「산업노동연구」
23권 2호, 2017; 79~108

노동조합이 비조합원 임금에 미치는 영향: 지역 수준 분석*

황 선 웅**

이 글은 『한국노동패널조사』 2003년~2015년 자료를 이용해 우리나라 지역별 노조 조직률 변화가 같은 지역 미조직 노동자들의 임금에 미치는 영향을 추정한다. 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 노동조합은 비조합원 평균 임금에 상당히 크고 유의한 긍정적 영향을 미친다. 지역 내 노조 조직률이 10% 포인트 상승하면 같은 지역 비조합원 평균 임금은 약 5% 증가한다. 둘째, 이러한 긍정적 효과는 파급범위가 넓다. 여성, 청년, 저학력, 비정규직, 서비스업, 중소기업 노동자 등 노동시장 취약집단 비조합원의 임금도 지역 내 노조 조직률로부터 긍정적 영향을 받는다. 셋째, 비조합원의 경우와 달리 노조 조합원 평균 임금은 지역 내 노조 조직률 변화에 민감하게 반응하지 않는다.

우리나라 임금노동자 중 노조 조합원 비율은 10%, 비조합원 비율은 90%이다. 이 글의 추정 결과는 우리나라 대다수 노동자의 임금에 큰 영향을 미치는 노동시장 제도적 요인을 규명한다는 점에서 중요한 함의가 있다. 우리나라 비노조 부문의 저임금이 노동조합 때문이라는 사회 일각의 주장은 실증적으로 타당하지 않다. 오히려 그간의 노조 조직률 하락으로 인해 비노조 부문 노조 결성 위협이 감소하고 노동조합의 일반적 노동 표준 제고 기능이 약화되면서 노조 조합원보다 비조합원이 더 큰 임금 손실을 입었을 가능성이 높다. "노조할 권리"를 보장하고 확대하는 전략은, 한편으로는 조합 내부에서 자신의 권리를 보호받는 노동자 비율을 높임으로써, 다른 한편으로는 조합 외부 미조직 노동자들의 노동조건에도 긍정적 파급효과를 미침으로써, 우리 경제 일자리의 전반적 질을 개선하는 데 기여할 것이다.

주제어: 노동조합, 임금, 미조직 노동자, 지역노동시장, 노사관계, 불평등

---

* 유익한 논평을 주신 심사위원들께 감사드린다. 이 논문은 부경대학교 자율창의학술연구비(2015년)에 의하여 연구되었다.

** 부경대학교 경제학부, shwang@pknu.ac.kr

초고접수 2017. 6. 3, 심사결과 2017. 6. 19, 수정원고 접수 2017. 6. 23, 게재결정 2017. 6. 23

I. 서론

"노동을 적대시하는 정책이 세계 최악의 불평등 국가를 만들었습니다. 가장 시급히 해야 할 일은 노동하는 사람은 아무런 제약과 탄압, 차별 없이 누구나 본인의 의사에 따라 '노조할 권리'를 보장하는 것입니다. 노동조합이 없는 노동자들의 권리 보호를 위해 산별교섭을 통해 단체교섭권을 폭넓게 보장하고, 단체협약 적용을 산업과 초기업, 지역으로 확장될 수 있도록 해야 재앙적인 불평등 문제를 해결할 단초를 만들 수 있습니다." (한상균 민주노총 위원장, 2017, 『노조가입률 30% 시대를 위하여』)

노동조합 조합원들이 비조합원들보다 평균적으로 더 높은 임금을 받는다는 것은 국내외 여러 실증 연구를 통해 잘 알려져 있다.[1] 이 글은 노동조합에 의한 임금 개선 효과를 기존 연구와 다른 각도에서 분석한다. 노동조합은 국내 임금노동자의 90%를 차지하는 미조직 노동자들의 임금에는 어떠한 영향을 미치는가? 이 글은 우리나라의 자료를 이용해 이러한 의문에 대한 실증적 답을 구한다.

노조 조합원 평균 임금이 비조합원 평균 임금을 상회한다는 사실을 이유로 들어 우리나라 비노조 부문 저임금을 노동조합 탓으로 돌리는 이들이 많다. 이는 잘못된 추론이다. 노동조합이 비조합원 임금에 유의한 영향을 미치지 못하는 경우나 긍정적 영향을 미치는 경우에도 노조 조합원 평균 임금은 비조합원 평균 임금을 상회할 수 있기 때문이다. 외국의 이론적, 실증적 연구 결과들로부터 국내 상황을 예상하기도 어렵다. 이 글 제II장과 제III장에서 살펴볼 것처럼 긍정적 효과를 강조하는 연구도 있고 부정적 효과를 강조하는 연구도 있다. 우리나라의 노동조합이 비조합원 임금에 미치는 효과는 우리나라의 자료를 이용해 직접 추정해 봐야 실상을 알 수 있다.

이 글은 『한국노동패널조사』 2003년~2015년 자료를 이용해 우리나라 지역별 노조 조직률 변화가 같은 지역 비조합원 임금에 미치는 영향을 추정한다. 지역노동시장은 15개 시도 수준에서 구분하며, 회귀모형은 패널자료 고정효과 모형을 이용한다.

주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 노동조합은 비조합원 평균 임금에 상당히 크고 유

1) 비조합원 임금 대비 노조 조합원 상대 임금에 관한 외국의 실증 연구는 Freeman and Medoff(1984), Lewis(1986), Booth(1995), Doucouliagos et al.(2017)에, 국내 실증 연구는 성재민(2009), 윤명수・김정우(2014)에 잘 정리되어 있다.

의한 긍정적 영향을 미친다. 지역 내 노조 조직률이 10% 포인트 상승하면 같은 지역 비조합원 평균 임금은 약 5% 증가한다. 이러한 결과는 모형 선택과 추정 방법을 달리해도 매우 일관되게 도출된다. 둘째, 노동조합이 비조합원 임금에 미치는 긍정적 효과는 여러 세부 집단에 걸쳐 폭넓게 파급된다. 여성, 청년, 저학력, 비정규직, 서비스업, 중소기업 노동자 등 노동시장 취약집단 비조합원의 임금도 지역 내 노조 조직률로부터 긍정적 영향을 받는다. 셋째, 미조직 노동자들의 경우와 달리 노조 조합원 평균 임금은 지역 내 노조 조직률 변화에 유의하게 반응하지 않는다.

이러한 추정 결과는 노동조합의 순기능이 조합 내부로 국한되지 않는다는 것을 보여준다. 노동조합은 미조직 노동자들의 임금에도 긍정적 외부효과를 미친다. 우리나라 미조직 노동자들의 저임금이 노동조합 때문이라는 사회 일각의 주장은 실증적으로 타당하지 않다. 오히려 그간의 노조 조직률 하락으로 인해 비노조 부문 고용주들에 대한 노조 결성 위협이 감소하고 노동조합의 일반적 노동 표준 제고 기능이 약화되면서 노조 조합원보다 비조합원이 더 큰 임금 손실을 입었을 가능성이 높다.

이 글은 노동조합이 비조합원 임금에 미치는 효과를 우리나라의 자료를 이용해 추정한 첫 연구라는 점에서 학술적 가치가 있다. 우리나라 대다수 노동자의 임금에 큰 영향을 미치는 노동시장 제도적 요인을 규명한다는 점에서 정책적 시사점도 크다. 우리나라의 성별, 고용형태별, 기업규모별 임금 격차는 OECD 최대 수준이며 저임금 노동자 비율도 OECD 회원국 중 가장 높다. 문재인 정부 출범 이후 임금 주도 성장 전략에 대한 관심이 높지만 소득분배 문제 해결을 위한 구체적 방안에 대한 논의는 아직 매우 부족하다. 우리나라의 노조 조직률과 단체협약 적용률은 OECD 최하위 수준이며 노동3권(단결권, 단체교섭권, 단체행동권) 보장도 매우 미흡하다. 많은 연구자들은 일자리 질 개선을 위한 최우선 과제로 “노조할 권리”를 강화해야 한다고 주장한다. 이 글의 결과는 그러한 정책 기조 변경의 필요성을 실증적으로 뒷받침한다. “노조할 권리”를 보장하고 확대하는 전략은, 한편으로는 조합 내부에서 자신의 권리를 보호받는 노동자 비율을 높임으로써, 다른 한편으로는 조합 외부 미조직 노동자들의 노동조건에도 긍정적 파급효과를 미침으로써, 우리 사회 일자리의 전반적 질을 제고하는 데 기여할 것이다.

이하 구성은 다음과 같다. 제II장은 노동조합이 비조합원 임금에 영향을 미칠 수

있는 다양한 파급경로를 설명하고 지역노동시장 분석의 중요성을 강조한다. 제III장은 외국의 실증 연구들을 정리한다. 제IV장은 계량모형과 자료를 설명하고, 제V장은 분석 결과를 제시한다. 제VI장은 결론과 함께 글을 마무리한다.

Ⅱ. 이론적 배경

1. 노조-비노조 부문 간 파급경로

노동조합은 다양한 경로를 통해 비조합원 임금에 영향을 미칠 수 있다. 이론만으로는 긍정적 효과와 부정적 효과 중 어느 것이 우세할지 예상할 수 없다.

첫째, 노동조합에 의한 구축효과(crowding out effect)는 비조합원 임금에 부정적 영향을 미친다(Simon, 1948; Friedman, 1951; Lewis, 1963). 노조 부문 임금이 상승하면 해당 부문의 노동수요과 고용이 감소한다. 노조 부문에서 일자리를 구하지 못한 사람들이 비노조 부문으로 유입되어 비노조 부문 노동공급이 증가하면 비노조 부문 임금은 하락 압력을 받는다.

