

勞 動 經 濟 論 集
 第30卷(3), 2007. 12, pp. 43~75
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

노동조합이 고용안정에 미치는 효과에 관한 연구 - 프로빗-로짓의 Oaxaca 비선형분해* -

조동훈** · 조준모***

본 연구는 한국노동패널을 사용하여 2002~2005년 3년 동안 직장이직률 추세와 이에 영향을 주는 여러 요인들 가운데 노동조합의 역할을 중심으로 실증분석하였다. 기초통계량에 있어서는 노동조합에 가입된 근로자의 직장 유지율이 노조에 가입되어 있지 않은 근로자보다 평균 28.3%포인트 높게 나타났다. 직장이직에 영향을 미치는 개인의 관측되는 변수를 통제한 결과에서는 노동조합이 직장유지율을 11~13%포인트 증가시키는 것으로 추정되었다. 노동조합이 근로자의 고용안정에 미치는 효과를 세부적으로 살펴보기 위하여 Fairlie(2003)가 개발한 비선형분해 방법을 사용하여 분석하였다. 비선형분해(Non-linear decomposition) 방법을 사용하여 노조-비노조 간 직장이직률의 차이를 근로자의 관측되는 변수에 의해 설명되는 부분과 설명되지 못하는 부분으로 나누어 살펴볼 때 설명되는 부분의 기여도가 67~74%로서 추정되고 설명되지 못하는 부분이 나머지 26~33%를 차지함을 알 수 있다. 이는 노동조합이 조합원들의 고용안정에 기여한 부분 외에도 노조에 가입된 근로자의 직장이직 성향이 노조에 가입되지 않거나 노조가 조직되어 있지 않은 사업장에 종사하는 근로자보다 평균적으로 낮음을 시사한다. 실증분석 결과는 노동조합의 고용안정 효과는 최대 7~9%포인트 경계 안에서 한정됨을 시사한다. 노동조합의 고용안정에 미치는 효과가 이처럼 작은 원인은 기업별 단체교섭구조, 외환위기 이후 기업경쟁의 심화, 기업규모별 노동시장 분절화 등 다양한 원인을 추론해 볼 수 있을 것이다.

—주제어 : 직업안정, 노동조합, 직장이직률, Oaxaca 비선형분해

* 본 논문의 초고에 대해 상세한 논평을 해주신 두 분 심사자에게 감사의 뜻을 전한다.

** 한국노동연구원 연구위원 (jedisword@kli.re.kr)

*** 성균관대학교 경제학과 교수 (trustcho@skku.edu)

I. 서 론

외환위기 이후 불어닥친 고용불안은 노사관계 갈등의 핵심 요인이 되었다. 외환위기 이후 짧은 회복기를 거치면서 저성장 시대에 진입하면서 노사관계에 있어 임금보다는 고용불안정 이슈가 더 큰 화두가 되었다. 근로자가 노동조합에 가입하는 원인은 보다 높은 임금인상에 대한 기대도 있지만 노동조합이 통상해고, 정리해고 등 다양한 비자발적 이직률을 줄이는 데 기여할 수 있기 때문이다. 또한 노동조합은 고충처리 기제를 설치하여 직장내 갈등을 사전예방함으로써 근로자의 직장내 만족도를 높이고 결과적으로 근로자의 자발적 이직률을 줄 일 수 있다(Freeman and Medoff 1984). 따라서 노동조합의 프리미엄이 단순히 보다 높은 임금보다는 보다 높은 직업안정성(job stability)이라는 암묵적 혜택(implicit benefit)이 노동조합의 직장 프리미엄으로 작용할 가능성이 높아졌다. 노동조합이 조직된 사업장에서 상대적으로 높은 수준의 고용안정이 보장됨에 따라 이들 사업장에 구직 경쟁이 심화되고 취업을 하지 못한 근로자는 무노조 사업장에 초과 공급되면서 무노조 사업장의 임금 및 고용안정 등의 근로조건이 악화될 수 있다.

고용안정성에 관한 실증연구로서 남재량(2005), 금재호·조준모(2005), 김우영(2003), 전병유(2002)의 연구들을 들 수 있다. 이들의 연구는 주로 한국노동패널(KLIPS)을 이용하여 외환위기 전후의 고용안정성(job stability)의 변화에 관해 실증분석하였다.

본 연구에서는 노동조합이 고용안정에 미치는 효과를 분석한다. 노동조합의 고용안정효과에 대한 국내 연구로는 윤진호(2004), 어수봉(1993)과 조우현(1994)의 연구가 있다. 예컨대, 어수봉의 연구는 금속산업을 대상으로 노동조합이 직장이직에 미친 효과를 분석하였는데 노동조합이 근로자의 연간 이직률을 27.4%포인트 감소시키는 것으로 추정하였다.

노동조합이 고용안정에 미치는 효과에 관한 대표적 연구로서 Freeman and Medoff(1984)의 연구를 들 수 있다. 그들의 연구에 의하면 노동조합이 근로자의 직장만족도를 높여 자발적 이직을 감소시킨다고 제안한다. Moreton(1998, 1999)은 노동조합이 일반적으로 해고 확률을 낮추지만 정리해고의 확률은 낮추지 못한다고 보고한다. 반면 Jones and McKenna(1994)는 노동조합이 고용안정의 서비스를 조합원에게 제공할 때 고용안정이 제공하는 한계편익이 조합비보다 크거나 작을 때 노동조합에 가입하게 된다

는 이론모형을 개발하였다. 기존 연구들을 살펴보면, 실증연구이든지, 이론연구이든지, 노동조합은 대체로 고용불안정성을 감소시키는 것으로 설명된다.

노동조합의 교섭구조와 고용불안정성에 관한 실증연구들로서 Calmfors and Driffill (1988), OECD(1997)의 연구들을 들 수 있다. Calmfors and Driffill(1988), OECD(1997)의 실증연구는 기업별 교섭구조하에서 고용불안정성이 산업별 교섭보다 더 낮은 것으로 보고한 반면, Scarpetta(1996)의 연구는 기업별 교섭구조하에서 고용불안정성이 산업별 교섭보다 도리어 더 높은 것으로 나타난다. 그러나 이들의 연구들은 국가별 거시 시계열 자료를 이용한 분석이어서 교섭구조의 순수효과만을 계측해 내는 데는 일련의 한계가 있다. 한편 Soskice(1990)는 기업별 교섭구조하에 고용불안정도와 높은 이론적 근거를 제시한다. 즉 기업별 교섭구조하에서 수익성이 높은 기업들에서 높은 임금인상이 유발되기 쉽고 이러한 기업들에서 높은 임금인상은 동종 산업의 수익성이 낮은 기업들에게 임금인상의 압력을 가중시키게 된다. 그 결과 산업 전체적으로 더 높은 평균 임금인상을 받게 되어 고용불안이 심화될 수 있다고 평가한다.

〈표 1〉 기초통계량: 한국노동패널(2002)

변수	평균	표준편차	변수	평균	표준편차
직장이직	0.47	0.50	직종		
직장이동	0.32	0.36	관리직	0.01	0.09
노동시장 탈퇴	0.15	0.35	전문직	0.10	0.29
노조	0.14	0.34	기술직	0.14	0.35
여성	0.40	0.49	서비스직	0.17	0.38
나이	37.09	9.00	판매직	0.08	0.27
근속연수	5.14	6.35	사무직	0.08	0.28
학력수준			기능직	0.19	0.39
고졸 미만	0.21	0.41	장치조립직	0.14	0.34
고졸	0.41	0.49	단순노무직	0.10	0.29
전문대졸	0.15	0.35	산업		
대졸 이상	0.24	0.43	광업·건설	0.10	0.30
고용형태			제조업	0.29	0.45
비정규직	0.18	0.39	전기·운수·통신	0.07	0.26
기업체 규모			도소매	0.13	0.34
1~29인	0.42	0.49	숙박·음식점업	0.05	0.22
30~99인	0.14	0.35	금융·보험·임대	0.06	0.24
100~299인	0.08	0.26	공공서비스	0.15	0.36
300~500인	0.03	0.17	사업서비스	0.07	0.25
500~1,000인	0.03	0.17	기타서비스	0.06	0.24
1,000인 이상	0.14	0.34	표본크기	2972	
결측변수	0.17	0.38			

