

# 노조수요와 노동조합 임금효과

윤명수\*·김정우\*\*

본 논문은 한국노동패널 6차년도(2006년)부터 15차년도(2012년도) 자료를 활용하여 노동조합 선호(노조수요)를 고려한 상태의 노조임금효과를 확률효과, 고정효과, 하우스만테일러 모형을 활용하여 추정해보았다. 분석결과 노동조합 가입의 순효과는 3.7%~5.5%로 나타나 횡단면 추정결과 보다는 다소 낮아졌으나 여전히 노동조합 가입의 임금프리미엄은 적지 않게 존재하는 것으로 나타났다. 노조선택, 노조공급 등을 고려한 최종모형에서 노조임금효과는 4.1%로 추정되어 노조가입에는 약간의 부의 선택(negative selection)이 발견되었으나 그 크기는 미약했다.

## I. 서론

일반적으로 노동조합은 노동자들의 경제적 권익을 대변해주는 제도로 인식된다. 즉 자본에 비해 노동의 힘이 약한 자본주의 노동시장 하에서 노동자들의 고용이나 임금과 같은 경제적 이해관계를 지켜주는 제도로 인식된다.

이론적으로 볼 때, 노동조합은 노동공급을 독점함으로써 얻어지는 힘을 통해 시장임금보다 더 높은 임금을 얻어내게 된다. 이렇게 노동조합의 교섭력을 통해 얻게 되는 시장임금을 상회하는 임금의 추가분을 노동조합에 의한 임금상승분이라 볼 수 있고, 이를 노동조합의 임금효과라 한다.

통상 노동조합의 임금효과는 노조에 가입하고 있는 사람들의 임금이 평균적으로 노조에 가입하지 않는 사람에 비해 얼마나 높은가를 측정하여 이루어진다. 즉 일종의 상대임금효과를 가지고 노조가입에 미친 영향을 추정하는 것이다.

그런데, 노동조합의 임금효과를 추정함에 있어 몇 가지 곤란함이 존재한다. 첫 번째 문제는 노동조합 가입이 임의적이지 않다는 것이다. 회귀방정식에서 노조원(노조부문)과 비노조원(무노조부문)의 관측된 특성을 모두 통제했다 하더라도 양 부문의 관측되지 않는 특성의 차이가 존재할 수 있고 이러한 차이가 낳는 편의가 발생되는데, 이를 통상 선택편의(selection bias)라고 한다. 특히 노조가입에 있어 선택편의는 엄밀하게 보면 두 가지 차원으로 구성된다. 우선 개별 노동자가 노동조합에 가입할 것

---

\* 툼레인대학교 경제학과 부교수

\*\* 한국노동연구원 전문위원

인가(노조수요) 하지 않을 것인가를 결정하는 차원의 선택이 있을 수 있고, 고용된 사업체에 노동조합이 존재하는가(노조공급), 그렇지 않는가에 관한 구조적 차원의 선택이 존재한다.

통상 사업체의 노조존재 여부는 회귀식에서 설명변수로 포함되지만 개인의 노조수요, 즉 노조가입에 관한 선호를 포함하고 있는 자료는 매우 희귀하다. 만약 노조를 선택하는 노동자들이 그렇지 않는 노동자에 비해 생산성이 뛰어나거나 동기부여가 잘 되는 그런 특성을 가지고 있다면, 선택편의를 교정하지 않은 노조임금효과의 추정결과는 실제 노조임금효과보다 과대하게 추정될 가능성이 있고 반대로라면 역의 가능성이 제기된다.

노조가입에 있어서 발생하는 선택편의는 바로 노조선택변수가 내생변수임을 의미하는 것이다. 통상 자료의 한계 등으로 인해 회귀식에 종속변수인 임금에 영향을 미치는 모든 변수들을 포함시킬 수는 없다. 만약 누락된 변수로 인한 관측되지 않은 이질적 특성이 노동조합선택과 종속변수(임금)에 중요한 영향을 미친다면, 추정결과는 내생성에 의한 편의를 갖게 된다. 즉 만약 조합원(노조부문)과 비조합원(비노조부문)의 관측되지 않은 어떤 특성차이로 인해 조합원(노조부문)의 임금이 높을 수가 있는데 이 경우 내생성을 교정하지 않으면, 마치 노조에 의해서 그런 결과가 나타난 것처럼 잘못 해석할 수 있다는 것이다.

노동조합의 임금효과를 추정함에 있어 선택편의 및 내생성을 고려한 정확한 추정결과를 얻는 것은 노동조합의 역할 및 잠재적 조직화 가능성과 관련하여 유의미한 함의를 제공할 수 있다. 노동조합의 임금효과는 노동자가 노조에 가입함으로써 얻게 되는 가장 기본적인 혜택으로 그 자체로서 노조가입의 강력한 인센티브가 될 수 있다. 노동자들의 관측되지 않은 이질적 특성을 교정한 노조임금효과의 참 값을 추정한다는 것은 우리 노동시장에서 노동조합이라는 제도가 수행하는 역할에 대한 평가와 잠재적인 조직화 가능성에 대한 예측을 가능하게 하는 중요한 작업이 될 수 있을 것이다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 우선 다음 2장에서 노조임금효과 추정에서 선택편의 및 내생성의 문제와 관련된 이슈들의 내용을 검토하고 이를 고려한 국내외 주요 선행연구들을 살펴본다. 3장에서는 노동패널자료를 활용하여 선택편의 및 내생성을 고려한 노조임금효과에 관한 실증분석을 수행한다. 마지막 4장에서 연구내용을 요약하고 본 연구의 한계와 분석결과의 함의를 제시한다.

## II. 노조임금효과 추정과 관련된 이슈

### 1. 노동조합 가입에 있어 선택편의 및 내생성의 문제

노동조합의 임금효과를 추정할 때, 노동조합이 임금에 미치는 여러 가지 영향들을 모두 고려하는 것은 사실상 불가능하다. 노동조합이 임금수준에 미치는 영향을 정확히 파악하기 위해서는 노조가 존재하지 않을 때 개별노동자의 경쟁시장 균형임금을 파악하여 그 효과의 크기를 추정해야 하지만 경쟁시장 균형임금은 이미 노조가 존재하는 현실에서는 관측 불가능한 변수이다. 따라서 경쟁시장 균형

임금과 조합원의 임금을 비교하는 절대임금효과(absolute wage effect)의 측정은 사실상 불가능하며, 노조부문이 비노조부문에 비해 얼마나 더 임금을 많이 받는가 하는 노조부문의 상대적 임금효과(union relative wage effect)만 추정할 수 있다.<sup>1)</sup>

노동조합의 상대임금효과는 다음과 같이 표현된다.  $W_u$ 가 조합원 임금,  $W_n$ 이 비조합원 임금이면, 노조임금효과는  $((W_u - W_n)/W_n) \times 100$ 으로 표현할 수 있다. 이렇게 추정된 노동조합의 상대임금효과는 이미 노조원이 된 노조부문의 상대적 임금효과를 추정하는 것이므로 노동조합에 가입하는 사람들의 특성이 미칠 수 있는 영향, 즉 선택편의를 고려하는 것은 불가능하게 된다.

노동조합 가입의 자기선택과 관련해서는 두 가지 상반되는 주장이 있다. 우선 평균보다 생산성이 낮거나 동기부여가 안 되는 노동자들이 주로 노동조합에 가입한다는 주장이 있다. 일종의 부(負)의 선택(negative selection)이 발생한다는 것인데, 이 경우 선형모형의 최소자승법(Ordinary Least Square : 이하 OLS)을 활용한 노조임금효과 추정치는 실제보다 과소추정된다. 노조원이 ‘대체로 생산성이 떨어지고, 동기부여도 잘 안 되는 사람들이다’라고 판단하는 신고전파에서는 노조가입에는 부(負)의 선택이 있으므로 실제 노조임금프리미엄은 OLS 추정결과보다 클 것이라고 예견한다. 반면에 노동조합에 가입하는 사람은 보다 동기부여가 잘되고, 생산적인 노동자라는 주장도 있다. 이렇듯 만약 정(正)의 선택(positive selection)이 발생하게 되면, 선형모형의 노동조합 임금효과 추정치는 실제보다 과대추정될 것이다. 실제 어떤 방향으로 자기선택이 일어나고 있는지는 실증분석으로 밝혀야 하는 문제이다.