둘째, 노조 부문 일자리 대기효과(queuing effect)는 구축효과와는 반대로 비조합원 임금에 상승 압력을 가한다(Abowd and Farber, 1982). 상대적으로 열악한 비노조 부문 일자리에 당장 취업하는 대신 노조 부문 양질의 일자리를 기다리는 구직자가 증가하면 비노조 부문 노동공급이 감소해 비노조 부문 임금이 상승 압력을 받는다.

셋째, 노동조합에 의한 위협효과(threat effect)도 비조합원 임금에 상승 압력을 가한다(Slichter, 1929; Lewis, 1963; Rosen, 1969). 어느 특정 산업 또는 지역에서 노조 조직률이 높아지면 아직 노조가 결성되지 않은 부문의 노조 조직 확률도 증가한다. 비노조 부문의 고용주들은 자신의 사업장에서 노조가 결성되는 것을 막기 위해 소속 노동자들의 임금을 노조 부문 수준으로 인상할 유인을 갖게 된다.

넷째, 노조 조직률 상승은 비노조 부문의 노조 결성 확률 뿐 아니라 비노조 부문에서 노조 부문으로의 노동자 이직 확률도 증대시켜 비노조 부문 고용주들에게 임금 인상 압력을 가한다(Foulkes, 1980).[2] 시장에 새로 진입하는 기업도 기존 기업의 임금

수준에 준하여 자신의 임금 수준을 정하는 경우가 많다. 따라서 노조 조직률이 높은 시장의 신규 기업이 그렇지 않은 시장의 신규 기업보다 더 높은 임금을 지급할 가능성이 높다(Rosenfeld et al., 2016).

다섯째, 노동조합은 주요 사회적 행위자이자 정치 세력의 하나로서 일반적 노동 표준(general labor standards 또는 norms) 설정 및 제도화 과정에 큰 영향을 미칠 수 있다(Web and Web, 1911; Hyman and Brough, 1976; Elster, 1989; Wetern and Rosenfeld, 2011). 노동조합은 다른 사회적 행위자들에 비해 평등과 연대의 가치를 높게 평가하고 목표 관철을 위한 행위의 적극성도 높다. 노조 지도자들의 연설과 성명서 발표, 간행물 발행, 다양한 시민사회 세력들과의 연대 활동 등을 통해 여론 형성에 기여하고, 정치인과 공무원들이 노동 친화적 정책을 도입하고 추진토록 압력을 행사하며, 다양한 위원회 활동을 통해 노동자 전체 노동조건에 큰 영향을 미치는 법・제도 결정에 개입한다. 이러한 노동조합의 일반적 노동 표준 제고 기능도 비조합원 임금에 긍정적 영향을 미칠 수 있다.

여섯째, 노동조합과 고용주가 맺은 단체협약은 노동조합법과 근로기준법 등에 의해 조합원 뿐 아니라 비조합원에게도 확대 적용된다.

2. 지역노동시장 노조 조직률에 주목하는 이유

서론에서 언급한 대로 이 글은 우리나라의 지역별 노조 조직률이 같은 지역의 비조합원 임금에 미치는 영향을 실증적으로 분석한다. 앞서 설명한 노조-비노조 부문 간 파급 메커니즘이 지역노동시장 수준에서 강하게 작동할 가능성이 높기 때문이다.

첫째, 구축효과, 대기효과, 구인경쟁 모형에서 강조하는 노동의 부문 간 이동 중 상당수는 지역노동시장 내에서 산업 간, 직업 간 이동의 형태로 이루어진다. 일례로 미국의 실직자 재취업 패턴을 분석한 Herz(1990)는 새로운 산업으로 재취업하는 비율은 50%이지만 새로운 지역(도시 또는 카운티)으로 재취업하는 비율은 그보다 훨씬

2) Foulkes(1980)는 노조 조직률이 낮고 노조 결성 위협이 낮은 산업의 무노조 기업 고용주들도 유노조 기업의 단체 협약 체결 내용을 면밀히 추적 관찰하고 그에 준하는 노동조건을 제공하는 경우가 많다는 서베이 결과를 제시한다.

낮은 20%에 불과하다는 결과를 제시하고 있다.

둘째, 위협효과 모형에서 강조하는 비노조 부문 노조 결성 확률도 같은 지역 내 노조 조직률과 양(+)의 관계를 가질 가능성이 높다. 두 개체가 공간적으로 가깝게 위치할수록 경제적 사건의 확산 확률이 증대된다는 실증 연구 결과는 무수히 많다. Holmes(2006)는 미국의 개별 사업장 수준 노조 조직 확률도 기존 유노조 사업장과의 거리에 반비례한다는 실증 분석 결과를 제시하고 있다.

셋째, 노동조합은 다양한 사회적, 정치적 활동을 통해 지역 현안에 개입한다. 지역 주민을 대상으로 한 여론 활동, 지역 시민사회단체들과의 연대 활동, 지역 정치인과 공무원들에 대한 압력 행사, 지역 위원회 참여 등은 노동조합의 대외 활동에서 큰 비중을 차지한다. 노동조합의 참여와 개입을 통해 형성된 노동 규범은 같은 지역 비노조 부문 노동조건에 큰 영향을 미친다.

넷째, 우리나라의 노사 단체교섭 구조는 기업별 교섭이 주를 이루고 있다. 따라서 지역 내 유노조 사업장 비율이 증가하거나 유노조 사업장 내 조합원 비율이 증가하면 단체협약 적용을 받는 비조합원 비율이 증가해 지역 비조합원 평균 임금이 상승할 수 있다.[3)]

3) 우리나라의 기업별 단체협약이 비조합원에게 적용되는 경로는 직접적 경로와 간접적 경로로 구분된다. 첫째, 노동조합법 제35조 “일반적 구속력” 규정과 제36조 “지역적 구속력” 규정에 의해 동일 사업장 비조합원과 동일 지역 무노조 사업장 노동자에게 직접적으로 적용된다. 이러한 직접적 경로에 의한 적용률은 그다지 높지 않은 것으로 보인다. OECD(2017) 보고서에 의하면 우리나라의 2013년 단체협약 적용률은 11.7%로 같은 해 노조 조직률 10.2%와 크게 다르지 않다. 두 변수 모두 OECD 회원국 중 최하위 수준이다. 특히, 지역적 구속력은 극히 제한적인 경우에만 인정되고 있다. 둘째, 근로기준법 제96조 “(단체협약) 기준의 효력” 규정과 노동조합법 제33조 “(취업규칙) 단체협약의 준수” 규정에 의해 동일 사업장 비조합원에게 간접적으로 적용된다. 현실에서는 이러한 간접적 경로가 더 큰 영향을 미치고 있는 것으로 보인다. 성재민(2009)은 유노조 사업장 내 조합원과 비조합원 간 임금 격차가 통계적으로 유의하지 않다는 실증 결과를 제시하고 있다. 이러한 결과는 단체협약의 실제 적용률이 공식 집계된 노조 조직률과 직접적 경로에 의한 단체협약 적용률보다 높을 것임을 시사한다.

Ⅲ. 선행 실증 연구

Kahn(1978)은 이 분야의 첫 실증 연구로서 노조 조직률이 높은 샌프란시스코와 노조 조직률이 낮은 로스앤젤레스의 1966년 임금 자료를 비교해 샌프란시스코의 높은 노조 조직률이 지역 내 주변부 노동자(도소매, 금융・보험・부동산, 문화・오락, 개인서비스업의 사무보조원과 판매직 등)의 평균 소득에 부정적 영향을 미친다는 결과를 제시했다. Kahn(1980)은 자신의 기존 연구를 미국 전 지역의 경우로 확장했고 인종 및 남녀 간 차이를 추가적으로 분석했다. 1967년 미국 SEO(Survey of Economic Opportunity) 주변부 노동자 임금 자료를 이용한 그의 연구에서는 SMSA(Standard Metropolitan Statistical Area) 기준 지역별 노조 조직률이 백인 남성 임금에 대해서는 긍정적 영향을 미치지만, 백인 여성 임금에 대해서는 유의한 부정적 영향을 미치고, 비백인 남성과 여성의 임금에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정됐다.

Kahn(1978, 1980)은 SEO 자료의 한계로 인해 노조-비노조 부문 간 파급효과를 주변부 노동자 자료를 이용해 간접적으로 추정했지만, 그 후에 이어진 연구들은 노조 가입 여부가 명시된 미국 CPS(Current Population Survey) 자료를 이용해 추정 결과의 정확성을 높이려 했다. Freeman and Medoff(1981)는 1973년~1975년 CPS 통합 횡단면 자료(pooled cross-section data)를 이용해 29개 주(state) 단위 건설업 노조 조직률이 조합원 임금에는 긍정적 영향을 미치지만 비조합원 임금에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는다는 결과를 제시했다. 이들은 그 후 Freeman and Medoff(1984)에서 SMSA 기준 지역별 노조 조직률과 비조합원 시간당 임금이 양(+)의 상관관계를 갖는다는 결과를 제시했지만 새로운 추정 결과의 통계적 유의성은 밝히지 않았다.