기업별 교섭구조가 전형적인 교섭구조였던 우리나라의 경우¹⁾ 고용불안정성이 얼마나 되고 노동조합의 고용안정화 기능이 얼마나 되는지를 가늠하는 실증분석 연구가 필요하다. 본 연구는 노동조합이 사업장내 고용안정에 미치는 효과를 실증분석한다. 기존 연구들의 연장선에서 다음과 같은 차별성을 갖는다. 첫째, 본 연구는 전체 산업에 종사하는 근로자패널 자료 가운데 가장 최근의 자료를 분석 대상으로 함으로써 외환위기 이후 노동조합과 고용안정성 관계에 대한 객관적인 기초자료로 활용될 수 있으리라 판단된다. 둘째 기존 연구에서 노동조합이 고용안정에 미치는 효과는 고용안정의 결정식에서 노동조합을 단순더미 처리하여 결과를 해석하였지만 본 연구에서는 고용안정의 식에서 노조 부문으로의 근로자 특성의 자기선택(self-selection)으로 인한 부분을 제어하기 위해 Oaxaca 분해기법의 응용기법인 비선형확률식의 Oaxaca 분해방식을 이용하여 순수 노동조합의 효과만을 계측하고자 시도하였다.

이하 제Ⅱ장에서는 분석에 사용된 자료 및 직장유지율에 대해 설명한다. 구체적으로 제Ⅱ장의 첫 번째 소절에서는 집단별 직장유지율을 살펴보고, 두 번째 소절에서 기초통계량의 주목할 만한 특성들을 설명한다. 제Ⅲ장의 첫 번째 소절에서는 비선형확률분석 결과를 제시하고 두 번째 소절에서 전절의 비선형확률분석 결과를 토대로 분석할 비선형확률분해 모형을 설명한다. 제Ⅲ장의 마지막 소절에서는 비선형확률 분해분석 결과를 해석한다. 마지막 제Ⅳ장에서는 요약 및 결론을 제언하고자 한다.

Ⅱ. 자료 및 직장유지율

1. 집단별 직장유지율

본 연구에서는 지난 2002년부터 2005년까지 3년 동안의 직장유지율을 추정하기 위해 서 「한국노동패널」 조사 제 5차년도 자료와 제8차년도 자료를 이용하였다. 제5차년도 자료를 기준년도 자료로 사용한 이유는 직장유지율을 결정하는 중요한 변수로 사용되는

1) 최근 민주노총을 중심으로 산별교섭 구조 형성을 위한 시도가 이루어지고 있으나 아직 교섭구조로 정착되지는 못하여 현재 시점으로 우리나라에서 기업별 교섭구조가 보편적이라는 평가에 무리가 없다고 판단된다.

기업체 규모 변수와 자기선언적 비정규직 여부를 구분할 수 있는 가장 오래된 시점의 자료였다. 이를 기준으로 노동패널의 가장 최근 자료인 2005년도 시점을 비교하여 직장 유지율에 대한 분석을 하였다. 한국노동패널 조사는 도시 지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널 조사로 1998년도에 전국 5,000가구의 가구원 13,321명에 대하여 조사를 실시하였다. 제5차년도 자료에는 총 4,289가구의 10,966명이 응답하였는데 이 중에서 조사 당시 주된 직장을 가지고 있었고, 제8차년도 조사된 20~55세 응답자 2,972명을 분석 대상으로 하였다.²⁾

분석에 사용된 변수들의 기초통계량이 <표 1>에 나타나 있다. 우선 직장이직률을 측정하기 위하여 2002년도에 주된 직장(main job)을 가지고 있는 근로자가 3년 뒤인 2005년도에 조사 시점에서 그동안 직장을 옮겼거나 혹은 노동시장에서 분리된 경우를 넓은 의미의 직장 離職(job separation)으로 정의하였다. 이 방법으로 직장이직률의 변화를 살펴보면 2002년도에 직장을 가지고 있던 응답자의 47%가 직장을 移職(turnover)하였거나 노동시장에서 퇴출되었음을 알 수 있다. 구체적으로 職場離職의 형태를 살펴보면, 직장 이동이 32%이며, 노동시장에서 퇴출한 응답자가 15%를 차지하였다.

2002년도 기준 노조에 가입되어 있는 응답자의 비율은 14%이며, 이는 응답자가 근무하는 직장에 노조가 결성되어 있고 해당 노동조합에 가입하고 있는 개인의 노조가입 비율을 의미한다. 총 표본에서 여성이 차지하는 비율이 40%이며, 응답자의 현 직장 근속 연수는 2002년 기준 평균 5.1년이었다. 자기선언적(self-reporting) 비정규직에 응답한 근로자의 비율은 18%이며, 기업체 규모가 100인 미만에 종사하는 근로자의 비율이 56%를 차지하였다.

전체 근로자에 대하여 노조 유무에 따른 2002~2005년 3년 동안 근로자가 직장을 유지할 확률 계산값이 <표 2>에 실려 있는데, 근속연수가 증가함에 따라 직장유지율이 증가함을 알 수 있다. 예를 들어, 2002년도 기준 현 직장 근속연수가 2년 미만인 근로자가 3년간 직장유지율이 34.8%인 반면에 근속연수 2년 이상 5년 미만 근로자의 유지율은 51.5%로 급격히 상승하였다. 이는 새로운 직장 초기 단계에서 많은 수의 직장이직이 발생함을 보여준다. 직장유지율은 근속연수의 증가에 따라 계속 증가하여 20년 이상 근속자의 경우 직장유지율이 87.6%에 이르고 있다. 근속연수에 따라 직장유지율이 증가하는

2) 2002년도 기준 설문에 응답한 가구원수는 10,966명이며, 2005년도 설문조사에 포함된 응답자수는 10,197명으로 2002-2005년도 분석 기간 동안의 표본유지율은 92.9%를 유지함으로써, 패널데이터를 이용한 직장유지율 추정시 발생할 수 있는 표본 탈락(sample attrition)은 본 연구에서는 크게 문제가 되지 않는다.

〈표 2〉 직장유지율: 전체 근로자

근속기간	전 체	비노조	노 조	차 이
0~<2	34.8	34.3	46.9	12.7
2~<5	51.5	49.6	71.0	21.4
5~<10	70.8	67.2	82.4	15.2
10~<15	84.5	82.0	89.9	7.9
15~<20	85.2	82.5	92.9	10.4
20+	87.6	88.2	84.6	-3.6
전 체	53.1	49.8	78.1	28.3

현상은 노동경제학의 궁합이론(matching theory) (Rosen 1974, 1986)이나, 기업특수 인적자본이론(Becker 1975) 등과 부합된다.

노동조합 가입 여부에 따라 직장유지율을 비교해서 살펴보면, 비노조 근로자의 경우 전체 평균 유지율은 49.8%로서 노조 근로자의 78.1%보다 28.3%포인트 낮음을 알 수 있다. 이를 동일한 현직 근속연수별로 비교해서 살펴보면, 근속연수 2년 미만 근로자의 경우 노조원의 직장유지율은 46.8%로서 비노조원의 유지율 34.3%보다 12.7% 높게 나타나고 있으며 근속연수 2년 이상 5년 미만 근로자의 경우 직장유지율 격차는 21.4%로 증가하였다. 근속연수가 증가함에 따라 노조-비노조 직장유지율 격차는 그 이후 다소 감소하다가 20년 이상 근속한 근로자의 경우는 오히려 비노조원의 직장유지율이 3.6% 높게 나타났다. 이는 기업구조조정으로 인하여 비자발적 이직 사유가 발생할 경우 노동조합이 근속연수가 긴 근로자를 보호하는 다양한 고용안정 조항을 단체협약에 유지함으로써 장기 근속자의 고용안정을 확보하였을 가능성을 시사한다.

