구에서는 그에 해당하는 변수로 미성년 막내자녀의 연령을 1~6세, 7~13세, 14~19세로 구분하여 생성한 더미변수를 사용하였다.

19) 부록의 <부표 3>에 12차~17차 자료를 이용하여 조사 차수별로 추정한 Probit 추정결과를 제시하였다.

연령, 연령의 제곱, 교육연수, 근속연수와 같이 근로자의 인적자본을 대표하는 변수들을 포함하였으며, 이에 더하여 노동조합조직률과 관련성이 높은 사업체 규모와 업종을 통제하기 위하여 종업원 수 변수와 업종 더미변수를 추가하였다. 또한 노동조합 가입 여부와 관련성이 높을 것으로 예상되는 정규직 여부 더미변수와 직종 더미변수도 통제하였다.²⁰⁾ 마지막으로 θ_t 와 μ_i 는 각각 시간 고정효과와 근로자의 관측되지 않는 고정효과를, ϵ_{it} 는 오차항을 의미한다.

$$\ln w_{it} = \beta_1 U_{it} + \beta_2 N_{it} + \alpha \lambda_{it} + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\gamma} + \theta_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

<표 3>은 OLS와 고정효과 모형을 모두 적용하여 위의 식 (1)을 추정한 결과를 보여준다. 각 분석에는 현 직장의 종업원 수에 대한 질문에 응답하지 않은 근로자들을 제외하고 추정한 결과와 무응답한 경우 이에 대한 보정값을 적용하여 추정한 결과를 함께 제시하여 비교할 수 있도록 하였다. 종업원 수 무응답을 보정한 경우를 살펴보면 OLS 모형에서는 조합원의 경우 무노조근로자에 비해 시간당임금이 16.3% 높고, 비조합원의 경우 무노조근로자에 비해 18.03% 높은 것으로 나타났다. 비조합원의 임금이 조합원보다 약간 더 높은 것으로 나타났지만 유의미한 차이는 아니다. 그런데 관측되지 않은 근로자의 속성을 통제한 고정효과 모형의 경우에는 두 변수 모두 추정계수의 크기가 현저히 줄어들었고 통계적 유의성도 사라졌다.²¹⁾

이 결과를 조동훈(2008)과 비교하면 다음과 같은 추론이 가능할 것으로 보인다. 조동훈(2008)에서는 OLS 모형의 경우 노동조합의 임금효과가 8.1%, 고정효과 모형의 경우 5.7%로 추정하였다. 본 연구의 임금함수 추정식에 포함된 변수들은 여성들의 노동시장 선택편의를 고려하기 위해 λ_{it} 를 추가한 것을 제외하면 조동훈(2008)과 동일하다. 따라서 조동훈(2008)과의 차이의 일부는 선택편의로 설명할 수 있을 것이다. 그런데 고정효

20) 한국노동패널에서는 근로자의 직종을 관리자, 전문가 및 관련종사자, 사무종사자, 서비스종사자, 판매종사자, 농림어업 숙련종사자, 기능원 및 관련 기능종사자, 장치 기계 조직 및 조립종사자, 단순노무종사자로 구분하여 조사한다. 본 연구의 분석에서 제외된 관리직을 제외하고 한국노동패널에서 분류한 대로 직종 더미변수를 구축하여 통제하였다.

21) 참고로 확률효과 모형에서는 조합원의 경우 무노조근로자에 비해 시간당임금이 8.4% 높고, 비조합원의 경우 무노조근로자에 비해 7.2% 높은 것으로 나타나지만, 하우스만 검정(Hausman test) 결과 1% 유의수준에서 유의하게 고정효과 모형을 지지하여서 본 연구에서는 패널추정 모형으로 고정효과 모형을 선택하였다.

과 모형 추정에서 λ_{it} 의 추정계수가 유의한 음의 값을 가진 것은 노동시장에서 성과가 높을 것으로 예상되는 여성들의 노동시장 참여확률이 낮았음을 의미한다.²²⁾ 이 경우 선택편의를 고려하지 않았다면 노동조합의 추정계수에 오히려 하향편의가 발생할 수 있다.²³⁾ 만일 그렇다면 조동훈(2008)과 본 연구의 추정결과와의 차이는 더욱 커지게 된다.