Holzer(1982)는 1973년~1978년 CPS 통합 횡단면 자료를 이용해 98개 SMSA 기준 지역별 노조 조직률이 비조합원 임금에 미치는 효과가 인종 및 연령별로 상이하다는 결과를 제시했다. 청년 백인에 대해서는 긍정적 영향을 미치지만, 청년 흑인에 대해서는 부정적 영향을 미치고, 중장년의 경우에는 백인과 흑인 모두 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정됐다.

Hirsch and Neufeld(1987)는 1973년~1983년 CPS 각 년도 횡단면 자료를 이용해 29개 SMSA 수준 지역별 노조 조직률이 조합원과 비조합원 임금 중 어느 것에 대해서

도 유의한 영향을 미치지 않는다는 결과를 제시했다.

Hundley(1987)는 1979년 CPS 자료를 이용해 44개 SMSA 수준 지역별 노조 조직률이 조합원 임금에는 유의한 영향을 미치지 않고 비조합원 임금에는 긍정적 영향을 미친다는 결과를 제시했다. 이러한 결과는 선택편향(selectivity bias)을 조정해도 달라지지 않았고, 대부분의 업종에서 공통적으로 관찰됐다. 노동조합의 긍정적 임금효과가 남녀 비조합원 간에 다르다는 증거는 발견되지 않았다.

Curme and Macpherson(1991)은 1979년~1988년 CPS 각 년도 자료에 대한 횡단면 분석을 수행해 202개 CMSA/MSA 수준 지역별 노조 조직률이 조합원과 비조합원 모두의 임금을 증가시킨다는 결과를 제시했다. 효과의 크기는 제조업 생산직의 경우에만 조합원에 대한 효과가 비조합원에 대한 효과보다 큰 값으로 추정됐고, 비제조업 생산직과 비생산직의 경우에는 오히려 반대의 양상, 즉 비조합원에 대한 효과가 조합원에 대한 효과를 상회하는 것으로 추정됐다. 비조합원 간에는 "비생산직 > 비제조업 생산직 > 제조업 생산직"의 순으로 긍정적 효과가 크게 추정됐다.

Neumark and Wachter(1995)는 44개 SMSA 지역 1973년~1989년 패널자료 고정효과 모형을 추정해 지역별 비조합원 평균 임금이 같은 지역 노조 조직률과 양(+)의 관계에 있다는 결과를 얻었다.

최근 Rosenfeld(2014)는 1973년~2009년 CPS 통합 횡단면 자료를 분석해 지역노동시장 노조 조직률과 비조합원 임금 간 양(+)의 관계를 재확인했다. 성별로는 남성 비조합원에 대한 효과가 여성 비조합원에 대한 효과를 상회하고, 추세적으로는 남녀 모두 긍정적 파급효과의 크기가 큰 폭으로 감소한 것으로 추정됐다. Rosenfeld, Denice, and Laird(2016)는 Rosenfeld(2014)의 분석을 확장해 1970년대 후반 이후 노조 조직률 하락으로 대졸 미만 남성 비조합원의 임금이 가장 큰 폭으로 하락했다는 추정 결과를 제시했다.

이상에서 살핀 바대로 미국의 지역 내 노조 조직률이 비조합원 임금에 미치는 영향을 추정한 기존의 실증 연구들은 표본 자료와 회귀모형, 추정 방법 등에 따라 서로 다른 결과를 제시하고 있다. 하지만, 시간이 지날수록 긍정적 영향을 보고하는 연구의 수가 더 빨리 늘고 있는 것으로 보인다. 단, 어떠한 특성을 갖는 비조합원이 더 큰 영향을 받느냐는 문제에 대해서는 연구 결과의 수렴이 이루어지지 않고 있다.

이 글의 분석은 다음과 같은 점에서 기존 실증 연구들과 다르다. 첫째, 미국 이외

국가, 특히 우리나라의 자료를 이용한 첫 연구이다. 우리나라의 경우 노조-비노조 부문 간 평균 임금 격차와 개인 노동자 전체 임금 분산(불평등)에 초점을 둔 연구는 많았지만, 노동조합이 비조합원 평균 임금에 미치는 효과를 추정한 연구는 아직까지 없었던 것으로 보인다.[4] 둘째, 개인 패널자료를 이용한 첫 연구이다. 상술한 미국의 모든 선행 연구들은 반복 횡단면 자료인 CPS 자료를 이용했고 개인 패널자료를 이용한 연구는 없었다. 관측되지 않는 지역 고정효과와 개인 고정효과를 통제하지 않으면 설명변수의 내생성으로 인해 편향된 추정값을 얻을 위험이 높다. 그럼에도 불구하고 선행 연구 중 Neumark and Wachter(1995)만 유일하게 개인 수준 CPS 자료를 지역 패널자료로 재구축해 지역 고정효과를 통제했고, 이들 역시(반복 횡단면 자료인 CPS의 한계로 인해) 관측되지 않는 개인 고정효과는 통제하지 못했다. 이 글의 분석은 지역, 산업, 직종, 연도 고정효과 뿐 아니라 개인 고정효과도 통제한다는 점에서 기존 실증 연구들과 다르다. 셋째, 기존 연구들보다 더 다양한 분석을 통해 추정 결과의 강건성을 검토하고 세부 그룹 간 차이를 밝힌다.[5]

Ⅳ. 계량모형과 자료

이 글의 기본 분석은 다음과 같은 패널자료 회귀모형을 이용해 지역 내 노조 조직률이 비조합원 임금에 미치는 영향을 추정한다.

4) 이들 두 주제에 대한 국내 실증 연구들은 성재민(2009), 윤명수・김정우(2014), 강승복・박철성(2014)을 참고하라. 이 글을 작성한 후 필자는 고용노동부『고용형태별근로실태조사』원자료를 분석해 우리나라의 산업별 노조 조직률도 비조합원 임금에 긍정적 영향을 미친다는 결과를 얻었다. 자세한 내용은 황선웅(2017)을 참고하라.

5) 실험 자료가 아닌 현실 관측값을 이용해 경제변수들 간의 인과성(causality)을 규명하는 것은 매우 어렵다. 이 글의 결과도 그러한 근본적 비판에서 자유롭지 못하다. 인과성 추론에 유용한 상관관계(correlation), 또는 어느 특정 경제이론에 부합하는 상관관계로 해석하는 것이 옳다. 이 글의 의의는 종속변수(개인)와 핵심 설명변수(지역)의 관측 수준을 달리해 역(逆)의 인과성 편향을 줄이고 기존 연구보다 더 다양한 차원의 고정효과와 더 많은 지역 경제변수들의 효과를 통제해 누락변수 편향을 줄이려 했다는 점에 있다.

$$\ln(W_{it}) = \beta P_{it} + X_{it}^{'}\gamma + \mu_i + \delta_t + u_{it} \quad (1)$$

여기서, i는 개별 노동자를, t는 연도를, W는 전국 소비자물가지수(CPI)로 실질화한 시간당 임금을, P는 사업체가 위치한 지역의 노조 조직률을, X는 통제변수들을, u_{it}는 확률적 오차를 나타낸다. μ_i는 개인 고정효과이며 δ_t는 연도 고정효과이다. 통제변수에는 다양한 인적 특성 변수들과 일자리 특성 변수들이 포함된다. 인적 특성 변수로는 연령, 연령제곱/100, 현 직장 근속년수, 근속년수제곱/100, 비정규직 더미변수, 기혼 더미변수를 고려하고, 일자리 특성변수로는 사업장 규모(종업원수), 지역, 산업, 직업 더미변수, 지역별 취업자 1인당 실질 총부가가치(지역 노동생산성)를 고려한다.

기본 결과의 강건성 확인을 위한 대안적 종속변수로는 전국 CPI로 실질화한 월평균 임금과 지역별 CPI로 실질화한 시간당 임금을 고려한다. 대안적 설명변수로는 여성 및 학력(고졸, 대졸) 더미변수, 지역 노조 조직률 전년도 관측값, 지역 내 제조업 생산 및 임금노동자 비중, 지역 고용률, 경제활동참가율, 실업률 등을 고려한다.

대부분의 변수는 한국노동연구원에서 매년 조사하는 『한국노동패널조사』(KLIPS) 자료를 이용한다. 우리나라 노동시장 상황에 대한 대표성이 높은 자료 중에서 개별 노동자의 노조 가입 여부와 일자리 위치 정보를 동시에 제공하는 조사는 『한국노동패널조사』가 유일하기 때문이다.[6] 지역별 노동생산성과 제조업 생산 비중은 통계청 『지역소득』 실질 총부가가치 자료와 『경제활동인구조사』 취업자수 자료를 이용해 계산하고, 실질 임금 계산을 위한 CPI 자료는 통계청 『소비자물가조사』 전 품목 자료를 이용한다.

표본기간은 연구에 필요한 모든 자료를 모두 구할 수 있는 2003년~2015년이다.[7] 시간당 임금은 월평균 임금을 월노동시간(=주당노동시간/7*365/12)으로 나누어 계산한다. 지역별 노조 조직률은 각 지역의 노조 가입자수를 해당 지역 임금노동자수로

6) 대안적 자료 중 통계청의 『경제활동인구조사 부가조사』와 고용노동부의 『고용형태별근로실태조사』는 일자리 위치 정보를 공개하지 않고 통계청의 『지역별고용조사』는 노조 가입 여부를 조사하지 않는다.

7) 『한국노동패널조사』는 사업장 소재지를 2001년부터, 사업장 규모를 2004년부터 조사했다. 참고로 기업 규모는 조사 첫 해인 1998년부터 조사했다. 제V장에서는 사업장 규모 대신 기업 규모를 이용하면서 표본 시작연도를 2001년으로 변경한 결과도 제시한다.