선택편의의 문제는 크게 보아서는 미관측 이질성에 의한 내생성 문제이다. 즉 누락된 설명변수 등으로 인해 조합원(노조부문)과 비조합원(무노조부문) 간의 관측되지 않은 어떤 특성이 통제되지 않은 경우, 이 미관측된 특성과 종속변수인 임금 사이에 내생적인 관계가 발생할 수 있다는 것이다. 이 경우 이러한 내생성에 의해 조합원(노조부문) 혹은 비조합원(무노조부문)의 임금이 더 높을 수가 있는데, 이 경우 마치 노조 때문에 그러한 영향이 나타난 것처럼 잘못 판단할 수 있다는 것이다.

## 2. 노조 임금효과의 추정에서 선택편의 및 내생성을 고려한 선행연구

앞서 언급했듯이 선형모형의 최소자승법을 이용한 노조임금효과 추정에는 일정한 한계가 있는데, 우선 노조부문과 비노조부문 노동자들의 생산적 특성과 노동조합 가입 사이에 체계적 선택이 존재할 때, 이를 적절하게 통제하지 않을 경우 선택편의(selection bias)가 발생되기 때문이다. 일찍이 표본선택편의를 교정한 Duncan & Leigh(1980)의 연구에 따르면, 1969년과 1971년의 중년남성의 노조임금프리미엄의 크기는 약 1/3 가까이 떨어진 바 있다.

Budd & Na(2000)는 1983년부터 1993년까지 Current Population Survey를 이용하여 미국의 민간부

---

1) 노동조합 상대임금효과의 크기에 관한 연구는 이 분야의 선도적 실증연구자 중 한명인 Lewis(1963, 1983, 1986, 1990)에 의해 많은 진전이 있었다. 그는 노조임금효과에 관한 여러 논문들을 검토하여, 미시자료와 거시자료 추정에서의 차이점(1983), 노조임금효과의 크기와 추정 방법 검토(1986), 공공부문 각 분야별 노조임금격차의 특징(1990) 등을 제시하였다.

문의 전일제 근로자들의 노동조합 임금프리미엄을 추정했다. 그들에 따르면 OLS로 추정했을 때 노동조합원의 임금프리미엄은 12~14% 정도였다. Heckman 2단계 추정방법을 사용하여 근속의 차이, 관측되지 않은 특성, 측정오차 등을 고려했지만, 임금프리미엄의 크기는 오히려 더 커져 50%로 나타났다.

그밖에도 기존연구에서는 선택편의를 교정하기 위해 Heckman 2단계 추정을 많이 사용했는데, 이는 우선 노동조합 가입성향의 차이를 추정한 후에 이를 임금방정식의 구조식에 포함시키는 방식으로 선택편의를 교정하는 방법이다. 이때 Heckman 2단계 추정을 통해 얻은 결과들은 추정결과의 강건성(robustness)이 결여되었다는 지적을 받았다. 즉 오차항과 설명변수들을 어떠한 가정에 의해 처리하는가에 따라 민감하게 변화하는 추정치들을 보였다. 이후에는 매칭기법을 (PSM: Propensity Score Matching) 통해 선택편의를 교정하려는 노력이 많이 수행되었다.

내생성 문제에 의한 편의를 해결하는 가장 널리 알려진 방법은 패널 고정효과 모형을 활용하는 것이다. 조합원에서 비조합원으로 혹은 비조합원에서 조합원으로 이동한 노동자들을 추적하여 조사하면 관측되지 않은 이질성을 통제한 상태에서 노조임금효과를 추정할 수 있기 때문이다. 패널자료를 활용하지 못하는 경우에는 연립방정식을 사용하거나, 도구변수를 통해 내생성을 통제할 수 있다고 알려져 있다. 그러나 주어진 자료의 제약 하에서, 종속변수인 임금과는 관련이 없으면서 노동조합 가입에 영향을 미치는 적절한 도구변수를 찾는다는 것은 사실상 대단히 어렵다. 따라서 도구변수를 활용하여 노조임금효과를 추정한 선행연구는 찾기 쉽지 않다.

한국에서 노동조합의 임금효과를 추정한 연구결과들은 대체로 1990년대 초부터 등장하고 있다(<표 1> 참조). 조우현·유경준(1997)은 1993년과 1994년에 대우경제연구소에서 조사한 한국가구패널조사를 이용하여 노조의 상대임금효과를 추정했는데, OLS의 결과에 따르면 생산직 남성의 노조 임금효과는 11.2%였으나 Heckman의 2단계 추정법을 활용한 임금프리미엄은 2.1%로 크게 줄어들었다.

방하남(1998)은 직종별 임금실태조사(1993) 원자료 10% 무작위표본을 사용하여 제조업의 노조임금프리미엄을 추정하였다. 특이하게도 OLS 추정결과는 -0.25라는 마이너스 임금효과를 보고하고 있는데, 내생적 교체회귀모형(Endogenous Switching Regression Model)을 사용한 추정결과 역시 마이너스(-) 임금효과를 보고하고 있다. 즉 노조부문에서 비노조부문으로 이동할 경우 기대임금은 상승하고, 비노조부문에서 노조부문으로 이동할 경우 기대임금은 감소하는 것으로 나타났다. 선택편의와 관련해서는 노조부문과 비노조부문 모두에 정(+)의 선택이 존재한다고 보았다.

류재우(2007)는 한국직업능력개발원에서 조사한 인적자본기업패널(2005) 자료를 사용하여 제조업, 생산직 남성근로자의 노동조합 임금효과를 추정했다. OLS 추정에 의한 노조임금효과는 약 4.3~7.0%인 것으로 나타났고 연립방정식에 의한 2단계 추정(2SLS)의 결과도 4.9~7.7%로 큰 차이가 없었다. 이렇듯 2단계 추정을 통해 노조가입의 선택편의 교정을 시도한 선행연구들은 분석시기와 데이터에 따라 일관되지 않는 결과들을 보고하고 있다.

2단계 추정 이외에 비모수적 방법을 통해 선택편의를 교정하는 모형으로 PSM 모형을 활용한 연구들이 있다. 필자가 아는 한 최초로 PSM 방법론을 활용하여 노조 임금프리미엄을 추정한 연구자인 Bryson(2002a)은 노동조합 가입과 임금 모두에 영향을 미치는 많은 특성들을 통제할 수 있는 풍부한

정보를 포함하고 있는 영국의 사업체-노동자 결합 데이터인 1988년도 WERS(Workplace Employee Relations Survey) 자료를 이용하여 노조가입의 임금효과를 추정하였다. 추정 결과 영국의 민간부문에서 총시간급여를 기준으로 매칭 전의 노조임금효과는 17~25%였으나, 매칭 후의 그 효과는 3~6%로 낮아졌고 통계적 유의성이 상실되었다. 저자는 조합원들의 높은 임금의 상당부분은 그들의 개인적 특성이나 직무, 그들이 고용된 사업장의 특성과 연관된 그들의 잠재적 소득능력으로 설명할 수 있고 노동조합의 영향은 크지 않다고 보았다.