또 다른 중요한 원인으로 분석기간의 차이를 생각할 수 있다. 조동훈(2008)의 경우 1998~2006년의 자료를 이용하여 추정하였다. 본 연구의 분석대상 기간이 2009~2014년 임을 고려하면 2000년대 이후부터 우리나라 노동조합이 여성근로자들의 임금에 미친 효과가 줄어들었다고 볼 수 있다. 즉, 우리나라 여성들의 사회 진출이 늘어나면서 능력이 뛰어난 여성근로자들이 노동조합이 설립된 기업에 취업하는 경향이 증가하였고, 그 결과 무노조 기업에서 근무하는 여성근로자들과의 임금 차이가 더욱 크게 벌어진 것으로 이해할 수 있다. 다시 말하면 무노조 여성근로자가 노동조합이 있는 사업체로 이직을 한 경우에도 다른 조건이 일정하다면 임금상승 효과를 누리지 못한다는 것을 의미한다. 이와 같은 해석이 옳다고 하면 서론에서 제기한 우리나라 여성근로자들의 노동조합 가입률 증가와 남성근로자들보다 높은 임금상승률의 관계는 능력 있는 여성들의 노동시장 참여의 확대에 의한 결과라고 설명할 수 있다. 즉, 여성근로자들의 노동조합 가입률 증가가 이들의 임금상승을 견인하는 작용을 한 것이 아니라 생산성이 높은 여성들이 상대적으로 근로조건이 좋은 편인 노동조합이 설립된 기업으로 취업한 결과가 반영된 것으로 이해될 수 있다.

그런데 고정효과 모형 또한 노동조합의 임금효과 추정에 있어서 내생성 문제를 완전히 해결해주지 못한다는 점을 유의할 필요가 있다. 먼저 고정효과 모형에서 조합원 더미변수와 비조합원 더미변수는 분석기간 동안 그 지위에 변화가 발생했던 표본으로부터 식별이 이루어졌다. 만일 지위의 변화가 매우 소수에 의해서만 이루어졌다고 하면 전체 표본을 대표하지 못할 가능성이 있다. 본 연구의 실증분석의 경우 조합원 지위와 비조합원 지위의 변화를 보인 표본의 비율이 각각 4.23%와 5.5%로 나타났는데 전체 8,000여 개의 표본에서 이 정도 수치의 비율이라면 표본오차를 심각하게 걱정할 정도

22) λ_{it} 의 추정계수는 노동시장 참여 결정식의 오차항과 임금함수 추정식의 오차항과의 상관계수에 의해 결정된다. 그러므로 추정계수의 부호가 음(-)이라는 것은 능력이 뛰어난 사람일수록 노동시장에 참여하지 않았음을 뜻한다.

23) λ_{it} 을 제외하고 고정효과 모형을 추정한 결과 조합원 변수와 비조합원 변수의 추정계수가 0.0006, 0.005로 추정되었다.

는 아니라고 판단된다. 다만 우리나라 전체 근로자들의 조합원·비조합원 지위의 변화정도를 보여주는 통계가 없기 때문에 표본의 대표성을 논의할 수 없는 한계가 있다. 다음으로 고정효과 모형은 시간불변인 근로자의 특성을 통제하는 모형이기 때문에 만일 조합원·비조합원 지위에 변화가 생긴 이유가 근로자의 생산성에 변화 때문이라고 한다면 이로 인하여 발생하는 내생성은 통제할 수 없다. 예를 들어, 무노조 중소기업에 종사하던 근로자의 생산성이 향상되어 유노조 대기업으로 이직하여 노동조합에 가입하였을 경우 조합원 변수의 추정계수에 상향편의가 발생한다. 만일 그렇다면 <표 3>의 고정효과 모형 추정결과는 노동조합이 임금에 미치는 효과의 상한(upper bound)으로 이해할 수 있다. 즉, 진정한 효과의 크기는 오히려 추정된 값보다 작을 수 있다는 의미이므로 이와 같은 내생성은 저자들의 해석을 더욱 뒷받침하게 된다.²⁴⁾