나누어 계산한다. 이 글의 중요한 한계 중 하나는 표본조사인 『한국노동패널조사』로부터 계산한 지역별 노조 조직률에 오차가 존재할 가능성을 배제할 수 없다는 것이다. 하지만, 우리나라는 지역별 노조 조직률에 대한 공식 통계가 부재하기 때문에 마땅한 대안이 없다.[8] 계량경제학적으로도 이 글은 고정효과 패널자료 모형을 이용해 노조 조직률의 지역 간 차이로 인한 효과(cross-regional effect)가 아니라 지역 내 노조 조직률의 시간에 걸친 변화로 인한 효과(within-region effect)를 추정하기 때문에 설명변수의 측정오차로 인한 편향 문제가 횡단면 분석을 이용할 때보다 상대적으로 덜할 것으로 예상된다. 제V장에서는 기본 결과의 강건성을 확인하기 위해 지역 노조 조직률의 전년도 관측값을 이용한 결과와 개인별 횡단면 가중치를 반영해 지역별 노조 조직률을 계산한 결과도 제시한다.

지역은 사업체 위치에 따라 15개 시도로 구분한다. 표본 수가 적은 제주도는 분석 대상에서 제외한다. 현재 우리나라의 자료 이용 여건에서는 더 좁은 범위의 지역노동시장 분석이 불가능하다. 이 분야의 선행 실증 연구들도 국내 면적의 100배에 달하는 미국을 분석하면서 지역을 4개 또는 29개 등으로 넓게 정의하는 경우가 많았다는 점, 민주노총과 한국노총의 지역 본부 체계도 이 글과 같은 지역 구분 체계에 근거하고 있다는 점에서 이 글의 결과가 유용한 정보를 제공할 수 있을 것으로 생각한다.

노조-비노조 부문 간 파급효과가 구축효과, 위협효과, 대기효과, 구인경쟁 효과 등에 의해 발생한다는 선행 연구들의 논의와 단체협약 적용 가능성 등을 고려해 표본에는 주당노동시간이 36시간 이상인 15세~64세 민간부문 임금노동자만 포함한다. 산업은 통계청 제조업공업구조분류체계(통계청, 2007)와 서비스업 분류체계(통계청, 2008)를 참고해 제8차 한국표준산업분류 소분류 업종들을 경공업, 중공업, 전기・가스・수도, 건설, 유통서비스, 물류・통신서비스, 금융・사업서비스, 사회・개인서비

8) 『경제활동인구조사 부가조사』, 『고용형태별근로실태조사』, 『지역별고용조사』는 각주 6)에서 설명한 이유로 지역별 노조 조직률 계산에 이용할 수 없다. 고용노동부의 『전국노동조합조직현황』은 지역별 조합원수 자료는 제공하지만 각 지역 조직대상 노동자수와 조직률 자료는 제공하지 않는다. 아울러, 초기업 노조 조합원수를 주된 사무소 소재지를 기준으로 산정하기 때문에 이 보고서의 지역별 조합원수를 다른 조사에서 집계한 지역별 임금노동자수로 나누면 서울 등의 조직률이 심각히 과대평가된다.

스업으로 재분류한다.[9] 직업은 제5차 한국표준직업분류 대분류 수준에서 구분한다. 농림어업・광업, 가서서비스업, 국제 및 외국기관 노동자와 의회의원, 고위임직원 및 관리자, 전문가는 분석 대상에서 제외한다.

기술 통계

<표 1>은 표본 자료들의 기술통계를 보여준다. 최종 선택된 비조합원 표본과 조합원 표본은 각각 31,326개와 3,449개이다. 전체 표본기간 및 전 지역 평균 노조 조직률은 10.3%로 고용노동부(2015)와 김유선(2008) 등에서 조사된 수치와 거의 일치한다. 다른 특성들도 기존에 알려진 내용과 일치한다. 조합원은 비조합원보다 시간당 임금은 54%, 월평균 임금은 47% 더 높은 임금을 받는다. 근속년수도 조합원은 12년, 비조합원은 5.6년으로 큰 차이가 있다. 조합원 중 여성 비율은 16%이지만 비조합원 중 여성 비율은 40%이다. 비정규직 비율도 조합원은 0.4%이지만 비조합원은 31%이다. 연령별로는 30세~44세, 학력별로는 고졸과 대졸, 기업규모별로는 대기업, 대분류 산업별로는 제조업에서 조합원 비율이 비조합원 비율보다 높다.

<그림 1>은 2003년~2015년 평균 지역별 노조 조직률과 시간당 임금 수준 간 관계를 보여준다. 노조 조직률은 국내 지역 간에도 상당한 차이가 있다. 울산은 20%인 반면, 서울・경기・부산은 8%대 중반에 불과하다. 노조 조직률과 임금 수준 간 양(+)의 상관관계는 비조합원 임금보다 조합원 임금에서 더 뚜렷하다. 지역별 조합원 임금과 비조합원 간 임금 격차도 노조 조직률과 양(+)의 상관관계에 있다.

<그림 2>는 2003년 대비 2015년의 노조 조직률 변화와 임금 변화 간 관계를 보여준다. 이 글의 표본 자료에서 전국 평균 노조 조직률은 2003년 12%에서 2015년 9.7%로 2.3% 포인트 하락했다.[10] 15개 시도 중 노조 조직률이 하락한 지역은 11개이고 상승한 지역은 4개이다. <그림 2>를 보면 노조 조직률과 임금의 종단 관계는 <그림 1>의 횡단 관계와 상당히 다르다는 것을 알 수 있다. 비조합원 임금은 노조 조직률이 증가

9) 제V장에서 볼 수 있듯이 한국표준산업분류 중분류를 이용해도 결과는 매우 유사하다.

10) 고용노동부『전국노동조합조직현황』의 우리나라 전체 노조 조직률은 2003년 11%에서 2015년 10.2%로 0.8% 포인트 하락했다.