전체 근로자를 성별로 분리해서 직장유지율을 살펴본 결과가 <표 3>과 <표 4>에 제시되어 있다. 먼저 남성 근로자의 전체 직장유지율은 60.4%로 여성 근로자 평균인 41.9%

〈표 3〉 직장유지율: 남성 근로자

근속기간	남 성	비노조	노 조	차 이
0~<2	39.2	38.1	58.8	20.7
2~<5	56.3	54.3	74.4	20.1
5~<10	76.6	75.1	80.5	5.4
10~<15	87.8	84.7	93.8	9.1
15~<20	87.5	84.6	95.7	11.0
20+	86.8	86.8	87.0	0.2
전 체	60.4	56.7	81.7	25.0

〈표 4〉 직장유지율: 여성 근로자

근속기간	여 성	비노조	노 조	차 이
0~<2	30.2	30.5	20.0	-10.5
2~<5	43.5	42.0	63.2	21.2
5~<10	60.2	55.0	88.5	33.5
10~<15	74.6	75.0	73.3	-1.7
15~<20	75.0	73.3	80.0	6.7
20+	91.7	95.2	66.7	-28.6
전 체	41.9	40.1	66.2	26.1

보다 18.5%포인트 높음을 알 수 있다. 특히 여성 근로자가 남성 근로자에 비해 직장유지율이 낮은 이유는 근속기간 5년 미만에 많은 근로자가 분포해 있고, 직장을 그만두고 노동시장에서 퇴출한 여성 근로자의 비율이 남성 근로자에 비해 상당히 높은 데서 기인한다. 현 직장에서의 근속연수가 길수록 직장이직의 확률이 낮아지는 현상은 남녀 모두에게서 발견된다.

남성 근로자와 여성 근로자를 노조원과 비노조원으로 구분해서 직장유지율을 살펴보면, 남성 노조원의 평균 직장유지율이 81.7%로 남성 비노조원 평균 유지율 56.7%보다 25.0%포인트 높게 나타난다. 여성 근로자의 경우에도 노조원의 평균 직장유지율이 66.2%로 여성 비노조원 평균 유지율 40.1%보다 26.1%포인트 높게 나타난다.

고용형태별로 직장유지율을 살펴보면 정규직의 경우 근로자의 평균 직장유지율이 56.1%로 전체 근로자 평균 직장유지율 53.1%보다 3.0%포인트 정도 높음을 <표 5>에서 보여주고 있다. 정규직의 경우도 노조원의 평균 직장유지율이 79.7%로 비노조원의 직장유지율 52.3%보다 27.4%포인트 정도 높음을 알 수 있다. 비정규직에 근로하는 전체 근로자의 3년간 평균 직장유지율은 39.8%로 정규직 유지율 56.1%보다 무려 16.3%포인트 정도 낮음을 알 수 있다.³⁾

마지막으로 기업체 규모별로 직장유지율을 살펴본 결과가 <표 6>과 <표 7>에 제시되어 있다. 근로자수가 300인 이상 기업체의 경우 근로자 전체 평균 직장유지율은 68.0%인 반면에 300인 미만 기업체 근로자의 평균 직장유지율은 43.9%이다. 이는 대기업에 종사하는 근로자의 고용안정성이 중소기업에 종사하는 근로자보다 높다는 것을 보여준다.

3) 비정규직에 대해서는 노조원의 표본이 적은 관계로 전체 평균 직장유지율만을 간략히 보고하고자 한다.

〈표 5〉 직장유지율: 정규직 근로자

근속기간	정규	비노조	노조	차이
0~<2	36.9	36.1	54.8	18.7
2~<5	52.1	50.1	69.5	19.4
5~<10	71.8	68.3	82.4	14.1
10~<15	85.1	82.0	91.0	9.0
15~<20	86.3	83.8	92.9	9.1
20+	87.9	88.7	84.6	-4.1
전체	56.1	52.3	79.7	27.4

〈표 6〉 직장유지율: 300인 이상 기업체

근속기간	전체	비노조	노조	차이
0~<2	41.8	39.8	55.0	15.2
2~<5	72.7	72.7	71.4	-1.3
5~<10	69.4	62.9	78.4	15.5
10~<15	91.4	90.2	92.4	2.2
15~<20	85.3	80.9	90.0	9.1
20+	81.8	88.2	75.0	-13.2
전체	68.0	61.5	79.2	17.7

〈표 7〉 직장유지율: 300인 미만 기업체

근속기간	전체	비노조	노조	차이
0~<2	31.8	31.9	38.4	6.5
2~<5	43.4	42.7	64.7	22.0
5~<10	67.2	64.8	83.8	19.0
10~<15	70.1	67.1	82.3	15.2
15~<20	82.2	78.9	100.0	21.1
20+	87.5	85.2	100.0	14.8
전체	43.9	42.3	71.1	28.8

이를 노조 유무에 따라 세분해서 살펴보면, 300인 이상 기업체의 경우 노조원의 직장 유지율이 비노조원에 비해 17.7% 높게 나타났다. 그러나 300인 미만 기업체의 경우 노조-비노조의 직장유지율 격차가 오히려 대기업보다 큰 28.8%를 보여주고 있다. 이는 노조의 고용안정 효과가 중소기업에서 상대적으로 크게 나타남을 의미한다.

〈표 8〉과 〈표 9〉는 300인 이상 기업체 정규직 근로자와 300인 미만 기업체 정규직 근로자의 근속연수별 직장유지율을 각각 나타낸다. 비정규직과 정규직을 포함한 〈표 6〉에 비하여 〈표 8〉은 노조원과 비노조원의 직장유지율의 격차가 13.6%로 감소하는 것으

〈표 8〉 직장유지율: 300인 이상 기업체 정규직 근로자

근속기간	정 규	비노조	노 조	차 이
0~<2	48.7	47.1	57.8	10.7
2~<5	71.7	74.5	66.6	-7.9
5~<10	69.4	62.5	78.7	16.2
10~<15	91.3	89.7	92.4	2.7
15~<20	85.3	80.9	90.0	9.1
20+	81.8	88.2	75.0	-13.2
전 체	70.9	65.6	79.2	13.6

〈표 9〉 직장유지율: 300인 미만 기업체 정규직 근로자

근속기간	정 규	비노조	노 조	차 이
0~<2	33.8	33.2	55.5	22.3
2~<5	44.4	43.6	64.7	21.1
5~<10	68.7	66.4	83.8	17.4
10~<15	71.4	68.3	82.3	14.0
15~<20	85.3	82.3	100.0	17.7
20+	85.2	82.1	100.0	17.9
전 체	46.2	44.2	76.8	32.6

로 나타난다. 이는 대기업 비정규직 노조원의 고용안정도가 대기업 비정규직 비노조원의 고용안정도에 비하여 상대적으로 높기 때문에 이들을 배제하고 정규직간 고용안정도의 격차는 감소함을 의미한다. 반면 <표 7>에 비하여 <표 9>는 노조원과 비노조원의 직장유지율 격차가 32.6%로 도리어 증가하는 것으로 나타난다. 이는 소기업 비정규직 노조원의 고용안정도가 소기업 비정규직 비노조원에 비하여 상대적으로 낮기 때문에 비정규직을 배제할 경우 소기업 노조원과 비노조원 간의 고용안정도의 격차는 도리어 증가함을 의미한다.

<표 10>과 <표 11>은 제조업 전체 근로자와 제조업 정규직 근로자 간에 근속연수별 직장유지율을 나타낸다. 제조업 전체 근로자의 경우 노조원과 비노조원 간의 직장유지율의 격차가 32.3%로 제조업 정규직 근로자의 30.2%보다 약간 상회하는 것으로 나타난다. 이는 제조업 비정규직 노조원이 비노조원에 비하여 직장유지율이 다소 높은 데서 기인한다. <표 12>와 <표 13>은 비제조업 전체 근로자와 비제조업 정규직 근로자 간에 근속연수별 직장유지율을 나타낸다. 비제조업 전체 근로자의 경우 노조원과 비노조원 간의 직장유지율의 격차가 26.4%로 비제조업 정규직 근로자의 26.8%와 유사한 수준을 나타낸다. 이는 비제조업의 경우 비정규직 노조원과 비노조원 간에 고용안정도의 격차가

〈표 10〉 직장유지율: 제조업 전체 근로자

근속기간	전 체	비노조	노 조	차 이
0~<2	31.4	30.6	44.4	13.8
2~<5	46.1	43.9	65.2	21.3
5~<10	70.2	65.4	84.2	18.8
10~<15	83.5	74.1	100.0	25.9
15~<20	77.1	75.0	81.8	6.8
20+	75.0	76.2	72.7	-3.5
전 체	50.7	45.7	78.0	32.3