<표 1> 노동조합의 임금효과 관련 국내외 주요 실증연구

연구자	자료	추정방법	추정결과
Duncan & Leigh(1980)	CPS(1973)	Heckman 2단계	노조임금효과의 크기가 1/3 감소
Budd & Na(2000)	CPS(1983~1993)	OLS Heckman 2단계	노조가입의 임금효과: 12~14% 노조가입의 임금효과: 50%
Bryson(2002a)	WERS1998	PSM	매칭전 노조임금효과: 17~25% 매칭후 노조임금효과: 3~6%(유의×)
Bryson(2002b)	WERS1998	PSM	매칭전 노조임금효과: 5~12% 매칭후 노조임금효과: 유의하지 않음
Eren(2007)	PSID(1993)	PSM	OLS 결과: 21.1% PSM 결과: 27.1~28.6%
Jakubson(1991)	PSID(1976~1980)	OLS 고정효과	남성조합원: 20% 남성조합원: 5~8%
Cai & Waddoups(2011)	HILDA(2001~2004)	OLS 고정효과	남성조합원: 8.7%, 여성조합원: 4.0% 남성조합원: 5.2%, 여성조합원: 1.9%
조우현 · 유경준(1997)	한국가구패널조사	OLS Heckman 2단계	생산직 남성: 11.2% 조합원: 2.1%
방하남(1998)	직종별임금실태조사 (1998)	Switching Regression	음(-)의 임금효과 정(+의 선택편의
류재우(2007)	인적자본기업패널 (2005)	OLS 2SLS	유노조기업의 임금효과 : 4.3~7.0% 유노조기업의 임금효과 : 4.9~7.7%
조동훈(2008)	한국노동패널 (1998~2006)	OLS 고정효과	4.6% 2.1%~2.3%
이인재 · 김태기(2009)	한국노동패널 (1998~2007)	OLS 고정효과	5.4~7.3% 2.7~6.7%
조동훈(2010)	한국노동패널 (1998~2008)	OLS 고정효과	5.7% 4.2%

그의 또 다른 논문(2002b)에서도 같은 자료를 이용해서 영국 민간부문의 노동조합 임금프리미엄을 OLS와 PSM로 추정했다. 분석결과 OLS로 추정한 노조가입의 임금효과는 추정모형 및 표본에 따라 5~12%를 나타냈지만 PSM 추정결과 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못했다. 그는 OLS 추정결과가 상향편의 되어 있고, 실질적으로 노조임금효과는 발견되지 않는다고 보았다.

Eren(2007)에 따르면, 1993년의 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 자료를 이용한 분석결과, OLS를 활용한 추정값과 매칭을 활용한 추정값의 크기는 30% 정도의 차이를 보였다. OLS를 활용한 추정값은 0.211이었으나 매칭을 통한 추정결과는 0.271(Epanechnikov kernel matching)에서 0.286(single-neighbor matching)사이로 나타났다. 선택편의를 교정하니까 오히려 추정치가 커진 것이다. 즉 이 경우 추정의 방법론과 절차상에 문제가 없었다면, 1993년 당시 영국 노동자들의 노조가입에는 일종의 부(負)의 선택이 일어나고 있었다고 판단할 수 있을 것이다.

Bryson(2002a)은 OLS 추정치의 결과를 보고하지 않아서 직접 비교가 어렵고, Bryson(2002b)의 경우 PSM 추정치는 OLS 결과보다 크게 줄어들어 일부 모형에서는 음의 계수값을 나타냈다(통계적 유의성은 없음). 한편 Eren(2007)의 경우 매칭을 통해 구한 노조임금효과는 OLS 추정값 보다 컸다. 이렇듯 그다지 많지 않은 PSM을 활용한 선행연구 결과 역시 노동조합 가입의 선택과 관련하여 일관된 방향성을 제시해주고 있지 못하다.

패널고정효과 모형을 이용하여 관측되지 않은 개인특성에 의한 내생성을 교정한 노조임금효과 연구결과는 적지 않다. 우선 Jakubson(1991)은 미국의 가구패널조사(PSID) 1976~1980년도 자료를 활용하여 노조임금효과를 추정하였는데, 고정효과 모형으로 추정된 남성조합원의 노조임금효과는 5~8%로 같은 자료의 횡단면 추정결과보다 50% 이상 줄어들었다.

호주의 가구패널 자료인 HILDA(Household, Income and Labour Dynamics in Australia) 2001~2004년도 자료를 활용한 Cai & Waddoups(2011)의 분석결과 역시 횡단면 추정시 8.7%(남성), 4.0%(여성)였던 노조임금효과는 고정효과에서는 각각 5.2%, 1.9%로 크게 줄어드는 모습을 보였다.

한국에서도 노동패널 자료를 활용해 패널고정효과 모형을 통해 노조임금효과를 추정한 연구들이 존재한다. 이러한 분석결과 역시 횡단면 추정에 비해 패널 고정효과 추정에서 그 크기가 많게는 50% 가까이 감소하는 것으로 나타났다. 비슷한 시기의 동일한 자료를 활용한 조동훈(2008, 2010)과 이인재·김태기(2009)의 세 연구에서 고정효과로 추정한 노조임금효과는 적게는 2.1%, 크게는 6.7%로 보고된다.

### III. 실증분석

#### 1. 데이터 소개

본 논문의 분석에서 활용한 자료는 한국노동연구원이 제공하는 한국노동패널로 제9차년도(2006년)부터 제15차년도(2012년)까지의 샘플이다. 노동패널 자료는 노동조합과 관련된 다양한 정보를 제공하고 있는데, 그중에서도 제9차년도(2006년)부터 제15차년도(2012년)까지의 노동패널 자료는 다른 자료에서는 찾아보기가 매우 어려운 노동조합 선호에 관한 정보를 담고 있다. 현재 노동조합에 가입하고 있는 조합원들을 대상으로 계속 노조에 남고 싶은지, 혹은 탈퇴하고 싶은지에 대한 정보를 포함하

고 있으며, 동시에 현재 노동조합에 가입하지 않고 있는 비조합원들을 대상으로 계속 비조합원으로 있기를 원하는지, 혹은 노조에 가입하고 싶은지에 관한 정보를 포함하고 있다. 이들 정보는 노동조합 가입 및 탈퇴의향을 정확히 식별함으로써 노조수요 및 노조공급에 대한 추정, 이를 통해 노동조합 대표권의 갭, 즉 좌절된 노조수요의 크기에 관한 추정에도 도움을 준다.<sup>2)</sup> 노동조합 선호 및 그 외 노조 관련 자료들을 7개 연도(2006년~2012년)에 걸쳐 패널자료로 구축하여 분석에 사용하였다.

개인의 노조가입 여부 뿐 아니라 개인의 노동조합 선호, 즉 노조에 대한 수요를 식별할 수 있다면, 이들 변수들의 추정결과를 통해 노조에 가입하려는 자들과 그렇지 않은 사람들의 노조임금프리미엄에 차이가 존재하는지 검토해볼 수 있고, 이를 통해 노조원의 선택편의 문제가 존재하는지에 대한 간접적 검토 역시 가능할 것이라는 측면에서 본 논문을 작성하는데 있어 노동패널 자료가 주는 이점은 충분하다.

## 2. 분석방법론

본 논문에서 노동조합에 대한 선호, 즉 노조수요를 고려한 노조임금효과를 추정하기 위해 활용한 모형은 기본적인 패널 고정효과 모형이다.

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 U_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Z_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

식(1)은 시간의 흐름을 고려한 노동조합의 임금효과 방정식이다.  $y_{it}$ 는  $i$ 노동자가  $t$ 시점에서 받는 로그 시간당임금이며  $U_i$ 는 본 모형의 독립변수인 노동조합 가입의향 및 가입여부와 관련된 더미변수이다.  $X_{it}$ 는 개별 노동자의 임금을 결정하는데 영향을 미치는 인적 속성이나 일자리 속성의 관측치,  $Z_t$ 는 시간더미,  $\epsilon_{it}$ 는 오차항이며,  $\mu_i$ 는 관측되지 않은 노동자 특성을 나타낸다.

통상 노조가입의 선택편의는 헤크만 식의 2단계 추정을 하거나 매칭과 같은 비모수적인 방법을 통해 일부를 해결할 수 있다. 그러나 노동조합의 가입결정은 개인적 차원에서의 자기선택이기도 하지만 동시에 사업체의 노동조합 공급, 즉 유노조사업체로의 취업 혹은 사업체의 노조조직화라는 구조적 차원에서의 제약조건 이기도 하다.