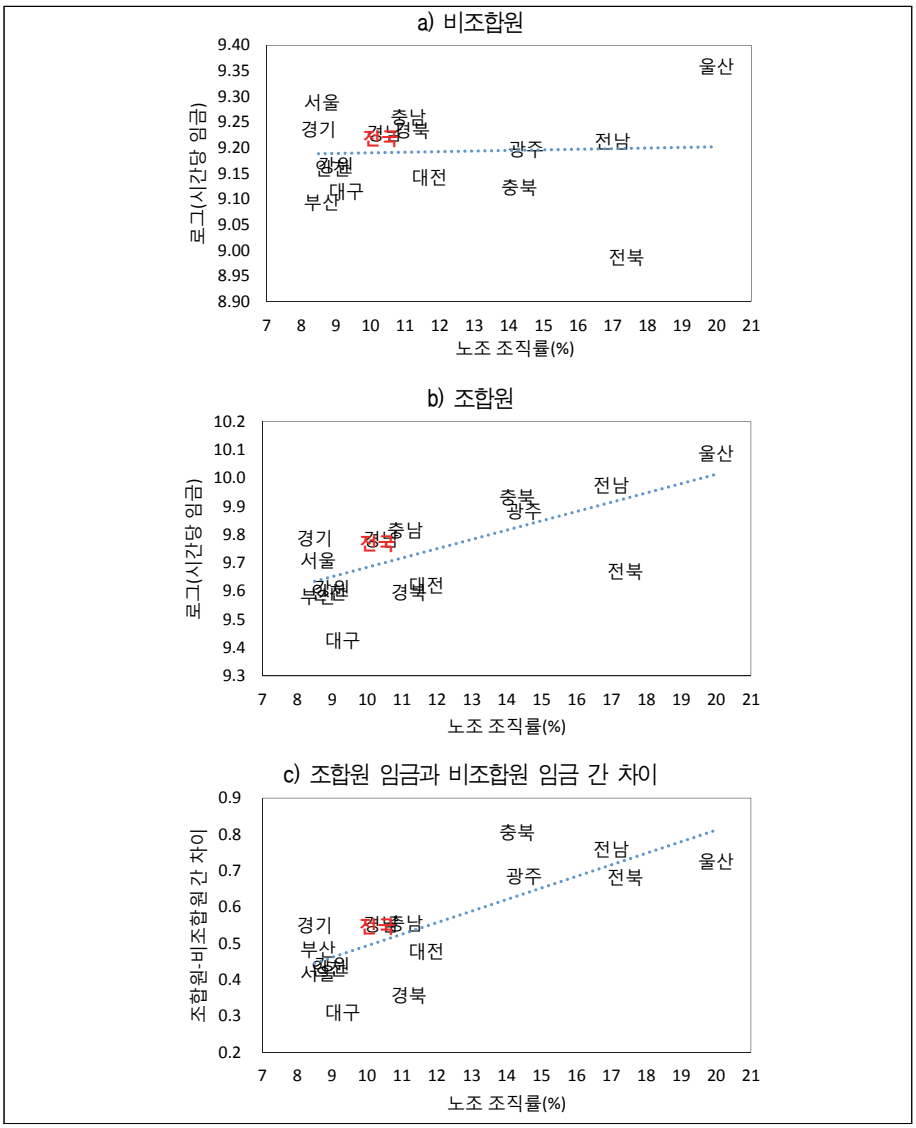
<표 1> 기술통계

	비조합원 (관측값수=31,326)		조합원 (관측값수=3,449)	
	평균	표준편차	평균	표준편차
로그(시간당 임금)	9.07	0.54	9.61	0.61
로그(월평균 임금)	19.01	0.48	19.48	0.50
지역 노조 조직률	0.10	0.03	0.11	0.04
여성	0.40	0.49	0.16	0.37
기혼	0.66	0.47	0.79	0.41
연령	40.03	10.74	40.75	9.58
연령제곱/100	17.18	8.94	17.52	8.00
15세~29세	0.19	0.39	0.13	0.34
30세~44세	0.70	0.46	0.78	0.41
45세~54세	0.11	0.32	0.09	0.29
고졸 미만	0.19	0.39	0.11	0.31
고졸	0.63	0.48	0.69	0.46
대졸	0.18	0.38	0.20	0.40
근속년수	5.63	5.43	11.98	7.96
근속년수제곱/100	0.61	1.37	2.07	2.40
주당 노동시간	49.14	11.03	45.84	10.31
비정규직	0.31	0.46	0.04	0.21
1인~10인	0.37	0.48	0.01	0.07
10인~49인	0.29	0.45	0.05	0.21
50인~299인	0.19	0.39	0.27	0.44
300인~999인	0.06	0.23	0.15	0.36
1000인 이상	0.11	0.31	0.53	0.50
유노조사업장	0.06	0.25	0.99	0.10
제조업	0.33	0.47	0.50	0.50
건설업	0.10	0.31	0.03	0.16
서비스업	0.57	0.50	0.47	0.50
지역 노동생산성	10.72	0.25	10.77	0.30
지역 제조업 생산 비중	0.29	0.17	0.33	0.19
지역 고용률	0.59	0.02	0.59	0.02
지역 경제활동참가율	0.62	0.02	0.62	0.02
지역 실업률	0.04	0.01	0.03	0.01

자료: 한국노동연구원『한국노동패널조사』; 통계청『지역소득』,『경제활동인구조사』,『소비자물가조사』; 2003년~2015년 통합 자료. 지역별 CPI를 이용해 계산한 로그 시간당 실질임금의 기술통계는 로그(시간당 임금)과 같고 개인별 횡단면 가중치를 반영한 지역 노조 조직률의 기술통계는 지역 노조 조직률과 같아서 따로 제시하지 않는다.

하거나 적게 감소한 지역에서 상대적으로 더 큰 폭으로 증가했다. 반면, 조합원 임금 변화는 노조 조직률 변화와 약한 음(-)의 상관관계를 보였다. 그로 인해 조합원 임금 변화와 비조합원 임금 변화 간 차이는 노조 조직률이 증가한 지역에서 상대적으로 작

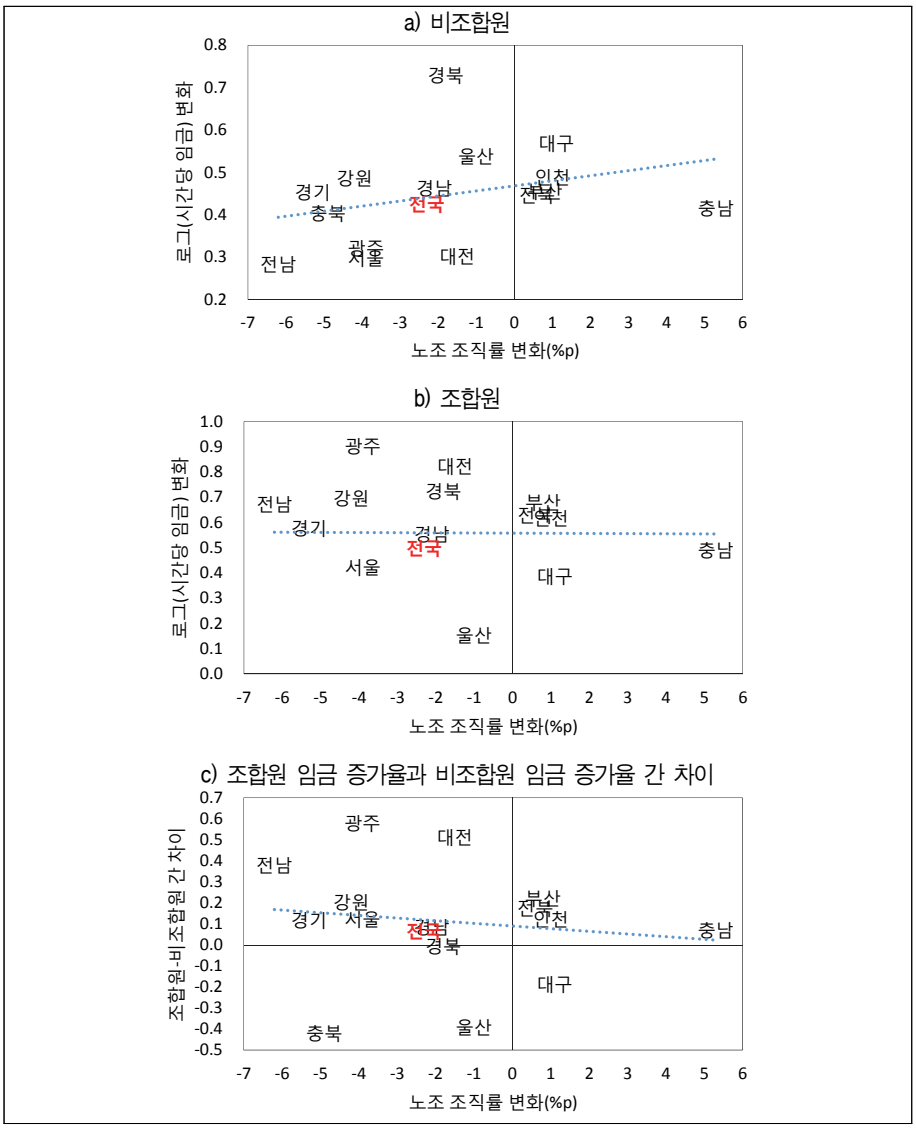
<그림 1> 지역별 노조 조직률과 시간당 임금, 2003년~2015년 평균



았다. 반대로 전남, 경기, 서울, 강원, 광주 등 이 그림의 왼쪽 상단에 위치한 지역들은 노조 조직률이 큰 폭으로 하락하는 가운데 조합원-비조합원 임금 격차가 확대됐다.

이상의 두 그림을 통해 노조 조직률과 비조합원 임금 간 관계에 대한 중요한 정성

<그림 2> 지역별 노조 조직률 변화와 시간당 임금 변화, 2003년 대비 2015년의 변화



적 정보, 즉 두 변수 간 횡단 관계와 종단 관계가 상당히 다르며 지역 고정효과가 통제된 종단 분석에서 두 변수 간 양(+)의 상관관계가 더 뚜렷이 관찰된다는 점 등을 확인할 수 있다. 하지만, 정량적 평가는 임금에 영향을 미치는 다양한 요인들의 효과를 통제한 상황에서 이루어져야 한다. 노동자 인적 특성, 산업 구조, 기업규모 등이 지역마다 다르기 때문이다. 다음 장은 그러한 회귀분석 결과를 제시한다.

V. 분석 결과

1. 기본 결과

<표 2>는 패널자료 회귀모형에 대한 세 가지 추정 방법을 이용하여 식 (1)의 비조합원 시간당 실질임금 함수를 추정한 결과를 보여준다. 각 방법은 시간에 걸쳐 변하지 않는 개인 특성 μ_i에 대한 가정에 따라 구분된다.[11] 지역, 산업, 연도, 직업 고정효과는 모든 열에서 통제된다. 표준오차는 강건한 표준오차를 이용한다.[12]

첫째 열은 개인 고정효과 모형을 이용한 결과이다. 지역 내 노조 조직률의 계수 추정값은 0.494이며 1% 수준에서 유의하다. 종속변수에 로그가 취해져 있으므로 이러한 추정 결과는 지역 내 노조 조직률이 10% 포인트 상승하면 같은 지역 비조합원 평균 임금이 4.94% 증가함을 의미한다.

별도로 제시하지는 않았지만 회귀를 이용한 강건한 검정(한치록, 2017)과 Hausman 검정 모두 임의효과 가설을 기각하고 고정효과 가설을 지지한다. 따라서 이론적으로는 첫째 열의 방법만 일관된 추정값을 산출한다. 하지만, 실제로는 다른 두 방법의 추정값도 고정효과 모형의 결과와 크게 다르지 않다. 통합 OLS와 임의효과 모형에 의한 지역 내 노조 조직률의 계수 추정값은 0.685와 0.556이며 두 값 모두 1% 수준에서 유의하다. 따라서 노조 조직률이 비조합원 임금에 상당히 크고 유의한 영향을 미친다는 결론은 추정 방법에 상관없이 일관되게 도출된다.

11) 자세한 내용은 한치록(2017)을 참고하라.

12) 이하 모든 검정 결과는 지역 수준 클러스터 표준오차를 이용해도 거의 달라지지 않는다.