〈표 11〉 직장유지율: 제조업 정규직 근로자

근속기간	정 규	비노조	노 조	차 이
0~<2	34.7	33.7	50.0	16.3
2~<5	49.2	47.1	65.2	18.1
5~<10	69.8	64.8	84.2	19.4
10~<15	83.1	73.1	100.0	26.9
15~<20	79.4	78.2	81.8	3.6
20+	76.6	78.9	72.7	-6.2
전 체	54.2	49.0	79.2	30.2

〈표 12〉 직장유지율: 비제조업 전체 근로자

근속기간	전 체	비노조	노 조	차 이
0~<2	37.7	37.0	57.6	20.6
2~<5	53.4	51.5	72.2	20.7
5~<10	72.8	70.0	81.4	11.4
10~<15	86.2	86.7	85.1	-1.6
15~<20	89.7	86.2	100.0	13.8
20+	91.2	90.8	93.3	2.5
전 체	57.0	53.7	80.1	26.4

〈표 13〉 직장유지율: 비제조업 정규직 근로자

근속기간	정 규	비노조	노 조	차 이
0~<2	35.9	35.5	48.3	12.8
2~<5	53.8	52.1	74.3	22.2
5~<10	71.0	68.0	81.4	13.4
10~<15	84.9	85.5	83.3	-2.2
15~<20	89.0	85.7	100.0	14.3
20+	90.9	90.5	93.3	2.8
전 체	54.1	51.3	78.1	26.8

크지 않은 데서 기인한다. <표 10>, <표 11>과 <표 12>, <표 13>을 비교하면 전체 근로자의 직장유지율은 비제조업에 더 높은 반면, 정규직 근로자의 경우 제조업과 비제조업의 격차가 거의 없어진다. 이는 제조업의 비정규직의 고용안정도가 비제조업에 비하여 낮은 데서 기인한다.

2. 기초통계량 분석

노조 고용안정 효과의 구체적 실증분석에 들어가기에 앞서 각 집단별 인적속성의 특성을 기초통계량 중심으로 비교해서 살펴보고자 한다. 먼저 전체 근로자 가운데 노조원과 비노조원에 대한 기초통계량을 <표 14>에서 살펴보면, 노동조합에 가입되어 있는 근로자 중에서 직장을 이동하거나 노동시장에서 퇴출한 비율이 22%인 반면에 비노조원의 직장이직률은 두 배가 넘는 50%에 이르고 있다. 노조원일수록 학력수준이 높고 정규직에 종사하는 비율이 높으며 대규모 기업체에 종사하는 비율이 압도적으로 높음을 알 수 있다. 또한 여성 근로자의 비율이 노조원인 경우 24%인 데 반해 비노조원의 경우는 41%로 여성일수록 노조에 가입되는 확률이 적음을 보여준다.

다음으로 남성 근로자를 노조 가입 여부에 따라 기초통계량을 <표 15>에서 비교해보면, 남성 노조원인 경우 직장이직률이 18%인 반면에 남성 비노조원인 경우에 이직률이 43%로 노조 가입 여부에 따라 직장이직률 격차가 25% 정도 차이가 있는 것으로 나타난다. 그러나 각 개인 근로자의 특성을 살펴보면 노조원인 경우 비정규직의 비율이 매우 낮고 500인 이상 근무하는 대규모 기업체에 종사하는 비율이 49%로 비노조원의 12%보다 훨씬 높았다. 근속연수에 있어서도 노조원의 근속연수가 비노조원에 비해 3.6년 정도 높게 나타난다.

<표 16>을 살펴보면, 남성 근로자의 경우와 마찬가지로 여성 근로자에 대해서도 노조원의 직장이직률이 비노조원보다 27% 정도 낮았고, 여성 근로자가 노조원인 경우에 비정규직 비율이 낮고 대규모 기업체에 근로할 확률이 높음을 발견할 수 있다. 여성 근로자의 경우 직장이직의 사유 중에서 남성 근로자와는 달리 노동시장 탈퇴로 인한 부분이 노조원의 경우 거의 절반을 차지하였고 비노조원의 경우에는 42% 정도를 차지하였다. 이는 여성 직장이직의 상당 부분이 결혼 혹은 가사 문제로 노동시장에서 분리되는 현상을 보여준다. 그리고 학력별 분포에서는 여성 근로자의 경우 노조원의 학력이 뚜렷하게 비노조원보다 높음을 발견할 수 있고, 노조원의 경우 근로자의 49%가 서비스직종에

〈표 14〉 기초통계: 노조원과 비노조원

변수	노조원		비노조원		변수	노조원		비노조원	
	평균	표준 편차	평균	표준 편차		평균	표준 편차	평균	표준 편차
직장이직	0.22	0.41	0.50	0.50	직종				
직장이동	0.14	0.35	0.34	0.47	관리직	0.01	0.08	0.01	0.10
노동시장 탈퇴	0.08	0.27	0.16	0.36	전문직	0.08	0.28	0.10	0.30
여성	0.24	0.43	0.41	0.49	기술직	0.13	0.33	0.14	0.35
나이	36.58	7.98	37.15	9.12	서비스직	0.27	0.44	0.16	0.37
근속연수	8.79	6.55	4.63	6.16	판매직	0.01	0.12	0.09	0.28
학력수준					사무직	0.02	0.13	0.09	0.29
고졸 미만	0.11	0.31	0.22	0.42	기능직	0.15	0.36	0.20	0.40
고졸	0.44	0.50	0.40	0.49	장치조립직	0.30	0.46	0.11	0.32
전문대졸	0.15	0.36	0.14	0.35	단순노무직	0.04	0.19	0.10	0.30
대졸 이상	0.30	0.46	0.23	0.42	산업				
고용형태					광업·건설	0.03	0.18	0.11	0.32
비정규직	0.03	0.17	0.20	0.40	제조업	0.37	0.48	0.28	0.45
기업체 규모					전기·운수·통신	0.23	0.42	0.05	0.22
1~29인	0.05	0.21	0.47	0.50	도소매	0.06	0.23	0.14	0.35
30~99인	0.11	0.31	0.15	0.35	숙박·음식점업	0.01	0.09	0.06	0.24
100~299인	0.14	0.35	0.07	0.25	금융·보험·임대	0.11	0.32	0.06	0.23
300~500인	0.10	0.30	0.02	0.14	공공서비스	0.13	0.33	0.16	0.36
500~1,000인	0.10	0.30	0.02	0.14	사업서비스	0.03	0.17	0.07	0.26
1,000인 이상	0.40	0.49	0.10	0.30	기타서비스	0.03	0.16	0.07	0.25
결측변수	0.11	0.32	0.18	0.39	표본 크기	353		2619	

집중화하는 것으로 나타났다. 그리고 노조원과 비노조원 사이의 근속연수의 격차는 약 4년 정도로 나타난다.

다음으로 정규직 근로자에 대한 기초통계량이 <표 17>에 나타나는데 인적속성에서 가장 뚜렷하게 나타나는 부분은 노조원일수록 대규모 기업체에 종사할 확률이 높다는 점이다. 여타 분석 내용은 전체 근로자나 남성 근로자를 대상으로 한 통계량 분석과 크게 다르지 않다. 비정규직에 대한 노조 유무 비교통계 자료는 비정규직 노조원의 표본이 매우 적은 관계로 별도로 추출하지 않았다.