분석은 패널 고정효과 모형을 중심으로 진행하면서 노조관련 변수의 투입에 있어 개인의 노동조합 선호, 즉 노조수요에 관한 정보를 포함함으로써, 노조가입에 관한 자기선택의 영향을 검증하고자 시도하겠다. 기본모형에서의 노조임금효과, 즉 노조선호(노조수요)를 고려하지 않은 노조임금효과와 크기와 개인의 노조선호, 즉 노조수요를 고려한 노조임금효과와 크기를 비교해 봄을 통해 노조가입에 관한 선택편의의 크기와 방향성을 간접적으로 검증해볼 수 있을 것이다. 또한 유노조사업체 여부를 독립변수로 추가하여, 노조선호(노조수요)가 통제된 노조효과가 주로 유노조사업체(노조공급)의 효과에 의한 것인지, 아니면 개인의 노조가입에 의한 것인지 살펴봄으로써, 추정결과의 강건성(robustness)을 검토해보겠다.

2) 이시균·김정우(2007) 김유선(2008) 참조.

패널자료를 활용하여 고정효과 모형을 쓰는 것의 장점은 누락된 변수에 의해 발생할 수 있는 관측되지 않은 특성을 통제할 수 있다는 것이다. 식(1)에서  $u_i$ 는 시간에 따라 변동하지 않는 패널개체의 특성을 나타내는데 이를 추정하는 것이 바로 패널고정효과 모형이다. 만약 누락되거나 미관측된 변수들이 시간불변 특성을 가진  $u_i$ 와 패널개체에 따라 변화하는 순수오차항  $\epsilon_{it}$ 로 구성되어 있다면  $u_i$ 를 제거함으로써 고정효과를 구할 수 있다. 반면 확률효과에서는  $u_i$ 를 단지 확률변수로 판단하는데, 이는 개체의 미관측 이질성과 설명변수 간에 상관관계가 없다고 가정하는 것으로, 내생성 문제에 관한 해결책은 되지 못한다. 하우스만테스트를 통해 확률효과 모형과 고정효과 모형 중 어떤 모형이 더 바람직한지를 판단하게 된다.

고정효과 모형외에도 Hausman과 Taylor(1981)의 방법론을 사용하였다. 고정효과 모형을 활용하면 시간불변 변수는 모두 제거되므로 시간불변 변수의 효과, 즉 식(1)에서  $\beta_3$ 는 추정이 불가하다. 시간불변 변수들의 계수를 개체의 미관측 이질성과의 상관관계를 고려하면서 일관되게 추정하기 위해서는 Hausman과 Taylor(1981)의 방법론을 활용할 수 있다. Hausman과 Taylor 모형은 확률효과 모형에 도구변수를 포함한 모형인데, 확률효과 모형에 포함된 설명변수  $u_i$ , 즉 미관측된 개체특성과 상관관계가 없는 외생변수를 그대로 도구변수로 활용한다. 본 논문의 모형에서는 성별, 연령, 학력과 같은 시간불변 변수들의 효과까지 고려하기 위해서 위의 방법론을 활용하였다.

### 3. 실증분석

<표 2>에는 본 논문의 분석에서 활용한 변수들의 기술통계량이 나타나 있다. 우선 종속변수로는 시간당임금을 로그로 만들어 사용했다. 시간당임금은 2010년도를 기준으로 명목임금을 소비자물가지수로 나눈 실질임금 개념이다. 로그 시간당임금은 노조원이고 가입의향 있는 집단이 0.321로 가장 높았고 그 다음으로 노조원이고 가입의향 없는 집단(0.243), 비노조원이고 가입의향 있는 집단(-0.155), 비노조원이고 가입의향 없는 집단(-0.163)의 순으로 높았다.

인적속성 변수들을 살펴보면, 남성의 비율이 가장 높은 집단은 노조원이고 가입의향 있는 집단으로 81.0%가 남성이었고, 노조원이고 가입의향 없는 집단(75.0%), 비노조원이고 가입의향 있는 집단(64.7%), 비노조원이고 가입의향 없는 집단(58.4%)의 순서로 높았다.



<표 2> 표본의 기술통계량

변수	비노조원이고 가입의향 없음(I)		비노조원이고 가입의향 있음(II)		노조원이고 가입의향 없음(III)		노조원이고 가입의향 있음(IV)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
시간당임금 (만원)	1.027	0.866	0.987	0.668	1.469	0.710	1.592	1.060
로그 시간당임금	-0.163	0.586	-0.155	0.513	0.243	0.578	0.321	0.549
성별(남성)	0.584	0.493	0.647	0.478	0.750	0.435	0.810	0.392
연령	40.359	9.454	38.007	8.676	39.341	7.937	39.964	8.789
연령제곱	17.182	7.903	15.198	7.027	16.102	6.479	16.743	7.295
중졸이하	0.173	0.378	0.122	0.327	0.083	0.277	0.080	0.271
고졸	0.361	0.480	0.377	0.485	0.280	0.451	0.354	0.478
전문대졸	0.186	0.389	0.227	0.419	0.265	0.443	0.246	0.431
대졸	0.233	0.422	0.243	0.429	0.356	0.481	0.285	0.452
대학원졸 이상	0.047	0.211	0.031	0.174	0.015	0.123	0.036	0.185
가구주	0.546	0.498	0.567	0.496	0.727	0.447	0.722	0.448
미혼여부	0.237	0.425	0.269	0.444	0.159	0.367	0.168	0.374
근속(월)	64.147	66.991	59.907	58.859	133.970	82.553	139.752	94.890
제조업	0.261	0.439	0.309	0.462	0.295	0.458	0.379	0.485
1차 산업	0.008	0.088	0.006	0.075	0.000	0.000	0.006	0.076
건설업	0.092	0.289	0.092	0.288	0.038	0.192	0.030	0.170
유통서비스업	0.175	0.380	0.173	0.378	0.227	0.421	0.217	0.413
공공서비스업	0.144	0.351	0.137	0.344	0.212	0.410	0.123	0.329
개인서비스업	0.228	0.419	0.234	0.424	0.220	0.416	0.225	0.418
기타서비스업	0.092	0.290	0.050	0.218	0.008	0.087	0.019	0.137
전문관리직	0.289	0.453	0.286	0.452	0.273	0.447	0.225	0.417
사무직	0.183	0.387	0.197	0.398	0.242	0.430	0.247	0.431
서비스판매직	0.162	0.369	0.126	0.331	0.015	0.123	0.038	0.191
농림어업직	0.005	0.073	0.002	0.045	0.008	0.087	0.003	0.054
생산직	0.360	0.480	0.389	0.488	0.462	0.500	0.488	0.500
5인 미만	0.194	0.396	0.107	0.309	0.000	0.000	0.000	0.000
5~99인	0.530	0.499	0.547	0.498	0.121	0.328	0.117	0.322
100~299인	0.091	0.287	0.124	0.330	0.159	0.367	0.155	0.362
300인 이상	0.185	0.389	0.222	0.415	0.720	0.451	0.728	0.445
정규직더미(노동부)	0.578	0.494	0.656	0.475	0.871	0.336	0.930	0.255
노조원(더미)	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
노조가입의향(더미)	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000
유노조사업체	0.082	0.275	0.073	0.260	0.970	0.172	0.986	0.120
(I)더미	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
(II)더미	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
(III)더미	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
(IV)더미	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000
개체수	16,843		5,329		132		2,414	

자료 : 한국노동패널 9~15차년도 자료, 이하 동일.

주 : 1차 산업은 농·임·어업 및 광업, 유통서비스업은 운수, 도소매업, 공공서비스업은 공공부문과 교육, 보건 복지사업 등, 개인서비스업은 금융 및 보험업, 기타서비스업은 숙박 및 음식업, 오락 및 문화산업임.