<표 2> 비조합원 임금 함수 추정 결과: 추정 방법 간 비교

	(1) 고정효과	(2) 통합 OLS	(3) 임의효과
지역 노조 조직률	0.494 ***	0.685 ***	0.556 ***
	(0.127)	(0.149)	(0.124)
연령	0.099 ***	0.048 ***	0.055 ***
	(0.004)	(0.002)	(0.002)
연령제곱/100	-0.074 ***	-0.058 ***	-0.067 ***
	(0.004)	(0.002)	(0.003)
근속년수	0.013 ***	0.025 ***	0.019 ***
	(0.002)	(0.001)	(0.001)
근속년수제곱/100	-0.025 ***	-0.032 ***	-0.023 ***
	(0.008)	(0.004)	(0.006)
비정규직	-0.087 ***	-0.140 ***	-0.111 ***
	(0.008)	(0.005)	(0.007)
기혼	0.003	0.071 ***	0.038 ***
	(0.012)	(0.005)	(0.008)
10인~49인	0.059 ***	0.101 ***	0.077 ***
	(0.007)	(0.005)	(0.006)
50인~299인	0.104 ***	0.177 ***	0.133 ***
	(0.009)	(0.006)	(0.008)
300인~999인	0.131 ***	0.259 ***	0.188 ***
	(0.012)	(0.010)	(0.011)
1000인 이상	0.145 ***	0.355 ***	0.228 ***
	(0.012)	(0.008)	(0.010)
지역 노동생산성	0.119	0.179 **	0.147 **
	(0.075)	(0.070)	(0.071)
여성	-	-0.311 ***	-0.284 ***
		(0.005)	(0.008)
고졸	-	0.115 ***	0.147 ***
		(0.007)	(0.012)
대졸	-	0.275 ***	0.333 ***
		(0.009)	(0.017)
관측값수	31,326	31,215	31,215
R-제곱	0.286	0.574	0.561

주: 종속변수는 시간당 실질임금이다. 모든 비조합원 표본을 이용해 추정한 결과이다. 비정규직, 기혼, 사업장 규모, 여성, 학력 더미변수의 계수는 정규직, 미혼, 1인~9인, 남성, 고졸 미만 집단 대비 상대적 효과를 나타낸다. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미한다. 괄호 안의 값은 강건한 표준오차이다. 지역, 산업, 연도, 직업 고정효과는 모든 열에서 통제된다. 각 모형의 R-제곱은 고정효과 모형은 집단 내 R-제곱, 통합 OLS 모형은 조정된 R-제곱, 임의효과 모형은 전체 R-제곱이다.

다른 인적 특성 변수들과 일자리 특성 변수들은 회귀계수의 부호와 크기, 통계적 유의성이 기존 연구들의 결과에 부합한다. 이는 주요 임금 결정요인들의 효과가 적절히 통제된 상태에서 지역 노조 조직률의 순효과가 추정되었음을 의미한다.

2. 분석 결과의 강건성

<표 3>은 앞서 살펴본 기본 분석 결과의 강건성(robustness)을 확인하기 위해 각 행 좌측에 제시된 사항만 달리하면서 <표 2>의 개인 고정효과 모형을 반복 추정한 결과를 보여준다.

(1) 행과 (2) 행은 임금 상·하위 1% 표본과 5% 표본을 제외한 결과이며, (3) 행은 시간당 임금 대신 월평균 임금을 이용한 결과이다. 월평균 임금을 추정할 때는 주당 노동시간 변수를 추가적 설명변수로 포함한다. (4) 행은 전국 CPI 대신 지역별 CPI를 이용해 시간당 실질임금을 계산한 결과이며, (5) 행은 개인별 횡단면 가중치를 반영해 지역별 노조 조직률을 계산한 결과이다. 이상의 경우 모두 노조 조직률의 계수값은 1% 수준에서 유의하며 크기도 큰 폭으로 변하지 않는다. (6) 행은 노조 조직률 변수로 현 근무 지역의 금년도 노조 조직률 대신 전년도 노조 조직률을 이용한 결과를 보여준다. 추정값의 크기는 0.216로 감소하지만 여전히 10% 수준에서 유의하다.

(7) 행부터 (12) 행은 시간에 걸쳐 변하는 지역 경제변수들이 또 다른 지역 수준 변수인 노조 조직률의 계수 추정값에 미치는 영향을 보여준다. 지역 노동생산성 변수를 제외하거나 이를 지역 제조업 생산 비중 또는 임금노동자 비중으로 대체하는 경우, 지역 고용률, 경제활동참가율, 실업률을 이용하는 경우 모두 분석 결과는 거의 달라지지 않는다.

(13) 행부터 (20) 행은 분석 결과가 지역, 산업, 직업, 사업장 규모 더미변수와 인적 특성 변수 포함 여부에 얼마나 민감하게 반응하는지를 보여준다. (13) 행에서 볼 수 있듯이 지역 더미변수를 포함하지 않으면 노조 조직률의 효과가 절반 수준으로 줄어든다. 이는 앞서 <그림 1>과 <그림 2>에서 본 것처럼 지역 내 노조 조직률과 비조합원 평균 임금이 횡단 자료보다 종단 자료에서 더 강한 양(+)의 상관관계를 갖기 때문으로 추측된다. 비록 크기는 줄었지만 이 경우의 추정값도 여전히 5% 수준에서 유의하다. (14) 행부터 (16) 행은 산업 또는 직업 더미변수를 제외하거나 중분류 산업 더

미변수를 이용해도 결과가 거의 달라지지 않는다는 것을 보여준다. (17) 행에서 볼 수 있듯이 인적 특성 변수를 모두 제외해도 노조 조직률의 계수 추정값은 크기만 조

<표 3> 비조합원 임금 함수 추정 결과의 강건성

	지역 노조 조직률	관측값수	R-제곱
(1) 임금 상·하위 1% 표본 제외	0.462***	30,861	0.301
	(0.122)		
(2) 임금 상·하위 5% 표본 제외	0.360***	28,822	0.285
	(0.121)		
(3) 월평균 실질임금	0.524***	31,326	0.227
	(0.112)		
(4) 지역 CPI 이용 시간당 실질임금	0.476***	31,326	0.285
	(0.127)		
(5) 개인 횡단면 가중치 반영 지역 노조 조직률	0.442***	31,326	0.287
	(0.100)		
(6) 지역 노조 조직률 전년도 관측값	0.216*	31,326	0.286
	(0.124)		
(7) 지역 노동생산성 제외	0.485***	31,326	0.286
	0.127)		
(8) 지역 제조업 생산 비중	0.488***	31,326	0.286
	(0.127)		
(9) 지역 제조업 임금노동자 비중	0.437***	31,326	0.287
	(0.127)		
(10) 지역 고용률	0.499***	31,326	0.287
	(0.128)		
(11) 지역 경제활동참가율	0.491***	31,326	0.286
	(0.127)		
(12) 지역 실업률	0.514***	31,326	0.287
	(0.127)		
(13) 지역 더미변수 제외	0.254**	31,326	0.285
	(0.119)		
(14) 산업 더미변수 제외	0.496***	31,326	0.279
	(0.128)		
(15) 중분류 산업 더미변수	0.464***	31,326	0.295
	(0.127)		

<표 3> 계속

	지역 노조 조직률	관측값수	R-제곱
(16) 직업 더미변수 제외	0.506***	31,326	0.281
	(0.128)		
(17) 인적 특성 변수 제외	0.345**	31,326	0.246
	(0.134)		
(18) 사업장 규모 더미변수 제외	0.519***	31,326	0.275
	(0.128)		
(19) 기업 규모 더미변수 (2003년부터 표본 시작)	0.494***	31,326	0.286
	(0.127)		
(20) 기업 규모 더미변수 (2001년부터 표본 시작)	0.428***	35,103	0.321
	(0.118)		

주: 모든 회귀계수는 개인 고정효과 모형을 통해 추정했고 전체 비조합원 표본을 이용했다. 지역 노조 조직률 이외의 설명변수는 <표 2>의 첫째 열과 같다. (3) 행의 종속변수만 월평균 실질임금이며, 나머지 행의 종속변수는 시간당 실질임금이다. 월평균 임금 함수를 추정할 때는 설명변수에 주당노동시간을 추가했다. 전년도 노조 조직률은 현 근무 지역의 전년도 노조 조직률을 의미한다. 나머지 설명은 <표 2>의 주를 참고하라.

금 작아질 뿐 여전히 5% 수준에서 유의하다.

표의 하단 (18) 행부터 (20) 행은 사업장 규모 더미변수에 대한 강건성을 보여준다. (18) 행은 사업장 규모 더미변수를 제외한 결과이며, (19) 행과 (20) 행은 사업장 규모 대신 기업 규모(본사, 지사, 지점, 공장, 현장 등의 모든 종업원수) 더미변수를 이용한 결과이다. 사업장 규모는 2003년부터 조사됐지만 기업 규모는 2001년부터 조사됐기 때문에 (20) 행에서는 표본 시작연도도 2001년으로 조정한다. 표의 결과를 보면 이들 세 경우에도 노조 조직률의 계수 추정값과 유의성은 큰 영향을 받지 않는다는 것을 확인할 수 있다.

3. 세부 집단별 결과

<표 4>는 전체 비조합원 표본을 인적 특성 및 일자리 특성에 따라 몇 개의 부분 표본으로 분할해 개인 고정효과 임금 함수 모형을 추정한 결과이다. 이를 보면 지역 내 노조 조직률이 비조합원 임금에 미치는 효과가 각 세부 집단 간에 일률적이지 않

다는 점을 확인할 수 있다. 하지만, 동시에 노조-비노조 부문 간 파급효과가 어느 특정 집단에 국한되지 않고 여러 집단에서 공통적으로 관찰된다는 사실도 확인된다.