한편, OLS 모형 추정결과를 보았을 때 조합원과 비조합원의 임금에 유의한 차이가 없고, 고정효과 모형 추정결과에서 조합원과 비조합원 모두 노동조합의 임금효과를 발견할 수 없었던 점을 고려한다면 비조합원의 무임승차는 없다고 해석하는 것이 타당한 것으로 보인다. 단, 이렇게 해석하기 위해서는 노동조합 가입에 대한 근로자의 선호가 시간에 따라 변하지 않는다는 가정이 필요하다. 만일 노동조합에 대한 근로자의 선호가 쉽게 변하는 경향이 있다면 식 (1)의 오차항과 조합원 및 비조합원 변수 사이에 내생성이 발생하기 때문에 각 변수의 일치추정량을 구할 수 없기 때문이다.

마지막으로 종업원 수 무응답으로 인한 선택편의를 고려한 추정결과를 비교해보면 무응답을 제외하였을 때 어느 정도 선택편의의 가능성이 있음을 확인하였다. OLS 모형과 고정효과 모형 추정 모두에서 무응답을 제외한 경우 조합원과 비조합원의 추정계수 모두 무응답을 보정하여 포함한 경우보다 높았다. 만일 상대적으로 생산성이 낮은 근로자들일수록 종업원 수 질문에 응답하지 않는 확률이 높았다면 이러한 결과가 나타날 수 있다. 다만 본 연구에서 적용한 보정방법의 정확성을 담보할 수 없기 때문에 이 결과는 무응답 근로자 제외로 인한 선택편의 가능성에 대한 합리적 의심을 제기하는 것으로 이해하는 것이 타당한 해석이다.

24) 임금을 노동조합 가입 사이에서 발생하는 내생성을 온전하게 제거하기 위해서는 오로지 노동조합 가입에만 영향을 미치고 임금에는 영향을 미치지 않는 도구변수를 적용해야 한다. 그런데 이러한 적절한 도구변수를 찾는 것이 현실적으로 매우 어렵다는 한계가 있다.

〈표 47〉 노동조합이 여성근로자의 임금에 미친 영향 추정

	OLS		고정효과	
	(1)	(2)	(3)	(4)
조합원	0.1843*** (0.0319)	0.1621*** (0.0249)	0.0142 (0.0308)	0.0008 (0.0221)
비조합원	0.2209*** (0.0310)	0.1794*** (0.0235)	0.0417 (0.0259)	0.0057 (0.0197)
연령	0.0308*** (0.0075)	0.0314*** (0.0072)	0.1071*** (0.0163)	0.0975*** (0.0151)
연령제곱	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0002)	-0.0004*** (0.0001)
교육연수	0.0558*** (0.0046)	0.0588*** (0.0043)	0.0239 (0.0300)	0.0330 (0.0279)
기혼	-0.0226 (0.0289)	-0.0242 (0.0275)	0.0457 (0.0322)	0.0366 (0.0292)
정규직	0.1015*** (0.0156)	0.1029*** (0.0154)	0.0462** (0.0194)	0.0480*** (0.0184)
근속연수	0.0218*** (0.0019)	0.0233*** (0.0016)	0.0091*** (0.0033)	0.0078** (0.0032)
Inverse Mill's ratio ($\hat{\lambda}$)	0.07 (0.0536)	0.0527 (0.0499)	-0.1248** (0.0540)	-0.1149** (0.0495)
종업원수 A(100명)	0.0041** (0.0018)		0.0006 (0.0007)	
종업원수 B(100명)		0.0043** (0.0019)		0.0007 (0.0007)
근로자수	2,499	2,716	2,499	2,716
관측치수	7,178	8,497	7,178	8,497
R^2	0.5036	0.5264		
rho			0.9223	0.914

주: 1) ()는 pid로 cluster한 robust standard error임.

2) 직종, 업종, 지역, 연도 더미는 모든 추정모델에 포함하여 분석하였으나 보고는 생략하였음.

3) 모델 (1)과 모델 (3)은 종업원 수가 무응답인 경우 이를 제외하고 추정한 결과이고, 모델 (2)와 모델 (4)는 종업원수의 추정값을 적용하여 추정한 결과임.

4) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ * $p < 0.1$.

다음으로 여성근로자들과의 비교를 목적으로 남성근로자들 대상으로 동일한 실증분석을 시행해 보았다. 남성근로자들의 경우에는 경제활동참가에 따른 선택편의 문제가 없다고 가정하고 분석하였다. 남성근로자들의 추정결과 또한 여성근로자들의 추정결과와 질적으로 유사한 양상을 보였다. OLS 모형에서는 조합원과 비조합원 모두 무노조 근로자들보다 10% 이상 임금이 높은 것으로 추정되었지만 고정효과 모형의 추정에서는 이러한 임금효과가 사라졌다. 여성근로자들과 남성근로자들의 추정결과를 종합하면 우리나라의 노동조합이 근로자들의 임금을 상승시키는 유효한 역할을 수행하였다고 보기는 어려워 보인다. 그렇지만 노동조합의 역할이 근로자들의 임금상승 달성에만 있는 것은 아니기 때문에 이는 우리나라 노동시장의 유연화 현상에 대응하면서 노동조합이 상대적으로 근로조건 개선에 더욱 치중한 결과일 수도 있다. 즉, 우리나라 노동조합의 역할 및 기능의 변화에 대해서는 보다 광범위한 연구가 필요한 하나의 커다란 연구 주제가 되어야 할 것이다.

한편, <표 4>의 OLS 모형 추정계수는 조동훈(2008)과 비교하여 3배 이상 높게 나타났다. 여성근로자들과 마찬가지로 분석기간의 차이가 중요한 원인이 될 수 있을 것으로 여겨진다. 보다 정확한 이유를 알아보기 위해서는 노사관계를 포함하여 2000년대 이후 우리나라 노동시장 전반에 걸쳐 발생한 구조적 변화에 대한 이해가 이루어져야 할 것이다. 그리고 남성근로자들을 대상으로 한 실증분석에서도 종업원 수의 무응답으로 인한 표본 선택편의가 있는 것으로 여겨진다. OLS 모형과 고정효과 모형 모두에서 무응답을 제외한 경우와 포함한 경우 추정계수 크기의 차이가 발견되기 때문이다. 이러한 결과들은 앞으로 한국노동패널 자료를 이용하여 노동조합 관련 연구를 하게 될 경우 종업원 수 변수에 대한 무응답을 적절하게 고려할 필요가 있음을 시사한다.

〈표 48〉 노동조합이 남성근로자의 임금에 미친 영향 추정

	OLS		고정효과	
	(1)	(2)	(3)	(4)
조합원	0.1495*** (0.0194)	0.1264*** (0.0177)	0.0099 (0.0134)	-0.001 (0.0118)
비조합원	0.1163*** (0.0221)	0.0927*** (0.0193)	0.0087 (0.0159)	0.0055 (0.0147)
연령	0.0601*** (0.0062)	0.0570*** (0.0058)	0.1602*** (0.0122)	0.1573*** (0.0113)
연령제곱	-0.0007*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)	-0.0009*** (0.0001)	-0.0009*** (0.0001)
교육연수	0.0469*** (0.0032)	0.0440*** (0.0030)	0.0151 (0.0143)	0.0096 (0.0122)
기혼	0.1413*** (0.0141)	0.1476*** (0.0134)	0.0187 (0.0191)	0.01 (0.0173)
정규직	0.1449*** (0.0156)	0.1641*** (0.0151)	0.0899*** (0.0198)	0.0945*** (0.0192)
근속연수	0.0201*** (0.0012)	0.0193*** (0.0011)	0.0018 (0.0022)	0.0018 (0.0020)
종업원수 A(100명)	0.0029*** (0.0007)		0.0007*** (0.0002)	
종업원수 B(100명)		0.0031*** (0.0008)		0.0008*** (0.0002)
근로자수	3,533	3,836	3,533	3,836
관측치수	12,200	14,124	12,200	14,124
R^2	0.5064	0.5026		
rho			0.9235	0.9192

주: 1) ()는 pid로 cluster한 robust standard error임.