평균연령은 비노조원이고 가입의향 없는 집단이 40.4세로 가장 높았지만 나머지 집단의 경우에도

가장 낮은 집단의 평균연령이 38.0세(비노조원이고 가입의향 있는 집단)였고 노조원의 경우 가입의향에 따른 평균연령의 차이는 거의 없었다(가입의향 있는 집단은 40.0세, 가입의향 없는 집단은 39.3세임).

학력의 경우, 전문대졸 이상의 상대적 고학력층의 비중이 가장 높은 집단은 노조원이고 가입의향이 없는 집단으로 63.6%의 비중을 보였다. 노조원이고 가입의향 있는 집단은 56.7%의 비중을 보였고, 비노조원이고 가입의향 있는 집단은 50.1%, 비노조원이고 가입의향 없는 집단은 46.6%로 나타나 대체로 노조원의 학력수준이 상대적으로 더 높았다.

가구주 비중 역시 노조원 집단이 더 높았는데, 노조원이고 가입의향 없는 집단이 72.7%로 가장 높았고, 노조원이고 가입의향 있는 집단은 72.2%였다. 한편 비노조원이고 가입의향 있는 집단은 56.7%, 비노조원이고 가입의향 없는 집단은 54.6%의 가구주 비중을 보여 그 차이가 꽤 컸다.

혼인여부를 보면 미혼의 비율이 가장 높은 집단은 비노조원이고 가입의향 있는 집단으로 26.9%가 미혼이었다. 비노조원이고 가입의향 없는 집단의 미혼비율은 23.7%, 노조원이고 가입의향 있는 집단과 노조원이고 가입의향 없는 집단의 미혼비율은 각각 16.8%, 15.9%였다.

다음으로 일자리 속성과 관련된 변수들을 살펴보겠다. 우선 평균근속월은 노조원들이 훨씬 높았는데, 노조원이고 가입의향 있는 집단의 근속월수는 평균 139.8개월, 노조원이고 가입의향 없는 집단은 134.0개월로 나타났다. 반면에 비노조원이고 가입의향 없는 집단과 비노조원이고 가입의향 있는 집단의 평균 근속월수는 각각 64.1개월, 59.9개월로 노조원 집단에 비해 절반 이상 작았다.

산업별 분포는 집단별로 큰 차이를 보이지 않고 있다. 모든 집단에서 가장 많은 분포를 보인 산업은 제조업으로 적게는 26.1%(비노조원이고 가입의향 없는 집단)에서 많게는 37.9%(노조원이고 가입의향 있는 집단) 정도의 비중을 나타냈다. 유통서비스업(운수, 도소매업), 공공서비스업(공공부문 및 교육, 보건, 복지사업 등), 개인서비스업(금융 및 보험업)의 분포는 대략 20% 내외의 분포를 보이고 있으며 기타서비스업(숙박 및 음식업, 오락 및 문화산업)의 분포는 적게는 0.8%(노조원이고 가입의향 없는 집단)에서 많게는 9.2%(비노조원이고 가입의향 없는 집단)의 비중을 보였다.

직종별로는 모든 집단에서 생산직의 비중이 적게는 36.0%(비노조원이고 가입의향 없는 집단)에서 많게는 48.8%(노조원이고 가입의향 있는 집단)의 분포를 보여 가장 많은 비중을 나타냈고, 대체로 전문관리직과 사무직의 비중이 그 다음으로 높았다.

기업규모별로는 노조원 집단과 비노조원 집단의 차이가 현격한 것으로 나타났다. 노조원이고 가입의향 있는 집단의 300인 이상 기업에 종사하는 비중은 72.8%로 나타났고 노조원이고 가입의향 없는 집단의 경우에도 72.0%로 매우 높았다. 반면에 비노조원이고 가입의향 있는 집단에서 가장 많은 비중을 나타낸 기업규모는 5~99인 규모로 54.7%의 비중을 보였다. 비노조원이고 가입의향 없는 집단의 경우에도 그 비중은 53.0%로 가장 높았다.

고용노동부 기준으로 정규직을 정의했을 때 정규직 비중은 노조원이고 가입의향 있는 집단의 경우 무려 93.0%에 달했고 노조원이고 가입의향 없는 집단의 경우에도 87.7%가 정규직이었다. 반면에 비노조원이고 가입의향 있는 집단의 정규직 비중은 65.6%, 비노조원이고 가입의향 없는 집단의 정규직 비중은 57.8%에 그쳤다.

각 집단별로 유노조사업체의 비중을 보면, 노조원 지위별로 매우 큰 격차를 보이고 있다. 비노조원이고 가입의향 있는 집단에서 유노조사업체의 비중은 7.3%에 불과했고, 비노조원이고 가입의향 없는 집단에서도 8.2%에 그쳤다. 노조원인 경우에 유노조사업체의 비중이 100%가 되지 않는 것은 일부 노조원의 경우 기업별 노동조합이 아닌 초기업단위 노조에 가입하고 있기 때문에 나타난 현상으로 판단된다.

노동조합 가입여부를 기준으로 조합원 더미를 만들었고 노동조합 가입의향, 즉 노조수요에 관한 더미변수를 추가로 생성하였다. 노조수요에 관한 더미변수는 노조원을 대상으로 노조탈퇴의향이 없는 경우를 1로 코딩하였고, 비노조원을 대상으로 노조가입의향이 있는 경우를 1로 코딩하여 구축하였다.

<표 3> 표본의 특성 : 노동조합 가입과 노조선호(노조수요)

(단위 : 개, %)

	노조 가입의향 없음	노조 가입의향 있음	전체
비조합원	16,843(76.0)	5,329(24.0)	22,172( 90.0)
조합원	132( 5.2)	2,414(94.8)	2,546( 10.0)
전체	16,975(68.7)	7,743(31.3)	24,718(100.0)

본 논문의 분석모형에서 독립변수에 해당하는 노동조합 가입여부 및 노동조합 가입의향(노조수요)에 해당하는 변수들의 교차분포는 <표 3>과 같다. 전체 24,718개의 개체 중 조합원의 비중은 10.0%에 달하고 있는데 이는 최근 몇 년간 고용노동부에서 발표하는 노동조합 조직률과 비슷한 수준이다. 전체 24,718개 개체 중 노조가입의향이 있는 사람의 비중은 31.3%, 그렇지 않은 사람의 비중은 68.7%였다.<sup>3)</sup>

노조가입의향, 즉 노조수요를 조합원 지위별로 살펴보면 다음과 같다. 우선 조합원 중에서 계속 노조에 남아있고 싶어 하는 사람들, 즉 노조가입 의향이 있는 사람들의 비중은 94.8%에 달한다. 반면 탈퇴의사를 가지고 있는 조합원의 비중은 5.2%였다. 한편 비조합원 중 노조가입 의향이 있는 사람의 비중은 24.0%, 없는 사람의 비중은 76.0%로 나타났다.

노조원 지위와 노조 가입의향 유무를 조합하여 비노조원이고 가입의향 없는 집단(I), 비노조원이고 가입의향 있는 집단(II), 노조원이고 가입의향 없는 집단(III), 노조원이고 가입의향 있는 집단(IV)의 집단별 더미변수를 구축하여 모형에 투입하였다.

<표 4>는 노조 가입의향을 식별하지 않고 노조가입 여부만을 가지고 추정한 노조임금효과이다. 즉 노조원 여부만 식별가능한 통상적인 자료를 활용하여 노동조합 임금프리미엄을 추정하는 방법의 분석 결과이다. 추정은 개체의 미관측 이질성과 설명변수 간의 상관관계가 없다고 가정한 확률효과 모형, 양자의 상관관계를 인정하고 내생성을 통제한 고정효과 모형, 그리고 시간불변동 변수의 효과까지 고려하여 내생성을 통제한 하우스만데일러 모형의 세 가지 방법을 활용하였다. 전체적으로 거의

3) 순전히 이론적으로 볼 때, 만약 이들의 가입의향, 즉 노조수요가 모두 실현된다면 노조조직률은 최대 31.3%에 달할 수 있을 것이다.