마지막으로 기업체 규모별 기초통계량을 300인 이상 기업체와 300인 미만 기업체의 두 집단으로 나누어 <표 18>과 <표 19>에서 살펴보고자 한다. 먼저 근로자수가 300인 이상 기업체를 노조 가입 여부에 따라 근로자의 인적속성을 살펴보면 근속연수의 차이는 1.2년 정도 나타나고, 여성 근로자가 차지하는 비율 역시 비노조 부문에서 24% 포인트 높게 나타났다. 한 가지 흥미로운 사실은 노조에 가입하지 않는 근로자의 평균

〈표 15〉 기초통계: 남성 노조원과 비노조원

변수	남성 노조원		남성 비노조원		변수	남성 노조원		남성 비노조원	
	평균	표준 편차	평균	표준 편차		평균	표준 편차	평균	표준 편차
직장이직	0.18	0.38	0.43	0.50	직종				
직장이동	0.13	0.34	0.34	0.47	관리직	0.01	0.09	0.02	0.12
노동시장 탈퇴	0.05	0.22	0.09	0.28	전문직	0.06	0.23	0.08	0.28
나이	38.19	7.37	37.47	8.65	기술직	0.14	0.35	0.15	0.36
근속연수	9.25	6.64	5.62	6.88	서비스직	0.19	0.40	0.14	0.35
학력수준					판매직	0.01	0.09	0.04	0.20
고졸 미만	0.12	0.32	0.18	0.39	사무직	0.02	0.15	0.07	0.25
고졸	0.46	0.50	0.40	0.49	기능직	0.18	0.38	0.26	0.44
전문대졸	0.13	0.33	0.15	0.35	장치조립직	0.35	0.48	0.14	0.34
대졸 이상	0.29	0.46	0.27	0.44	단순노무직	0.04	0.21	0.10	0.30
고용형태					산업				
비정규직	0.02	0.14	0.16	0.37	광업·건설	0.04	0.20	0.18	0.38
기업체 규모					제조업	0.41	0.49	0.30	0.46
1~29인	0.05	0.22	0.44	0.50	전기·운수·통신	0.27	0.44	0.07	0.26
30~99인	0.11	0.31	0.16	0.36	도소매	0.05	0.22	0.13	0.34
100~299인	0.16	0.36	0.08	0.26	숙박·음식점업	0.01	0.09	0.02	0.15
300~500인	0.11	0.31	0.02	0.14	금융·보험·임대	0.10	0.30	0.04	0.19
500~1,000인	0.09	0.29	0.02	0.15	공공서비스	0.06	0.24	0.12	0.33
1,000인 이상	0.40	0.49	0.10	0.30	사업서비스	0.03	0.17	0.08	0.27
결측변수	0.09	0.29	0.19	0.39	기타서비스	0.03	0.17	0.06	0.24
					표본 크기	268		1531	

학력수준이 노조에 가입된 근로자에 비해 높게 나타난다는 사실이다. 노조 미가입 근로자의 36%가 대졸 이상의 학력을 소유한 반면, 노조 근로자의 경우 17%만이 4년제 대학을 졸업하였다.

300인 미만 중소기업체에 종사하는 근로자를 노조 유무에 따라 근로자 특성을 비교하면 전체 근로자에서 여성이 차지하는 비율이 40~42%로 거의 동일하다는 점이 눈에 띈다. 또한 비정규직 근로자의 비율도 18%로 동일하게 나타난다.

기초통계량 비교를 통해서 우리는 노조원과 비노조원의 차이를 직장이직뿐만 아니라 직장이직을 결정하는 여러 요인들—성별, 고용형태, 학력수준, 나이, 근속연수, 기업체 규모, 직종과 산업—의 분포를 비교해서 살펴보았다. 성별과 고용형태에 따라 정도의 차이는 있으나, 노조에 가입된 근로자가 상대적으로 고학력, 장기 근속자이며 대규모 기업체에 종사하는 비율이 노조에 가입되지 않은 근로자보다 높음을 발견할 수 있었다.

〈표 16〉 기초통계: 여성 노조원과 비노조원

변 수	여성 노조원		여성 비노조원		변 수	여성 노조원		여성 비노조원	
	평균	표준 편차	평균	표준 편차		평균	표준 편차	평균	표준 편차
직장이직	0.33	0.48	0.60	0.49	직종				
직장이동	0.17	0.37	0.35	0.47	관리직	0.00	0.00	0.00	0.03
노동시장 탈퇴	0.16	0.37	0.25	0.43	전문직	0.17	0.38	0.11	0.32
나이	31.39	7.70	36.74	9.72	기술직	0.10	0.30	0.13	0.34
근속연수	7.28	6.04	3.27	4.64	서비스직	0.49	0.50	0.18	0.39
학력수준					판매직	0.04	0.19	0.15	0.35
고졸 미만	0.07	0.26	0.28	0.45	사무직	0.01	0.11	0.13	0.34
고졸	0.37	0.49	0.41	0.49	기능직	0.05	0.22	0.11	0.31
전문대졸	0.23	0.42	0.14	0.35	장치조립직	0.13	0.34	0.08	0.27
대졸 이상	0.33	0.47	0.17	0.38	단순노무직	0.01	0.11	0.10	0.30
고용형태					산업				
비정규직	0.07	0.26	0.26	0.44	광업·건설	0.01	0.11	0.02	0.14
기업체 규모					제조업	0.27	0.44	0.24	0.43
1~29인	0.02	0.15	0.51	0.50	전기·운수·통신	0.12	0.33	0.03	0.16
30~99인	0.10	0.30	0.13	0.34	도소매	0.07	0.26	0.16	0.37
100~299인	0.08	0.28	0.05	0.22	숙박·음식점업	0.01	0.11	0.11	0.32
300~500인	0.07	0.26	0.02	0.14	금융·보험·임대	0.16	0.37	0.08	0.28
500~1,000인	0.12	0.33	0.02	0.13	공공서비스	0.33	0.47	0.21	0.41
1,000인 이상	0.42	0.50	0.10	0.30	사업서비스	0.02	0.15	0.07	0.25
결측변수	0.18	0.39	0.17	0.38	기타서비스	0.01	0.11	0.08	0.26
					표본 크기	84		1087	

〈표 17〉 기초통계: 정규직 노조원과 비노조원

변 수	정규직 노조원		정규직 비노조원		변 수	정규직 노조원		정규직 비노조원	
	평균	표준 편차	평균	표준 편차		평균	표준 편차	평균	표준 편차
직장이직	0.20	0.40	0.48	0.50	직종				
직장이동	0.14	0.34	0.34	0.47	관리직	0.01	0.08	0.01	0.11
노동시장 탈퇴	0.07	0.25	0.14	0.35	전문직	0.08	0.27	0.11	0.32
여성	0.23	0.42	0.39	0.49	기술직	0.13	0.34	0.17	0.37
나이	36.59	7.98	36.47	9.02	서비스직	0.26	0.44	0.18	0.39
근속연수	8.96	6.53	4.99	6.26	판매직	0.01	0.12	0.07	0.26
학력수준					사무직	0.02	0.13	0.09	0.29
고졸 미만	0.10	0.30	0.17	0.38	기능직	0.16	0.36	0.17	0.38
고졸	0.44	0.50	0.40	0.49	장치조립직	0.30	0.46	0.12	0.33
전문대졸	0.15	0.36	0.16	0.37	단순노무직	0.03	0.18	0.07	0.25
대졸 이상	0.30	0.46	0.26	0.44	산업				
기업체 규모					광업·건설	0.04	0.18	0.07	0.25
1~29인	0.05	0.21	0.46	0.50	제조업	0.38	0.49	0.30	0.46
30~99인	0.09	0.29	0.16	0.37	전기·운수·통신	0.23	0.42	0.06	0.24
100~299인	0.14	0.35	0.07	0.26	도소매	0.06	0.24	0.15	0.36
300~500인	0.11	0.31	0.02	0.15	숙박·음식점업	0.01	0.08	0.04	0.20
500~1,000인	0.10	0.30	0.02	0.15	금융·보험·임대	0.11	0.31	0.06	0.24
1,000인 이상	0.40	0.49	0.11	0.31	공공서비스	0.13	0.33	0.17	0.38
결측변수	0.11	0.32	0.15	0.35	사업서비스	0.03	0.17	0.08	0.28
					기타서비스	0.02	0.15	0.06	0.24
					표본 크기	340		2083	