2) 직종, 업종, 지역, 연도 더미는 모든 추정모델에 포함하여 분석하였으나 보고는 생략하였음.

3) 모델 (1)과 모델 (3)은 종업원 수가 무응답인 경우 이를 제외하고 추정한 결과이고, 모델 (2)와 모델 (4)는 종업원수의 추정값을 적용하여 추정한 결과임.

4) *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$ * $p < 0.1$.

본 연구의 실증분석 결과들을 다시 한 번 요약하여 설명하면, 2000년대 후반 이후 우리나라에서 노동조합이 있는 사업체에 근로하는 근로자들이 그렇지 않은 근로자들에 비하여 임금이 높은 것은 노동조합의 효과라기보다 개인의 능력 차이에 기인한 결과라고 볼 수 있다. 즉, 능력이 높은 사람들이 유노조 사업체에 취업하는 것을 선호해서 발생한 결과로 해석된다. 특히 여성근로자들의 경우 OLS 모형과 고정효과 모형 추정결과의 차이가 남성근로자들보다 크게 나타났는데 이는 여성근로자들의 경우 능력이 높은 사람일수록 유노조 사업체를 선호하는 현상이 남성근로자들보다 더 크다는 것을 의미한다.

또한, 본 연구의 추정결과는 고정효과 모형 분석에서 남성근로자의 노동조합의 임금 효과는 없었지만 여성근로자의 경우에는 유의하게 양(+)의 값을 보였던 조동훈(2008)과 달랐는데 이를 있는 그대로 해석하면 2000년대 초에는 노동조합의 활동이 여성근로자들의 임금 향상에 기여한 면이 있었으나 2000년대 후반 이후에는 그러한 역할을 하지 못했다고 볼 수 있다.

V. 결 론

본 연구는 한국노동패널 2009~2014년(12~17차) 자료를 사용하여 노동조합이 우리나라 여성근로자들과 남성근로자들의 임금에 미치는 영향을 실증분석하였다. 이전의 선행연구와 달리 여성근로자들의 임금함수 추정과정에서 경제활동참가에 의한 선택편의를 명시적으로 고려하였고, 사업체 규모를 나타내는 종업원 수에 무응답의 비율이 높은 것을 고려하여 무응답인 경우 그 값을 보정하여 분석하였으며, 직장에 노동조합이 있으며 그 노동조합에 가입한 근로자(조합원)와 가입하지 않은 근로자(비조합원)를 직장에 노동조합이 없는 근로자(무노조)와 각각 비교하여 분석함으로써 비조합원의 무임승차가 있는지 여부를 검증하고자 시도하였다.

실증분석 결과, 여성근로자들과 남성근로자들 모두 유노조 기업 취업 및 노동조합 가입 여부와 임금 사이에서 발생하는 내생성을 통제한 고정효과 모형 추정에서 조합원 더미변수 및 비조합원 더미변수 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이로부터 내생성을 고려하지 않은 OLS 모형 추정에서 나타난 노동조합의 임금효과는 능

력이 높은 사람들이 유노조 사업체에 취업하는 것을 더 선호한 결과이고 노동조합의 임금상승 효과를 발견하지 못하였기에 비조합원의 무임승차 효과는 없다고 보는 것이 타당하다는 결론을 도출하였다. 이로부터 서론에서 제기한 2000년대 이후 우리나라 여성근로자들의 노동조합 가입률이 증가하고 남성근로자들보다 높은 임금상승률을 경험한 이유가 노동조합의 임금상승 효과가 작용한 것이 아니라 우리나라 여성들의 사회진출이 늘어나면서 능력 있는 여성들의 선호가 반영된 결과임을 확인할 수 있었다. 한편, 한국노동패널 자료에서 종업원 수 변수에 응답하지 않은 표본을 추정에서 제외할 경우 표본 선택편의가 의심될 여지가 있으니 향후 동 자료를 이용한 연구에서 주의할 필요성이 있음을 제기하였다.