모든 계수값이 통계적으로 유의했으며, 계수값의 부호나 크기는 세 모형에서 대략 비슷하게 나타났는데, 특히 확률효과 모형과 하우스만테일러 모형에서 유사했다. 하우스만 테스트 결과 1% 수준에서 유의하게 고정효과 모형을 지지하고 있으므로 고정효과를 통해 내생성을 교정한 모형의 결과가 보다 나은 추정결과임을 알 수 있다.

<표 4> 노조가입의 임금효과

	확률효과	고정효과	Hausman-Taylor
남성	0.250***	-	0.295***
연령	0.042***	-	0.055***
연령제곱	-0.050***	-	-0.062***
고졸	0.164***	-	0.187***
전문대졸	0.307***	-	0.358***
대졸	0.471***	-	0.504***
대학원졸 이상	0.657***	-	0.606***
가구주	0.095***	0.081***	0.078***
미혼여부	-0.060***	-0.046***	-0.021**
근속(월)	0.002***	0.000***	0.001***
정규직더미(노동부)	0.069***	0.039***	0.044***
1차 산업	-0.140***	-0.133**	-0.147***
건설업	0.081***	0.043**	0.050***
유통서비스업	-0.050***	-0.032**	-0.033***
공공서비스업	-0.004	-0.024	-0.005
개인서비스업	0.000	-0.041***	-0.026**
기타서비스업	-0.085***	-0.089***	-0.089***
사무직	-0.055***	-0.039***	-0.039***
서비스판매직	-0.152***	-0.088***	-0.102***
농림어업직	-0.199***	-0.141**	-0.149***
생산직	-0.166***	-0.070***	-0.088***
5~99인	0.069***	0.036**	0.042***
100~299인	0.120***	0.065***	0.077***
300인 이상	0.182***	0.073***	0.095***
노조가입	0.065***	0.028**	0.035***
R <sup>2</sup>	0.528	0.321	-
하우스만테스트	-	738.66***	-
개체수	24,718		

주1) : 연도별 더미변수를 포함했으나 보고하지 않음.

주2) : 학력의 기준변수는 중졸이하, 산업의 기준변수는 제조업, 직종의 기준변수는 전문관리직, 기업규모의 기준변수는 5인 미만임.

인적속성과 관련한 변수들을 살펴보면 남성이 여성보다 임금이 큰 것으로 나타났고 연령의 경우 임금과는 비선형적인 관계를 보였다. 즉 우상향하다 하락하는 역U자형의 패턴을 보였다. 학력의 경우 학력수준이 높을수록 임금수준도 높아지는 관계를 나타냈다. 이상의 시간불변 변수의 계수값들은 확

률효과의 경우와 하우스만테일러 모형의 경우 크게 다르지 않았다.

가구주인 경우 임금이 높고, 미혼인 경우에는 낮았다. 근속의 경우 임금효과는 통계적으로 유의한 양의 값을 보였지만, 근속기간을 월로 측정하였음을 감안하더라도 매우 높은 수준은 아니다. 한편 정규직인 경우, 비정규직 대비 임금은 크게 높은 것으로 나타났다.

다음으로 일자리 속성과 관련된 변수들의 추정결과를 살펴보겠다. 우선 산업의 경우, 기준변수인 제조업에 비해 건설업을 제외한 모든 산업은 임금이 낮은 것으로 나타났다. 직종의 경우 기준변수인 전문관리직에 비해 다른 모든 직종의 계수값은 통계적으로 유의한 음수였다. 규모의 경우 기업규모가 클수록 임금이 높은 것으로 나타났다. 이상의 계수값들의 부호 및 크기는 모든 모형에서 큰 차이가 없었다.

이제 본 논문의 주요관심사인 노동조합 가입의 임금효과를 살펴보겠다. 확률효과 모형에서 노조가입으로 인한 임금프리미엄은 6.5%로 나타났다. 하우스만테스트 결과는 고정효과를 지지하고 있어, 내생성을 교정하기 위해서는 고정효과 모형을 활용한 추정이 바람직하다. 고정효과로 추정한 노조가입의 임금효과는 2.8%로 나타나 확률효과의 추정결과보다 약 57% 정도 감소하였다. 이러한 결과는 국내의 선행연구, 특히 노동패널 자료를 활용한 분석결과와 매우 유사하다. <표 1> 등을 보면, 한국에서 횡단면분석을 통한 노조임금효과의 크기는 사업체조사인 경우 3~9%, 가구조사인 경우 5~8% 정도를 나타냈는데, 패널자료를 통한 분석으로 내생성을 교정한 추정치는 횡단면 분석의 추정치보다 적게는 9%, 크게는 60% 가량 감소하는 결과를 보고하고 있다.<sup>4)</sup>

이상 노조가입의 임금효과를 추정함에 있어, 근무하고 있는 사업체에 노동조합이 조직되어 있는지의 여부, 즉 유노조사업체 더미를 추가하였을 때에도 일관된 결과를 나타내는지 추가로 검토해보았다. <표 4>에서 별도로 보고하고 있지는 않으나, 동일한 모형에다가 유노조사업체 더미를 추가한 결과, 확률효과의 경우 유노조더미의 추정계수는 0.038, 조합원더미의 추정계수는 0.039로 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 하우스만테스트 결과는 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나 이상의 확률효과 추정치가 내생성에 의해 교란되었을 가능성을 제기한다.

고정효과 모형과 하우스만테일러 모형을 통해 내생성을 통제한 모형의 추정결과를 보면 유노조더미의 추정계수는 모두 통계적인 유의성이 상실되었고, 그 크기 역시 0.003, 0.009로 미미했다. 반면에 조합원더미의 추정계수는 두 모형 모두에서 1% 수준에서 통계적으로 유의하면서 각각 0.026, 0.030으로 상대적으로 높았다. 이상의 결과는 유노조사업체 여부를 통제한 경우, 노조가입과 비가입의 임금격차가 크게 축소되고 통계적 유의성이 상실되었다는 조동훈(2008)의 분석결과와는 상이한 것으로 관측되지 않은 노동자 특성을 통제한 결과, 유노조사업체의 임금효과는 거의 탈각되는 반면, 노조가입의 임금효과는 여전히 남아있는 것으로 해석될 수 있다.

이제 노동조합의 임금효과를 추정함에 있어 노동조합 선호, 즉 노조수요를 고려한 분석모형을 추정

---

4) 그러나 고정효과 모형은 측정오차를 발생시켜, 추정결과와 편의를 발생시킬 수 있다. 성재민(2009)은 노조지위의 경우 측정오차의 문제가 더 심각할 수 있음을 밝혔고, 홍민기(2010)에 따르면 패널 고정효과 추정은 측정오차 때문에 모든 변수들의 추정치를 0쪽으로 향하게 하며, 실제 노동패널 자료를 이용한 임금격차 추정에서 미관측 이질성이 차지하는 비중은 매우 적음을 실증 분석한 바 있다.

해보겠다. <표 5>에는 본 분석모형에서 주요 독립변수가 어떻게 구성되어 있고, 어떻게 해석하고 있는지 나타나 있다.

<표 5> 노조가입 및 노조선호(노조수요)와 임금효과 계산

		노조선호 여부(노조 가입의향 더미)	
		없음	있음
노조가입 여부 (노조원 더미)	노조 비조합원	-(기준변수)	A
	노조 조합원	B	B+A+B*A
노조선호자의 노조임금효과 (노조원 임금-비노조원 임금)		B	(B+A+B*A)-A=B+B*A
노조선호자와 비선호자 간의 노조임금격차			B*A

앞서 언급한대로 노동조합 가입여부에 관한 더미변수와 노동조합 수요에 관한 더미변수를 재조합하여 네 가지 상황별 집단, 즉 비노조원이고 가입의향 없는 집단과 비노조원이고 가입의향 있는 집단, 그리고 노조원이고 가입의향 없는 집단과 노조원이고 가입의향 있는 집단의 네 집단별 더미변수를 구축하여 모형에 투입하였다. 이때 기준변수는 노조원이 아니면서 가입의향도 없는 집단이 된다. 우리 모형의 관심사는 노조가입의향, 즉 노조선호(노조수요)를 통제한 노조임금격차, 특히 노조선호자, 즉 노조수요가 있는 노동자의 노동조합 임금효과 크기를 추정하는 것으로 <표 5>에서 음영으로 표시된 부분이다.