성별로는 남성과 여성 모두 긍정적 영향을 받지만 여성이 받는 영향이 더 크다. 연령대별로는 15세~29세와 30세~44세는 긍정적 영향을 받는 반면, 45세~54세는 10% 유의수준에서 부정적 영향을 받는다. 학력별로는 모든 집단이 긍정적 영향을 받지만, 대졸 이상에 대한 긍정적 영향은 10% 수준에서도 유의하지 않다. 대분류 산업별로는 서비스업에 미치는 긍정적 효과만 유의하고, 제조업과 건설업에 미치는 효과는 유의하지 않다. 사업장 규모별로는 300인 미만 사업장은 유의한 긍정적 영향을 받는 반면 300인 이상 사업장이 받는 긍정적 영향은 크기도 작고 통계적으로 유의하지도 않다. 고용형태별 결과를 보면 비정규직이 받는 영향이 더 크지만 이는 10% 수준에서만 유의하고 정규직이 받는 영향은 1% 수준에서 유의하다. 끝으로, 사업장에 노조가 존재하고 노동조합 가입자격도 있는 비조합원은 지역 내 노조 조직률로부터 유의한 영향을 받지 않는다. 반면, 사업장에 노조가 있지만 가입자격이 없는 비조합원과 무노조 사업장의 노동자는 1% 수준에서 유의한 긍정적 영향을 받는다.

앞서 제III장에서 정리한 대로 어떠한 특성을 갖는 비조합원이 지역 내 노조 조직률로부터 상대적으로 더 큰 영향을 받느냐는 문제에 대해서는 선행 연구들 간에 결과가 크게 엇갈리고 있다. 이 글의 세부 집단별 결과 중 남성보다 여성에게 미치는 긍정적 효과가 더 크다는 결과는 남성에게만 긍정적 영향을 미치고 여성에게는 부정적 영향을 미친다는 Kahn(1978)의 연구 결과와 배치된다. 남녀 모두에게 긍정적 영향을 미치지만 여성보다 남성에게 미치는 효과가 더 크다는 Rosenfeld(2014), Rosenfeld, Denice, and Laird(2016)의 결과, 두 집단 간 차이가 통계적으로 유의하지 않다는 Hundley(1987)의 결과와도 다르다. 제조업보다 서비스업의 긍정적 효과가 더 크다는 이 글의 결과는 Curme and Macpherson(1991)의 결과와 유사하다. 나머지 세부 집단에 대한 분석 결과는 기존 연구에서 비교 대상을 찾기가 어렵다.

노동조합이 비조합원 임금에 미치는 긍정적 효과를 강조하는 이론 중에서 위협효과, 대기효과, 구인경쟁 모형 등은 노조 결성 확률 및 노조 부문으로의 취업 확률이 높은 비조합원, 달리 말해 노조 부문에 상대적으로 가깝게 위치한 비조합원들이 노조 조직률 상승으로부터 더 큰 혜택을 입는다고 설명한다. 이 글의 결과는 그러한 기

<표 4> 비조합원 세부 집단별 임금 함수 추정 결과

	지역 노조 조직률	관측값수	R-제곱
(1) 남성	0.388 ** (0.168)	18,873	0.312
(2) 여성	0.609 *** (0.188)	12,453	0.265
(3) 15세~29세	0.629 ** (0.286)	5,987	0.401
(4) 30세~44세	0.495 *** (0.151)	21,805	0.232
(5) 45세~54세	-0.738 * (0.378)	3,534	0.177
(6) 고졸 미만	0.535 * (0.281)	5,914	0.178
(7) 고졸	0.518 *** (0.157)	19,770	0.312
(8) 대졸	0.443 (0.334)	5,531	0.296
(9) 제조업	0.170 (0.202)	10,271	0.340
(10) 건설업	0.062 (0.347)	3,258	0.224
(11) 서비스업	0.646 *** (0.180)	17,743	0.236
(12) 300인 미만	0.520 *** (0.142)	26,239	0.272
(13) 300인 이상	0.239 (0.221)	10,433	0.361
(14) 정규직	0.409 *** (0.148)	21,617	0.301
(15) 비정규직	0.465 * (0.249)	9,709	0.177
(16) 노조가 존재하고 가입자격도 있음	-0.221 (0.585)	1,019	0.419
(17) 노조가 없거나 가입자격이 없음	0.478 *** (0.132)	29,857	0.286

주: 지역 내 노조 조직률이 각 세부 집단별 비조합원 시간당 임금에 미치는 영향을 개인 고정효과 모형을 이용해 추정한 결과이다. 나머지 설명은 <표 2>의 주를 참고하라.

존 연구들의 주장과 배치된다. 여성, 비정규직, 청년, 저학력, 서비스업, 300인 미만 사업장 비조합원, 노조 가입자격이 없거나 무노조 사업장에서 일하는 미조직 노동자들도 지역 내 노조 조직률부터 긍정적 영향을 받기 때문이다. 대신, 이 글의 결과는 노동조합의 참여와 개입을 통해 형성된 노동 표준, 규범, 법과 제도가 다양한 비조합원 세부 집단의 전반적 노동조건에 큰 영향을 미친다는 Hyman and Brough(1976), Wetern and Rosenfeld(2011) 등의 주장을 지지하는 것으로 해석된다.

4. 조합원 임금에 미치는 영향

지금까지는 미조직 노동자들의 임금이 지역 내 노조 조직률로부터 받는 영향만을 살펴보았다. 조합원 임금은 어떠한 영향을 받는가? <표 5>는 조합원 임금 함수를 개인 고정효과 모형, 통합 OLS, 임의효과 모형을 이용해 추정한 결과를 보여준다. 이 경우에도 지역, 산업, 연도, 직업 고정효과는 모든 모형에서 통제된다.

비조합원의 경우와 달리 조합원 임금에 대해서는 지역 내 노조 조직률이 유의한 영향을 미치지 않는다. 계수값은 양수로 추정되었지만 크기가 비조합원의 절반에도 못 미치고 어떠한 추정 방법을 이용하든 10% 수준에서 유의하지 않다.

이러한 결과는 조합원 표본의 크기가 비조합원 표본보다 작기 때문만은 아니다. <표 5>에서 볼 수 있듯이 다른 설명변수들의 계수는 이론적 예상에 부합할 뿐 아니라 비조합원 임금 함수에 대한 <표 2>의 결과와 매우 유사하다. 유일하게 지역 내 노조 조직률의 계수만 크기가 감소하면서 유의성을 상실했다.[13]

이러한 추정 결과가 노조 임금 프리미엄에 대한 기존의 연구 결과와 상충되는 것은 아니다. 임금 프리미엄 추정 문헌에서 그러하듯 조합원과 비조합원 간 비교에 근거한 것이 아니기 때문이다. <표 5>의 결과는 지역 내 조합원 임금의 서로 다른 시점 간 비교, 조합원 임금의 지역 간 비교 등 조합원 내부 비교를 통해 산출된 것이다. <표 1>의 기술통계에서 확인했듯이 이 글의 표본 자료에서 조합원은 비조합원보다

13) 사업장 규모가 아니라 기업 규모 더미변수를 이용하거나 표본 시작연도를 2001년으로 변경하면 노조 조직률의 계수값이 음수로 추정되는 경우도 있다. <표 3>처럼 다양한 강건성 분석을 수행해도 계수의 절대값이 언제나 작았고 통계적으로 유의한 경우를 발견할 수 없었다.

<표 5> 조합원 임금 함수 추정 결과: 추정 방법 간 비교

	(1) 고정효과	(2) 통합 OLS	(3) 임의효과
지역 노조 조직률	0.230	0.308	0.174
	(0.370)	(0.423)	(0.346)
연령	0.096***	0.042***	0.039***
	(0.016)	(0.008)	(0.010)
연령제곱/100	-0.058***	-0.056***	-0.054***
	(0.018)	(0.010)	(0.013)
근속년수	0.014**	0.039***	0.033***
	(0.007)	(0.003)	(0.005)
근속년수제곱/100	-0.020	-0.043***	-0.024*
	(0.019)	(0.010)	(0.014)
비정규직	-0.044	-0.095**	-0.110***
	(0.055)	(0.039)	(0.040)
기혼	0.002	0.111***	0.055**
	(0.038)	(0.020)	(0.026)
10인~49인	0.202**	0.173	0.186
	(0.084)	(0.149)	(0.122)
50인~299인	0.181**	0.115	0.146
	(0.075)	(0.147)	(0.117)
300인~999인	0.190**	0.294**	0.226*
	(0.075)	(0.147)	(0.117)
1000인 이상	0.227***	0.412***	0.304***
	(0.075)	(0.146)	(0.117)
지역 노동생산성	0.133	0.050	0.185
	(0.212)	(0.203)	(0.196)
여성		-0.266***	-0.247***
		0.020	0.029
고졸		0.089***	0.112**
		0.030	0.050
대졸		0.280***	0.300***
		0.036	0.058
관측값 수	3,449	3,448	3,448
R-제곱	0.282	0.625	0.610

주: 지역 내 노조 조직률이 같은 지역 노조 조합원 시간당 임금에 미치는 영향을 추정한 결과이다. 나머지 설명은 <표 2>의 주를 참고하라.

평균 47%~54% 더 높은 임금을 받고 있다.

<표 5>의 결과에 의하면 노동조합 내부에 위치한 이들의 임금은 노조 조직률 변화에 상대적으로 덜 민감하게 반응한다. 반면, 앞서 살펴보았듯 노동조합 외부에 위치한 노동자들의 임금은 노조 조직률과 같은 방향으로 변한다. 우리나라의 노조 조직률은 1990년대 이후 지속적으로 하락했다. 따라서 이 글의 두 가지 상반된 결과는 그간의 노조 조직률 하락으로 인해 노조 조합원보다 비조합원들이 더 큰 임금 손실을 입었을 가능성이 높음을 시사한다.