〈표 18〉 기초통계: 300인 이상 기업체

변 수	노조원		비노조원		변 수	노조원		비노조원	
	평균	표준 편차	평균	표준 편차		평균	표준 편차	평균	표준 편차
직장이직	0.29	0.46	0.38	0.49	서비스직	0.25	0.44	0.22	0.41
직장이동	0.16	0.36	0.26	0.44	판매직	0.00	0.00	0.04	0.18
노동시장 탈퇴	0.14	0.34	0.12	0.33	사무직	0.01	0.10	0.16	0.37
여성	0.17	0.37	0.41	0.49	기능직	0.09	0.28	0.11	0.31
나이	38.53	8.15	36.74	8.42	장치조립직	0.42	0.50	0.06	0.24
근속연수	7.37	6.56	6.11	6.23	단순노무직	0.08	0.27	0.03	0.16
학력수준					산업				
고졸 미만	0.17	0.38	0.10	0.30	광업·건설	0.00	0.00	0.04	0.19
고졸	0.50	0.50	0.36	0.48	제조업	0.29	0.46	0.30	0.46
전문대졸	0.16	0.36	0.19	0.39	전기·운수·통신	0.36	0.48	0.07	0.26
대졸 이상	0.17	0.37	0.36	0.48	도소매	0.05	0.22	0.17	0.37
고용형태					숙박·음식점업	0.02	0.14	0.01	0.12
비정규직	0.08	0.27	0.11	0.32	금융·보험·임대	0.10	0.30	0.23	0.42
직종					공공서비스	0.12	0.32	0.08	0.27
관리직	0.01	0.10	0.01	0.09	사업서비스	0.04	0.19	0.06	0.24
전문직	0.06	0.24	0.10	0.30	기타서비스	0.03	0.17	0.04	0.19
기술직	0.09	0.28	0.28	0.45	표본 크기	210		368	

〈표 19〉 기초통계: 300인 미만 기업체

변 수	노조원		비노조원		변 수	노조원		비노조원	
	평균	표준 편차	평균	표준 편차		평균	표준 편차	평균	표준 편차
직장이직	0.47	0.50	0.58	0.49	서비스직	0.17	0.38	0.14	0.35
직장이동	0.32	0.36	0.40	0.49	판매직	0.08	0.27	0.09	0.29
노동시장 탈퇴	0.15	0.35	0.18	0.38	사무직	0.08	0.28	0.09	0.28
여성	0.40	0.49	0.42	0.49	기능직	0.19	0.39	0.22	0.41
나이	37.09	9.00	36.55	9.11	장치조립직	0.14	0.34	0.14	0.35
근속연수	5.14	6.35	3.44	4.61	단순노무직	0.10	0.29	0.10	0.30
학력수준					산업				
고졸 미만	0.21	0.41	0.25	0.43	광업·건설	0.10	0.30	0.11	0.31
고졸	0.41	0.49	0.43	0.49	제조업	0.29	0.45	0.32	0.47
전문대졸	0.15	0.35	0.15	0.35	전기·운수·통신	0.07	0.26	0.05	0.22
대졸 이상	0.24	0.43	0.18	0.38	도소매	0.13	0.34	0.16	0.37
고용형태					숙박·음식점업	0.05	0.22	0.08	0.27
비정규직	0.18	0.39	0.18	0.39	금융·보험·임대	0.06	0.24	0.03	0.17
직종					공공서비스	0.15	0.36	0.10	0.30
관리직	0.01	0.09	0.01	0.10	사업서비스	0.07	0.25	0.08	0.28
전문직	0.10	0.29	0.08	0.27	기타서비스	0.06	0.24	0.07	0.26
기술직	0.14	0.35	0.13	0.33	표본 크기	103		1771	

〈표 20〉 기업체 규모별 노조가입률 및 고용형태

변수	1~29인	30~99인	100~299인	300~500인	500~1,000인	1,000인 이상
노조조직률	1.30	8.70	21.70	40.90	39.10	34.90
비정규직	21.30	10.80	8.10	7.90	3.4	8.9

〈표 21〉 성별 및 고용형태별 노조가입률

변수	남성	여성	정규직	비정규직
노조조직률	14.9	7.1	14.1	2

성별·고용형태별 그리고 기업체 규모별 노조가입률 형태를 <표 20>과 <표 21>에서 각각 살펴보면, 남성 근로자의 노조가입률은 14.9%이며, 여성의 노조가입률은 7.1%이다. 정규직 근로자의 노조가입률이 14.1%인 반면에 비정규직 근로자의 노조가입률은 2.0%로 상당한 격차가 있음을 보여준다. 기업체 규모별 노조가입률과 고용형태 분포를 살펴보면 근로자수 1~29인 기업체에 종사하는 근로자의 노조가입률은 1.3%인 반면에 30~99인 기업체는 16%, 100~299인 기업체는 21.7%, 300~500인 기업체는 40.9%, 500~1,000인 기업체는 39.1%, 그리고 1,000인 이상 기업체의 노조조직률은 35%에 이르고 있다. 또한 기업체 규모가 커질수록 비정규직의 비율이 감소함을 보여주고 있다.

Ⅲ. 실증분석

1. 선형 및 비선형확률모형 분석

앞에서 살펴본 직장유지율 비교분석 결과는 직장이직을 결정하는 개인의 여러 가지 특성들을 고려하지 않은 결과이므로 노동조합이 노조원의 고용안정에 기여한 바가 크다고 말할 수는 없을 것이다. 노조-비노조 간 근로자의 인적 분포가 동일하게 분포되어 있지 않은 상황에서 직장유지율을 단순 비교분석하는 것은 문제가 있다. 이런 문제를 극복하기 위해서 노동패널에서 발견되는 직장이직 결정과 관련되는 여러 변수들을 통제함으로써 과연 노동조합이 조합원의 고용안정에 기여했는지를, 그리고 만일 기여했다면 그

정도의 크기가 어느 정도인가를 추정해 보고자 한다.

노조의 고용안정 효과를 분석하기 위해서 먼저 선형확률모형(Linear Probability Model)을 이용하여 분석한다.

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

식 (1)에서 Y_i 는 각 근로자가 2002년의 주된 직장을 2005년도까지 유지하였는가에 대한 더미변수 (근로자가 이직한 경우 $Y_i = 1$, 동일 직장을 유지한 경우 $Y_i = 0$), U_i 는 개인의 노조가입 여부를 나타내는 더미변수, X_i 는 직장이직을 결정하는 개인의 속성들이며, ε_i 는 에러항(error term)이다.

2002년부터 2005년의 3년 이내 이직률을 추정하기 위해서 사용된 설명변수는 2002년 주된 직장에서의 근속연수, 교육연수, 나이, 여성더미 변수, 비정규직더미 변수, 배우자 여부, 8세 미만 자녀수, 기업체 규모, 산업더미, 직종더미 그리고 거주하고 있는 지역 변수를 사용하였다.

이때 직장이직을 결정하는 인적속성을 나타내는 여러 변수들을 하나씩 직장유지 선형확률모형식에 넣어감에 따라 추정계수 β 의 변화를 살펴봄으로써 노조 고용안정 효과 추정식(estimated equation)에 들어가야 될 변수들의 중요성을 살펴볼 수 있다. 노조가입률과 상관관계가 높으면서 동시에 직장이직에 영향을 줄 수 있는 변수를 크게 기업체 규모, 고용형태, 그리고 산업 변수로 분류하여 이 변수들이 노조 임금효과 추정치와 어떤 관계에 있는지를 먼저 살펴보고자 한다.

<표 22>의 모형 1은 직장이직 선형확률식에 노조더미 변수만을 고려할 때의 고용안정 효과 추정치이며, 모형 2에서는 교육연수를 추가하였다. 교육연수를 추가했을 경우 노조 고용안정 효과 추정치는 크게 바뀌지 않은 반면에, 모형 3에서 현 직장 근속연수를 통제하면 노조 임금효과 추정치 β 는 모형 2의 -0.27에서 -0.16으로 급격히 하락함을 보여 준다. 이는 2002년도 현재 직장에서 보낸 시간이 길수록 다음 3년간 같은 직장에서 이직할 확률이 16%포인트만큼 감소함을 의미한다. 근속연수에 대한 추정된 계수에 의하면 현재 근속연수가 1년 증가할수록 3년간 직장을 이직할 확률이 3%포인트 감소함을 보여 주고 있다. 추가로 여성더미를 통제한 모형 4에서 노조 고용안정 효과 추정치의 변화가 없었으나 기업체 규모를 통제하였을 경우 추가로 0.04%포인트 감소하는 효과를 보여주어 기업체 규모를 통제하는 것도 여타 설명 변수의 고용안정에 미치는 효과에 영향을 미침을 알 수 있다.