<표 6> 노조선호(노조수요)와 노조임금효과 I

	모형 I			모형 II		
	확률효과	고정효과	HT	확률효과	고정효과	HT
	계수값	계수값	계수값	계수값	계수값	계수값
노조비선호자의 노조가입의 임금효과(B)	0.009	-0.020	-0.012	0.018	-0.014	-0.003
노조선호자의 노조가입의 임금효과(B+B*A)	0.082***	0.038***	0.046***	0.086***	0.044***	0.055**
노조선호자와 노조비선호자의 노조임금격차(B*A)	0.073***	0.058**	0.059**	0.068**	0.058*	0.058***
R <sup>2</sup>	0.529	0.322	-	0.532	0.327	-
하우스만테스트	-	762.26***	-	-	758.12***	-
개체수	24,718			24,718		

주1) : 기준변수는 비노조원이면서 노조비희망자임.

주2) : 추정에는 성별, 연령, 연령제곱, 학력, 가구주여부, 혼인여부, 정규직여부, 근속, 직종, 산업, 규모, 연도 더미가 포함되었으나 표에서는 생략하였음(고정효과 모형에서는 성, 연령, 학력 등 시간불변 변수는 제외됨).

주3) : 모형 I 은 교호항을 포함하지 않은 모형이고, 모형 II는 노조희망 여부 변수와의 교호항을 설명변수에 포함시켜 그 효과를 통제한 모형임.

이제 노조수요를 고려한 노동조합 임금효과를 추정해보겠다. <표 6>은 노조선호를 고려한 노조임금효과를 확률효과, 고정효과, 하우스만테일러 모형으로 각각 추정한 결과이다. 모형 II는 모형 I 의 기

본모형에다 노조선택의 교호항을 투입하여 노조선택의 효과가 다른 설명변수들에 미치는 영향들을 통제한 효과를 추정한 결과이다.

기본모형(모형 I)에서 노조선택을 통제한 노조임금효과는 확률효과 추정에서 8.2%로 통계적으로 유의했다. 하우스만테스트 결과, 고정효과 모형을 지지하고 있는데, 고정효과로 내생성을 통제한 노조임금효과는 3.8%로 나타나 확률효과 모형의 계수값보다 53% 가량 줄어들었다. 이는 노조에 가입하는 노동자들의 관측되지 않은 특성이 가져올 수 있는 내생성을 교정한 결과로 해석될 수 있으며, <표 4>의 통상적인 노조임금효과 추정에서 고정효과를 통해 내생성을 교정한 추정결과가 확률효과 모형의 계수값보다 낮아지는 것과 같은 이치이다. 하우스만테일러 모형으로 시간불변동 변수들의 효과를 포함한 경우에 노조임금효과는 4.6%로 약간 높아졌다.

노조선택의 교호항을 투입하여 추정한 모형Ⅱ의 추정결과 역시 기본모형의 결과와 크게 다르지 않았다. 하우스만테스트 결과 역시 고정효과 모형을 지지하고 있으며, 계수값의 크기는 확률효과(0.086), 하우스만테일러 모형(0.055), 확률효과(0.044)의 순서로 높게 나타나, 모든 모형에서 계수값의 크기만 조금 커졌을 뿐, 거의 유사한 결과를 보였다.

노동조합 선호, 즉 노조수요를 고려하지 않은 <표 4>의 노조임금효과와 비교해보면 노조선택을 통제한 노조임금효과의 크기는 확률효과, 고정효과, 하우스만테일러 모형의 세 모형에서 일관되게 약간 더 커지는 것을 알 수 있다. 이는 노조를 선호하는, 노조에 대한 수요가 있는 노동자들의 노조가입 임금효과가 노조선택을 고려하지 않은 평균적인 노조임금효과 보다 약간 더 높다는 것으로, 노동조합 가입에는 약간의 부의 선택(negative selection)이 일어나고 있음을 암시해준다.

<표 7> 노조선택(노조수요)과 노조임금효과Ⅱ

	모형 I			모형Ⅲ		
	확률효과	고정효과	HT	확률효과	고정효과	HT
	계수값	계수값	계수값	계수값	계수값	계수값
유노조사업체의 임금효과	-	-	-	0.037***	0.002	0.001
노조비선호자의 노조가입의 임금효과(B)	0.009	-0.020	-0.012	-0.015	-0.021	-0.017
노조선택자의 노조가입의 임금효과(B+B*A)	0.082***	0.038***	0.046***	0.056***	0.037***	0.041***
노조선택자와 노조비선호자의 노조임금격차(B*A)	0.073***	0.058**	0.059**	0.071**	0.058**	0.058**
R <sup>2</sup>	0.529	0.322	-	0.530	0.322	-
하우스만테스트	-	762.26***		-	759.94***	-
개체수	24,718			24,718		

주1) : 기준변수는 비노조원이면서 노조비희망자임.

주2) : 추정에는 성별, 연령, 연령제곱, 학력, 가구주여부, 혼인여부, 정규직여부, 근속, 직종, 산업, 규모, 연도 더미가 포함되었으나 표에서는 생략하였음(고정효과 모형에서는 성, 연령, 학력 등 시간불변 변수는 제외됨).

주3) : 모형 I 은 <표 6>과 동일하며 모형Ⅲ은 유노조더미를 포함한 모형임.

<표 7>은 유노조 더미를 추가하여 일종의 노조공급(사업체의 노조조직화) 여부를 통제했을 때 여전히 일관된 추정결과가 발견되는지 추가적으로 분석한 결과이다. 기본모형(모형 I)과 추가모형(모형

III)의 분석결과를 비교해보면, 노조공급을 통제한 노조선호자들의 노동조합 임금효과는 확률효과 모형에서는 5.6%로 나타났다. 하우스만테스트 결과는 마찬가지로 고정효과를 지지하고 있어 확률효과의 추정결과가 내생성에 의한 편의를 포함할 가능성을 제기한다. 고정효과 및 하우스만테일러 모형으로 내생성을 통제한 결과를 살펴보면 그 효과는 각각 3.7% 및 4.1%로 나타났다. 노조공급 여부와 관계의 결과를 살펴보면, 확률효과 모형에서는 유노조더미의 효과가 3.7%로 통계적으로 유의했으나 고정효과 및 하우스만테일러 모형에서는 그 통계적 유의성이 상실되었다. 이는 관측되지 않은 노동자 특성을 통제한 결과, 노조공급의 임금효과는 상실되지만 노조선호자의 노조임금효과는 일관되게 잔존하는 것으로 해석될 수 있다.

## IV. 결론 및 함의

본 논문은 한국노동패널 제9차년도(2006년)부터 제15차년도(2012)까지의 자료를 패널로 연결하여 노동조합에 대한 선호, 즉 노조수요를 고려한 노동조합의 임금효과를 패널 확률효과, 고정효과, 하우스만테일러 모형을 활용해 분석해보았다.

분석결과를 종합적으로 판단해보면 다음과 같은 결론을 내릴 수 있다. 우선 노조선호(노조수요)를 고려하고 미관측 이질성에 의한 내생성을 통제했을 때, 노동조합의 임금효과는 3.7%~5.5% 정도로 추정되었다. 이는 통상적인 횡단면 분석을 통해 추정한 노조효과 크기의 크기보다 다소 낮아진 것이다. 하우스만테스트 결과를 보면, 노조가입의 임금효과의 추정은 내생성을 교정한 모형을 선택하는 것이 바람직하며, 이 경우 미관측된 특성 차이를 무시한 확률효과의 추정결과보다 50%가량 낮은 추정결과를 얻게 됨을 지적할 수 있다. 즉 횡단면 분석이나 확률효과 모형과 같은 내생성을 고려하지 않은 추정 결과는 노조임금효과를 실제보다 과대하게 추정해 왔음을 알 수 있다.