우리나라 노동시장의 유연성이 점차 증가하는 추세에서 앞으로 노동조합의 위상과 역할도 과거와는 달라질 것이 예상된다. 앞으로는 경영진과의 임금협상뿐만 아니라 고용의 안정성을 포함한 근로조건 개선을 위한 노력의 필요성이 더욱 증가할 것이다. 새롭게 변해가는 한국 노동시장의 상황을 고려하는 노동조합 관련 다양한 연구의 필요성을 제기하며 글을 맺고자 한다.

참고문헌

- 김우영·최영섭. 「노동조합의 임금효과는 한국에서 존재하는가?」. 『노동경제논집』 19권 1호 (1996. 7): 29-52.
- 김유선. 「한국 노동시장의 임금결정요인」. 『산업관계연구』 19권 2호 (2009. 6): 1-25.
- 김장호. 「노동조합 임금효과의 변화: 1988~2007」. 『노동경제논집』 31권 3호 (2008. 8): 75-105.
- 나인강. 「여성 근로자의 낮은 노동조합조직률에 관한 연구」. 『인적자원관리연구』 15권 2호 (2008. 6): 121-142.
- 박종희·강선희·송용한. 「2013년 전국노동조합 조직현황 보고서」. pp.32. 서울 : 고용노동부, 2014.
- 방하남·조준모·이승길·박수경·김명중. 「한국의 정년현황 실태와 정년연장을 위한 여건 조성 방안 연구」. pp. 26. 서울: 한국노동연구원, 2008.

- 윤명수·김정우. 「노조선호를 고려한 노조임금효과 패널분석」. 『산업노동연구』 20권 3호 (2014. 11): 167-196.
- 조동훈. 「패널자료를 이용한 노동조합의 임금효과 분석」. 『노동경제논집』 31권 2호 (2008. 8): 103-128.
- 조동훈·조준모. 「노동조합이 고용안정에 미치는 효과에 관한 연구」. 『노동경제논집』 30권 3호 (2007. 12): 43-75.
- Cai, Lixin., and Waddoups, C. Jeffrey. "Union Wage Effects in Australia: Evidence from panel data." *British Journal of Industrial Relation*, 49 (s2) (July 2011): s279-s305.
- Freeman, Richard B. "Longitudinal Analyses of the Effects of Trade Unions." *Journal of Labor Economics* 2 (1) (January 1984): 1-26
- Freeman, Richard B., and Medoff, James L. *What do Unions do?* New York: Basic Books, 1984.
- Hirsch, Barry T., and Schumacher, Edward J. "Unions, Wages, and Skills." *Journal of Human Resources* 33 (1) (Winter, 1998): 201-219.
- Lewis, H. Gregg. *Union Relative Wage Effects: A Survey*. Chicago: University of Chicago Press, 1986.

[부 록]

〈부표 1〉 성별에 따른 노동조합 가입률 추이

(단위: 천명, %)

연도	취업자 수(A)		조합원 수(B)		노동조합 가입률(B/A)	
	남자	여자	남자	여자	남자	여자
1999	11,954	8,337	1,173.2	307.4	9.8	3.7
2000	12,387	8,769	1,221.1	305.9	9.9	3.5
2001	12,581	8,991	1,263.3	305.4	10.0	3.4
2002	12,944	9,225	1,306.2	299.8	10.1	3.2
2003	13,031	9,108	1,223.3	326.6	9.4	3.6
2004	13,193	9,364	1,212.0	324.9	9.2	3.5
2005	13,330	9,526	1,182.5	323.6	8.9	3.4
2006	13,444	9,706	1,215.3	343.9	9.0	3.5
2007	13,607	9,826	1,317.5	370.3	9.7	3.8
2008	13,703	9,874	1,290.7	375.1	9.4	3.8
2009	13,734	9,772	1,286.0	354.4	9.4	3.6
2010	13,915	9,914	1,285.3	360.6	9.2	3.6
2011	14,153	10,091	1,328.1	391.9	9.4	3.9
2012	14,387	10,294	1,358.7	422.6	9.4	4.1
2013	14,573	10,494	1,404.8	442.8	9.6	4.2

자료: 1) 고용노동부(2014), 「2013년 전국노동조합 조직현황」. p.32.

2) 통계청, 「경제활동인구조사」(2016년 8월 기준).