〈표 22〉 노조 고용안정 효과 결정요인: 기업체 규모

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
노조	-0.28(0.03)**	-0.27(0.03)**	-0.16(0.03)**	-0.16(0.03)**	-0.12(0.03)**
교육연수		-0.02(0.00)**	-0.01(0.00)**	-0.01(0.00)**	-0.01(0.00)**
근속연수			-0.03(0.00)**	-0.02(0.00)**	-0.02(0.00)**
여성				0.10(0.02)**	0.10(0.02)**
기업체 규모					
30~99인					-0.07(0.02)**
100~299인					-0.08(0.03)*
300인 이상					-0.13(0.03)**
상수항	0.50(0.00)**	0.71(0.04)**	0.79(0.03)**	0.71(0.04)**	0.72(0.04)**
Adjusted R	0.0333	0.0429	0.1428	0.1513	0.1659
표본	2,972	2,972	2,972	2,972	2,972

주: * 5%에서 통계적으로 유의. ** 1%에서 통계적으로 유의.

동일한 방법으로 고용형태(비정규직)와 산업더미 변수를 통제한 노조 고용안정 효과 추정치 결과를 <표 23>과 <표 24>에서 각각 살펴볼 수 있는데 비정규직 더미를 넣어 준 모형 6과 산업더미 변수를 고려한 모형 7의 노조 고용효과 추정계수들의 변화가 거의 없음을 보여주고 있다. 이는 노조 고용안정 효과 추정계수를 구하는 데 있어서 고용형태나 산업효과보다는 기업체 규모를 통제하는 것이 매우 중요함을 보여주고 있다.

노동패널에서 발견되는 직장이직을 결정하는 요인들을 모두 고려한 선형확률식 추정 결과를 <표 25>에서 살펴보면, 노동조합에 가입된 근로자가 동일한 개별 인적특성을 가

〈표 23〉 노조 고용안정 효과 결정요인: 고용형태

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 6
노조	-0.28(0.03)**	-0.27(0.03)**	-0.16(0.03)**	-0.16(0.03)**	-0.15(0.03)**
교육연수		-0.02(0.00)**	-0.01(0.00)**	-0.01(0.00)**	-0.01(0.00)**
근속연수			-0.03(0.00)**	-0.02(0.00)**	-0.02(0.00)**
여성				0.10(0.02)**	0.10(0.02)**
고용형태					
비정규직					0.05(0.02)*
상수항	0.50(0.00)**	0.71(0.04)**	0.79(0.03)**	0.71(0.04)**	0.69(0.04)**
Adjusted R	0.0333	0.0429	0.1428	0.1513	0.1525
표본	2,972	2,972	2,972	2,972	2,972

주: * 5%에서 통계적으로 유의. ** 1%에서 통계적으로 유의.

〈표 24〉 노조 고용안정 효과 결정요인: 산업효과

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 7
노조	-0.28(0.03)**	-0.27(0.03)**	-0.16(0.03)**	-0.16(0.03)**	-0.15(0.03)**
교육연수		-0.02(0.00)**	-0.01(0.00)**	-0.01(0.00)**	-0.01(0.00)**
근속연수			-0.03(0.00)**	-0.02(0.00)**	-0.02(0.00)**
여성				0.10(0.02)**	0.10(0.02)**
산업					
광업·건설					-0.08(0.03)**
운수·통신					-0.06(0.04)
도소매					0.04(0.03)
숙박음식					0.09(0.04)*
금융·보험					-0.07(0.03)*
공공서비스					-0.14(0.03)**
사업서비스					0.02(0.04)
기타서비스					-0.05(0.04)
상수항	0.50(0.00)**	0.71(0.04)**	0.79(0.03)**	0.71(0.04)**	0.69(0.04)**
Adjusted R	0.0333	0.0429	0.1428	0.1513	0.1654
표본	2972	2972	2972	2972	2972

주: * 5%에서 통계적으로 유의, ** 1%에서 통계적으로 유의.

진 비노조 근로자에 비해 직장을 이직할 확률이 11%포인트 낮으며 통계적으로도 유의함을 보여주고 있다. 이때 이 추정계수는 개인의 발견되지 않는 속성을 고려하지 못함으로 생기는 내생성 문제가 있을 수 있으므로, 노조가입을 결정하는 개인의 관측되지 않은 요인과 직장이직에 대한 성향과의 상관관계에 따라 추정된 노조효과 계수의 편의 방향이 결정될 것이다.⁴⁾

노조더미 외에 추정 계수치를 살펴보면 현재 직장 근속연수가 1년 상승함에 따라 직장을 이직할 확률이 2%포인트 감소하며, 또한 연령이 1년 증가할수록 직장이직의 확률이 3%포인트 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 개인 교육수준의 차이는 직장이직에 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 남성에 비해 여성이 그리고 정규직에 비해 비정규직 근로자의 직장이직 확률이 동일하게 9%포인트 높게 나타났다. 다음으로 기업

4) 내생성의 문제를 해결할 수 있는 몇 가지 계량방법론이 개발되기는 하였으나 근본적으로 노조가입 여부에 영향을 주면서 직장이직에 영향을 미치지 않는 배제변수(excluded variables) 혹은 도구변수(instrumental variables)를 발견하지 못하는 현실에서는 선형확률식을 사용하는 것이 최선의 방법이라 판단되었다.

체 규모가 직장이직에 미치는 영향을 살펴보면 30인 미만 기업체를 기준으로 종사하는 근로자 규모가 증가할수록 직장이직의 확률이 감소하였다. 예를 들어 300인 이상 규모에 기업체에 종사하는 근로자의 이직률은 30인 미만 기업체에 비해 무려 13%포인트 낮게 나타났다. 이는 근로자가 이직을 결정하는 데 있어서 기업체 규모가 중요한 역할을 하는 것으로 보인다.

산업별 더미변수 추정계수를 살펴보면 제조업을 기준으로 했을 때 건설업과 공공서비스에 종사하는 근로자의 이직률이 통계적으로 유의하게 11~14%포인트 낮은 것으로 나타난다. 근로자의 직종 차이는 직장이직에 영향을 주지 않는 것으로 추정되어졌다. 근로자가 거주하고 있는 지역이 직장이직에 미치는 영향은 서울 지역을 기준으로 했을 때

〈표 25〉 노조 고용안정 효과분석: 선형확률모형

	추정계수	표준오차		추정계수	표준오차
노조	-0.11**	(0.03)	기술직	-0.05	(0.05)
근속연수	-0.02**	(0.00)	서비스직	-0.05	(0.04)
교육연수	0.00	(0.00)	판매직	0.02	(0.05)
나이	-0.03**	(0.01)	사무직	0.04	(0.05)
나이제곱	0.00**	(0.00)	기능직	-0.04	(0.04)
여성	0.09**	(0.02)	장치조립직	0.01	(0.04)
비정규직	0.09**	(0.02)	지역 변수		
기혼 유배우	-0.04	(0.02)	부산	0.04	(0.03)
8세미만 자녀수	0.00	(0.01)	대구	0.02	(0.04)
기업체 규모			대전	0.08	(0.05)
30~99인	-0.06*	(0.03)	인천	-0.03	(0.04)
100~299인	-0.09*	(0.04)	광주	0.02	(0.05)
300인 이상	-0.13**	(0.03)	울산	-0.12**	(0.04)
산업			경기	0.03	(0.03)
광업·건설	-0.11**	(0.03)	강원	-0.02	(0.07)
운수·통신	-0.07	(0.04)	충북	-0.04	(0.06)
도소매	-0.01	(0.04)	충남	0.10	(0.05)
숙박음식	0.01	(0.05)	전북	0.02	(0.04)
금융·보험	-0.04	(0.04)	전남	0.01	(0.05)
공공서비스	-0.14**	(0.03)	경북	0.04	(0.05)
사업서비스	0.01	(0.04)	경남	0.02	(0.03)
기타서비스	-0.07	(0.04)	상수항	2.11**	(0.53)
직종			Adjusted R	0.1985	
관리직	-0.06	(0.10)	표본	2972	
전문직	-0.05	(0.05)			

주: * 5%에서 통계적으로 유의, ** 1%에서 통계적으로 유의.

울산 지역에 거주하는 근로자의 직장이직 확률이 12%포인트나 낮게 나타났으며 통계적으로도 유의하였다. 이는 현대자동차, 현대중공업과 같이 울산 지역에 집중되어 있는 대규모 제조업체에 종사하는 근로자의 고용안정이 높기 때문인 것으로 추정된다.