두 번째로 통상적인 노조가입의 임금효과와 노조선호를 통제한 임금효과를 비교해본 결과 노조에 가입하는 노동자들에게 약간의 부의 선택(negative selection)이 일어나고 있다고 판단해 볼 수 있다. 그러나 본 논문의 최종모형, 즉 노조선호(노조수요) 및 유노조사업체(노조공급)를 통제하고 시간불변 변수의 효과까지 고려하여 내생성을 통제한 하우스만테일러 모형의 추정결과에서 노조임금효과는 4.1%로 나타났다. 이는 통상적인 패널 고정효과 모형에서 노조가입의 임금효과인 3.5%와는 상대적으로 큰 차이를 보이고 있지는 않아. 선택편의의 크기는 그리 크지 않다고 판단할 수 있다.

세 번째로, 유노조사업체 더미를 포함하여 노조공급을 통제했을 때에도 노조가입의 임금효과는 일관되게 통계적으로 유의한 양의 결과를 보고하고 있다. 특히 내생성을 교정한 모형의 경우, 유노조더미의 계수값은 그 통계적 유의성이 상실되고 크기가 매우 미미해지지만 조합원더미의 계수값은 비교적 일관되면서 통계적으로 유의한 결과를 보고하고 있다. 이는 개별 노동자의 관측되지 않은 특성을 통제하면 유노조 사업체의 효과는 탈각되고 노조가입 여부만이 노조임금프리미엄의 원천으로 확인되고 있음을 암시한다.



한국의 노동조합은 지난 십여 년간 10%를 약간 상회하는 수준의 조직률을 보여 왔고, 이러한 낮은 수준의 노조조직률은 대표권 문제를 비롯하여, 노동조합의 역할 및 기능과 관련한 여러 가지 찬반양론의 사회적 논란을 불러일으켜왔다. 본 논문에서 여러 가지 계량경제학적 기법을 통해 노동조합 가입의 순효과를 추정해본 결과, 노동조합은 여전히 3.7%~5.5% 가량 임금을 상승시키는 효과를 나타내고 있다. 이는 노동조합 가입의 경제적 유인은 여전히 존재하고 있음을 보여주는 것이다. 또한 노동조합원이 평균적인 노동자들에 비해 다른 특성을 가지고 있을 것이라는 전제와 관련해서는, 노조선호(노조수요)를 고려한 모형의 결과로 판단하건데, 약간의 부의 선택이 존재함을 보이고 있지만 그 차이는 미미한 수준이라 볼 수 있을 것이다.

본 논문은 패널 고정효과 모형을 활용해 미관측 이질성에 의한 내생성을 통제했음에도 불구하고 본 논문은 몇 가지 지점에서 한계를 가지고 있다. 우선 미관측된 특성이 모두 시간불변의 특성을 갖는다는 고정효과 모형의 강한 가정은 재검토 될 필요가 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 패널 도구변수 고정효과 모형 등을 고려해보아야 할 것이다.

또 하나의 문제는 측정오차의 가능성이다. 특히 얼핏 생각해보아도 노조지위의 정확한 식별과 관련해서는 측정오차가 존재할 것으로 판단된다. 통상 유노조일자리와 무노조일자리 간의 이동이 드물어 이러한 표본수가 매우 적기 때문에, 조합원의 신분이동에 관한 자그마한 측정오차도 매우 민감한 결과를 가져올 수 있다. 보다 근본적으로는 노동조합 일자리의 이동이라는 것이 무작위하게 발생하지 않으며 이때 고정효과를 활용하더라도 선택편의 문제는 여전히 남는다는 것이다.

## 참고문헌

- 김유선(2008), 「노조수요 추정과 노조가입의사 결정요인」, 『고용과 직업연구』, 제2권, 제1호, 한국고용정보원, pp. 29~50.
- 류재우(2007), 「노동조합과 임금구조」, 『노동경제논집』, 제30권, 제1호, 한국노동경제학회, pp. 31~53.
- 방하남(1997), 「90년대 노조의 상대적 임금효과: 제조업을 중심으로」, 『산업관계연구』, 제8권, 한국노사관계학회, pp. 189~226.
- 성재민(2009), 『한국의 임금불평등에 관한 연구』, 고려대학교 대학원 경제학과 박사학위논문.
- 이시균·김정우(2007), 「노동조합 가입성향 결정요인과 대표권의 겹」, 『사회경제평론』, 제29권, 제3호, 한국사회경제학회, pp. 93~132.
- 이인재·김태기(2009), 「정규직과 비정규직의 임금격차 : 노동조합과 기업규모의 영향을 중심으로」, 『노동경제논집』, 제32권, 제3호, 한국노동경제학회, pp. 1~26.
- 조동훈(2008), 「패널자료를 이용한 노동조합의 임금효과 분석」, 『노동경제논집』, 제31권, 제2호, 한국노동경제학회, pp. 103~128.
- \_\_\_\_\_(2010), 「패널자료를 이용한 산업간 임금격차 분석」, 『산업관계연구』, 제20권, 제4호, 한국노사관계학회, pp. 153~175.
- 조우현·유경준(1997), 「노동조합 가입성향의 결정요인과 노조의 상대적 임금효과」, 『경제학연구』, 한국경제학회, pp. 99~127.
- 홍민기(2010), 「정규-비정규근로의 임금격차 추정에 대한 논의」, 『산업노동연구』, 제16권, 제2호, 한국산업노동학회, pp. 141~161.
- Becker, S. O., and A. Ichino(2002), “Estimation of average treatment effects based on propensity scores”, *The Stata Journal*, Vol. 2(4), pp. 358-377.
- Bryson, A.(2002a), “The Union Membership Wage Premium: An Analysis Using Propensity Score Matching”, Center for Economic Performance Discussion Paper No. 530, London School of Economics.
- \_\_\_\_\_(2002b), “The Size of the Union Membership Wage Premium in Britain’s Private Sector”, Policy Studies Institute Discussion Paper No. 9, University of Westminster.
- Budd, J. W., and Na. I.(2000), “The Union Membership Wage Premium for Employees Covered by Collective Bargaining Agreements”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 18(4), pp. 783-807.
- Cai, L., and C. J. Waddoups(2011), “Union Wage Effect in Australia: Evidence from Panel Data”, *The British Journal of Industrial Relations*, Vol. 49(S2), pp. s279-s305.
- Duncan, G., and D. Leigh(1980), “Wage Determination in the Union and Nonunion Sectors: A Sample Selectivity Approach”, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 34(1), pp. 24-34.

- Eren, O.(2007), "Measuring the Union - Nonunion Wage Gap Using Propensity Score Matching", *Industrial Relations*, Vol. 46(4), pp. 766-780.
- Hausman, J. A. and W. E. Taylor(1981), "Panel Data and Unobservable Individual Effects", *Econometrica* Vol. 49, pp. 1377-1398.
- Jakubson, G.(1991), "Estimation and Testing of the Union Wage Effect Using Panel Data", *Review of Economic Studies*, Vol. 58(5), pp. 971-991.
- Lewis, H.(1963), *Unionism and Relative Wage in the United States*, The University of Chicago Press.
- \_\_\_\_\_(1983), "Union Relative Wage Effect: A Survey of Macro Estimates", *Journal of Labor Economics*, Vol. 1(1), pp. 1-27.
- \_\_\_\_\_(1986), *Union Relative Wage Effects : A Survey*, The University of Chicago Press.
- \_\_\_\_\_(1990), "Union/Nonunion Wage Gaps in the Public Sector", *Journal of Labor Economics*, Vol. 8(1), pt. 2, s260-s328.