〈부표 2〉 성별에 따른 시간당임금 상승률 추이

(단위: 원, %)

연도	시간당임금		시간당임금 상승률	
	남자	여자	남자	여자
1999	8,891.6	5,884.5	2.78	3.70
2000	9,536.8	6,510.8	7.26	10.64
2001	9,856.7	6,729.4	3.36	3.36
2002	10,744.2	7,263.9	9.00	7.94
2003	11,168.7	7,639.7	3.95	5.17
2004	11,012.0	7,539.9	-1.40	-1.31
2005	11,982.7	8,319.4	8.81	10.34
2006	12,749.3	8,814.1	6.40	5.95
2007	13,589.2	9,406.5	6.59	6.72
2008	13,955.9	9,741.4	2.70	3.56
2009	13,293.0	9,190.7	-4.75	-5.65
2010	13,531.2	9,479.5	1.79	3.14
2011	13,721.8	9,815.4	1.41	3.54
2012	14,575.1	10,486.4	6.22	6.84
2013	15,433.6	11,119.5	5.89	6.04
평균			4.00	4.67

주: 시간당임금은 한국은행 소비자물가지수(2010년 = 100)를 적용하여 실질임금으로 전환하였음.
 자료: 고용노동부, 「고용형태별근로실태조사」(2016년 8월 기준).

〈부표 3〉 여성근로자들의 노동시장 참여 결정요인 추정

변수	2009	2010	2011	2012	2013	2014
기혼	-0.470*** (0.070)	-0.652*** (0.074)	-0.626*** (0.073)	-0.619*** (0.076)	-0.704*** (0.080)	-0.529*** (0.084)
연령	0.014*** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.015*** (0.004)	0.023*** (0.004)	0.015*** (0.004)
교육연수	0.057*** (0.010)	0.043*** (0.011)	0.042*** (0.011)	0.048*** (0.011)	0.062*** (0.012)	0.067*** (0.012)
Log (자신의 소득을 제외한 가구소득)	-0.021** (0.009)	-0.021** (0.009)	-0.018* (0.009)	-0.024*** (0.009)	-0.016* (0.001)	-0.018* (0.010)
1~6세 자녀 유무 더미변수	-0.518*** (0.070)	-0.455*** (0.071)	-0.447*** (0.069)	-0.370*** (0.070)	-0.416*** (0.072)	-0.555*** (0.077)
7~13세 자녀 유무 더미변수	-0.108 (0.067)	-0.098 (0.069)	-0.007 (0.070)	-0.120** (0.071)	-0.223*** (0.073)	-0.220*** (0.076)
14~19세 자녀 유무 더미변수	-0.027 (0.069)	0.269*** (0.078)	0.205*** (0.078)	0.151* (0.077)	0.063 (0.082)	0.005 (0.084)
상수항	-0.770*** (0.201)	-0.364* (0.218)	-0.303 (0.221)	-0.528** (0.226)	-0.891*** (0.233)	-0.765*** (0.242)
Inverse Mill's ratio ($\hat{\lambda}$)	-0.238** (0.057)	-0.064 (0.052)	-0.101** (0.054)	-0.138** (0.055)	-0.177*** (0.053)	-0.340*** (0.061)
표본 수	3,338	3,042	3,008	2,964	2,856	2,726

주: 1) ()는 표준오차임.

2) ***p<0.01, **p<0.05 *p<0.1

자료: 한국노동패널 12차~17차.

abstract

An Analysis of the Effects of Unions on Wages for Female Workers

Woori Shin · Heonjae Song

This study analyzed the effects of labor unions on the wages of Korean female workers using 'Korean Labor and Income Panel Study.' In the estimation we considered the self-selection bias due to the women's labor force participation decision and a plausible non-response bias from not answering the question about the company size in terms of number of employees. By fixed effect estimation we found that labor unions in Korea do not increase the wages of both the female union workers and non-union workers who work at a company in which a union is organized comparing to female workers who work at company without a union. This results indicates that female workers who work in the company with labor union tend to have unobserved characteristics that are positively correlated with both wages and the probability to enter the company with labor union. We also came to the conclusion that there is no free-rider effects of non-union workers.

Keywords: unions, female wage, fixed-effect model