Ⅵ. 결론

Freeman and Medoff의 1984년 저서 *What Do Unions Do?*(국역: 『노동조합의 참 모습』)는 노동조합의 사회경제적 효과에 관한 고전 중 하나로 국내 전문가들에게도 잘 알려져 있다. 특히 이 책 10장 "조합활동이 비조직노동자에게는 어떤 영향을 미치고 있나?"의 내용은 1990년에 발표된 이정우・남상섭(1990)의 논문에도 자세히 소개되어 있다. 하지만, 우리나라의 노동조합이 비조합원 임금에 미치는 영향에 관한 실증 연구는 아직까지 없었던 것으로 보인다.

이 글은 『한국노동패널조사』 2003년~2015년 자료를 이용해 우리나라 지역별 노조 조직률 변화가 같은 지역 비조합원 임금에 미친 영향을 추정했다. 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 노동조합은 비조합원 평균 임금에 긍정적 영향을 미친다. 지역 내 노조 조직률이 10% 포인트 상승하면 비조합원 평균 임금은 약 5% 증가한다. 이러한 추정 결과는 상당히 강건하다. 둘째, 노동조합이 비조합원 임금에 미치는 긍정적 효과는 파급범위가 넓다. 여성, 청년, 저학력, 비정규직, 서비스업, 중소기업 노동자 등 노동시장 취약집단 비조합원의 임금도 지역 내 노조 조직률로부터 긍정적 영향을 받는다. 셋째, 비조합원의 경우와 달리 조합원 평균 임금은 지역 내 노조 조직률 변화에 민감하게 반응하지 않는다.

이 글은 우리나라의 노조 조직률이 비조합원 임금에 미치는 효과를 추정한 첫 연구라는 점에서 학술적 가치가 있다. 정책적으로는 노동3권 강화 전략의 긍정적 효과

를 실증적으로 뒷받침한다는 점에서 중요하다. “노조할 권리”를 보장하고 확대하는 전략은 비단 노조 부문에 신규 편입되는 이들 뿐 아니라 노동자 전체 임금 수준을 높이는 데 기여할 수 있다.

여러 면에서 한계가 있는 것도 사실이다. 후속 연구를 통해 극복되기를 기대하면서 몇 가지 과제를 지적하면 다음과 같다. 첫째, 자료의 제약으로 인해 지역노동시장을 15개 시도 수준에서 정의할 수밖에 없었다. 지역별 노조 조직률 자료에 오차가 포함되어 있을 가능성도 배제할 수 없다. 향후 자료 이용 여건이 개선되어 더 정확하고 세밀한 추정 결과를 얻을 수 있기를 기대한다. 둘째, 다양한 파급경로 중 구체적으로 어떠한 경로가 강하게 작동하고 있는지는 분석하지 않았다. 이 또한 후속 연구를 통해 극복되어야 할 것이다. 셋째, 이 글은 전체 표본기간 동안 전 지역에 걸쳐 평균적으로 성립한 관계에 주목했다. 시간에 걸친 변화 양상과 지역 간 이질성에 대한 연구도 새롭고 중요한 정보를 제공할 수 있을 것으로 생각한다.

참고문헌

강승복・박철성. 2014. “임금분산에 대한 노동조합의 효과: 제조업을 중심으로”. 『노동경제논집』. 37(3): 45-73.

고용노동부. 2015. 『2015년 전국노동조합현황 분석』.

국가법령정보센터. http://www.law.go.kr.

김유선. 2008. “한국의 노동조합 조직연구-조합원수(조직률) 분석을 중심으로”. 한국노동연구원.

성재민. 2009. “한국의 임금불평등에 관한 연구”. 고려대학교 대학원 경제학과 박사논문.

윤명수・김정우. 2014. “노조선호를 고려한 노조임금효과 패널분석”. 『산업노동연구』. 20(3): 167-196.

이정우・남상섭. 1990. “노동조합이 소득분배에 미치는 영향”. 『노동경제논집』. 13(1): 137-162.

통계청. 2007.『2006년 기준 광업・제조업통계조사 잠정결과』.

통계청. 2008.『한국의 서비스산업: 서비스업총조사 종합보고서』.

한상균. 2017. "노조가입률 30% 시대를 위하여". 경향신문. 2017.06.22.

한치록. 2017.『패널데이터강의』. 서울: 박영사.

황선웅. 2017. "노동조합이 비조합원 임금에 미치는 영향: 산업 수준 분석". 미출간 논문.

Abowd, John M. and Henry S. Farber. 1982. "Job Queues and the Union Status of Workers". *Industrial and Labor Relations Review*. 35(3): 354-367.

Booth, Alison L. 1995. *The Economics of the Trade Union*, Cambridge: Cambridge University Press.

Curme, Michael A. and David A. Macpherson. 1991. "Union Wage Differentials and the Effects of Industry and Local Union Density: Evidence from the 1980s". *Journal of Labor Research*. 12(4): 419-427.

Doucouliagos, Hristos, Richard B. Freeman and Patrice Laroche. 2017. *The Economics of Trade Unions: A Study of a Research Field and Its Findings*, New York: Routledge.

Elster, Jon. 1989. "Wage Bargaining and Social Norms". *Acta Sociologica*. 32(2): 113-136.

Foulkes, Fred K. 1980. *Personnel Policies in Large Nonunion Companies*, Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall.

Freeman, Richard B. and James L. Medoff. 1981. "The Impact of the Percentage Organized on Union and Nonunion Wages". *Review of Economics and Statistics*. 63(4): 561-572.

Freeman, Richard B. and James L. Medoff. 1984. *What Do Unions Do?* New York: Basic Books(국역: 리차드 프리만・제임스 메도프 공저, 박영기 역, 1992,『노동조합의 참모습』, 비봉출판사).

Friedman, Milton. 1951. "Some Comments on the Significance of Labor Unions for Economic Policy". in Wright, David M. (eds.). *The Impact of the Union*, New

York: Harcourt, Brace. 204-234.

Herz, Diane E. 1990. “Worker Displacement in a Period of Rapid Job Expansion: 1983-87”. *Monthly Labor Review*. 113(5): 21-33.

Hirsch, Barry T. and John L. Neufeld. 1987. “Nominal and Real Union Wage Differentials and the Effects of Industry and SMSA Density: 1973-83”. *Journal of Human Resources*. 22(1): 138-148.

Holmes, Thomas J. 2006. “Geographic Spillover of Unionism”. NBER Working Paper No. 12025.

Holzer, Harry J. 1982. “Unions and the Labor Market Status of White and Minority Youth”. *Industrial and Labor Relations Review*. 35(3): 392-405.

Hundley, Greg. 1987. “The Threat of Unionism and Wage-Coverage Effects”. *Journal of Labor Research*. 8(3): 237-251.

Hyman, Richard and Ian Brough. 1976. *Social Values and Industrial Relations*, Oxford, U.K.: Basic Blackwell.

Kahn, Lawrence M. 1978. “The Effects of Unions on the Earnings of Nonunion Workers”. *Industrial and Labor Relations Review*. 31(2): 205-216.

Kahn, Lawrence M. 1980. “Union Spillover Effects on Organized Labor Markets”. *Journal of Human Resources*. 15(1): 87-98.

Lewis, H. Gregg. 1963. *Unionism and Relative Wages in the United States*, Chicago: University of Chicago Press.

Lewis, H. Gregg. 1986. *Union Relative Wage Effects: A Survey*, Chicago: University of Chicago Press.

Neumark, David and Michael L. Wachter. 1995. “Union Effects on Nonunion Wages: Evidence from Panel Data on Industries and Cities”. *Industrial and Labor Relations Review*. 49(1): 20-38.

OECD. 2017. Economic Policy Reforms 2017, Paris: OECD.

Rosen, Sherwin. 1969. “Trade Union Power, Threat Effects, and the Extent of Organization”. *Review of Economic Studies*. 36(2): 185-196.

Rosenfeld, Jake. 2014. *What Unions No Longer Do*, Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.

Rosenfeld, Jake, Patrick Denice and Jennifer Laird. 2016. “Union Decline Lowers Wages of Nonunion Workers”. Economic Policy Institute Report.

Simon, Henry. 1948. *Economic Policy for a Free Society*, Chicago: University of Chicago Press.

Slichter, Sumner H. 1929. “The Current Labor Policies of American Industries”. *Quarterly Journal of Economics*. 43(3): 393-435.

Webb, Sidney and Beatrice Webb. 1911. *Industrial Democracy*, London: Longmans, Green.

Western, Bruce and Jake Rosenfeld. 2011. “Unions, Norms, and the Rise in U.S. Wage Inequality”. *American Sociological Review*. 76(4): 513-537.

<Abstract>

Union Effects on Nonunion Wages: A Regional Panel Data Analysis for Korea

Hwang, Sun-Oong

Using data sets from the Korean Labour and Income Panel Study (KLIPS) for the period 2003-2015, this study shows that wages of nonunion workers are positively related to the percentage of unionized workers in the same geographic region. A 10 percentage point increase in a region's union density is associated with a 4.9 percent increase in the region's average wage of nonunion workers. It is also shown that this positive spillover effect is observed for various subgroups of nonunion workers, including women, youth, low-educated workers, small firm employees, and those employed under nonstandard work arrangements. In contrast, the average wage of union workers is found to respond insignificantly to changes in a region's union density.

Key words: unions, wages, nonunion workers, local labor market, industrial relation, inequality