직장이직에 대한 선형확률식 추정계수의 안정성을 살펴보기 위하여 프로빗(Probit)과 로짓(Logit)으로 추정된 결과가 <표 26>에 나타나 있다. 프로빗을 이용한 노조효과는 직장이직을 13%포인트 감소하는 것으로 나타나며, 로짓 추정 결과는 노조가 직장이직을 14%포인트 감소하는 것으로 보인다. 대체적으로 선형확률식의 결과와 유사하다고 할

<표 26> 노조 고용안정 효과분석: 프로빗과 로짓

	프로빗		로짓			프로빗		로짓	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차		추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
노조	-0.13**	(0.03)	-0.14**	(0.04)	기술직	-0.05	(0.05)	-0.05	(0.05)
근속연수	-0.02**	(0.00)	-0.03**	(0.00)	서비스직	-0.06	(0.05)	-0.07	(0.05)
교육연수	0.00	(0.00)	0.00	(0.00)	판매직	0.03	(0.06)	0.01	(0.06)
나이	-0.04**	(0.01)	-0.03**	(0.01)	사무직	0.03	(0.06)	0.03	(0.06)
나이제곱	0.00**	(0.00)	0.00**	(0.00)	기능직	-0.05	(0.04)	-0.05	(0.04)
여성	0.10**	(0.02)	0.10**	(0.02)	장치조립직	0.01	(0.05)	0.02	(0.05)
비정규직	0.11**	(0.03)	0.10**	(0.03)	지역변수				
기혼 유배우	-0.04	(0.03)	-0.03	(0.03)	부산	0.06	(0.04)	0.06	(0.04)
8세미만 자녀수	-0.00	(0.02)	-0.01	(0.02)	대구	0.01	(0.04)	0.02	(0.05)
기업체 규모					대전	0.10	(0.06)	0.10	(0.06)
30~99인	-0.05	(0.03)	-0.05	(0.03)	인천	-0.03	(0.04)	-0.03	(0.04)
100~299인	-0.08*	(0.04)	-0.07	(0.04)	광주	0.02	(0.06)	0.04	(0.06)
300인 이상	-0.13**	(0.03)	-0.12**	(0.03)	울산	-0.17**	(0.05)	-0.17**	(0.05)
산업					경기	0.02	(0.03)	0.03	(0.03)
광업·건설	-0.12**	(0.04)	-0.11**	(0.04)	강원	-0.04	(0.09)	-0.03	(0.09)
운수·통신	-0.08*	(0.04)	-0.08	(0.04)	충북	-0.05	(0.07)	-0.05	(0.08)
도소매	-0.01	(0.04)	-0.01	(0.04)	충남	0.12	(0.07)	0.14*	(0.07)
숙박음식	0.01	(0.06)	0.03	(0.07)	전북	0.00	(0.05)	0.01	(0.06)
금융·보험	-0.05	(0.05)	-0.05	(0.05)	전남	0.03	(0.07)	0.03	(0.07)
공공서비스	-0.16**	(0.04)	-0.16**	(0.04)	경북	0.03	(0.06)	0.04	(0.06)
사업서비스	-0.00	(0.04)	0.00	(0.05)	경남	0.01	(0.04)	0.02	(0.04)
기타서비스	-0.08	(0.04)	-0.08	(0.04)	상수항	1.22**	(0.18)	3.13**	(0.89)
직종					Log likelihood	-1718.8		-1715.3	
관리직	-0.07	(0.11)	-0.07	(0.11)	Pseudo R	0.1634		0.165	
전문직	-0.08	(0.05)	-0.08	(0.05)	표본	2972		2972	

주: 모든 추정계수는 Marginal Effect 로 환산한 값임.

수 있다. 프로빗이나 로짓 추정식의 결과가 선형확률식과 큰 차이가 없으므로, 이후 절에서 제시되는 결과들은 선형확률식에 기초하여 제시하고자 한다.

노동조합이 직장이직에 미치는 효과를 남성과 여성으로 분리해서 <표 27>에서 살펴보면, 먼저 남성 근로자의 경우 노조가 근로자의 직장이직 확률을 11%포인트 하락시키는 효과가 나타나는 것으로 보인다. 이에 반해 여성 근로자에 대한 노동조합의 직장이직 감소 효과의 크기는 8%포인트 하락시키는 것으로 나오지만 통계적으로 유의성이 없기 때문에 노조효과가 있다고 하기는 어렵다. 이는 두 가지 측면에서 살펴볼 수 있는데, 첫째는 노동조합이 고용안정을 위한 단체협약 효과에 있어 성별 격차가 있다는 점이다. 이는 단체협약 자체가 남성 친화적으로 설계되어 있거나, 정규직 친화적으로 설계되어 있어 비정규직에 집중 분포하는 여성을 덜 보호하는 방향으로 작용할 수 있다. 둘째로는 여성의 직장이동이 상당 부분 노동시장으로부터의 분리로 인해 발생하는데 만일 이 부분이 개인의 의사결정에 의한 결과라면 노동조합의 효과가 남성 근로자에 비해 적게 나타날 수 있다.

<표 27> 노조 고용안정 효과분석: 남성과 여성

	남성		여성			남성		여성	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차		추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
노조	-0.11**	(0.03)	-0.08	(0.06)	금융·보험	-0.04	(0.05)	-0.02	(0.07)
근속연수	-0.02**	(0.00)	-0.02**	(0.00)	공공서비스	-0.15**	(0.04)	-0.12	(0.06)
교육연수	-0.00	(0.00)	0.01	(0.01)	사업서비스	0.00	(0.05)	0.04	(0.07)
나이	-0.03**	(0.01)	-0.03*	(0.01)	기타서비스	-0.08	(0.05)	-0.06	(0.07)
나이제곱	0.00**	(0.00)	0.00*	(0.00)	직종				
비정규직	0.07	(0.04)	0.09*	(0.04)	관리직	-0.09	(0.11)	0.47**	(0.09)
기혼 유배우	-0.09**	(0.03)	0.03	(0.04)	전문직	-0.05	(0.06)	-0.05	(0.08)
8세미만 자녀수	0.01	(0.02)	-0.02	(0.03)	기술직	-0.06	(0.05)	-0.03	(0.08)
기업체 규모					서비스직	-0.06	(0.05)	-0.02	(0.07)
30~99인	-0.06	(0.03)	-0.04	(0.04)	판매직	-0.04	(0.06)	0.08	(0.07)
100~299인	-0.10*	(0.04)	-0.03	(0.06)	사무직	0.01	(0.07)	0.06	(0.08)
300인 이상	-0.13**	(0.04)	-0.13**	(0.05)	기능직	-0.04	(0.04)	-0.05	(0.07)
산업					장치조립직	-0.03	(0.05)	0.12	(0.08)
광업·건설	-0.11**	(0.04)	-0.12	(0.12)	상수항	1.32**	(0.24)	1.13**	(0.28)
운수·통신	-0.07	(0.04)	-0.00	(0.09)	Adjusted R	0.1949		0.1595	
도소매	-0.00	(0.05)	0.01	(0.07)	표본	1801		1171	
숙박음식	0.13	(0.08)	-0.02	(0.07)					

주: * 5%에서 통계적으로 유의, ** 1%에서 통계적으로 유의.

노조의 고용안정 효과분석을 정규직을 따로 분리해서 추정된 결과를 <표 28>에서 살펴보면 정규직에 경우 노동조합이 근로자의 3년 내 직장이직률은 11%포인트 감소시킨 것으로 나타나 노동조합의 고용안정 효과는 정규직에 대한 효과를 대표함을 시사하고 있다. 이는 노동조합이 비정규직 조합원에 대해서는 고용안정을 위한 정책 마련에는 소홀히 하였을 가능성을 시사한다. 다만 비정규직 표본에서 노동조합에 가입한 근로자의 비율이 낮은 관계로 이에 대한 실증분석은 생략하기로 한다.

다음으로 근로자가 종사하는 기업체 규모에 따라 노조의 직장이직 효과를 분석한 결과를 <표 29>에서 살펴보면 300인 이상 근로자가 종사하는 기업체의 노조효과는 직장이직률을 12%포인트 감소하였고 300인 미만 기업체의 경우 노조가 직장이직률을 14%포인트 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 오히려 300인 미만 기업체에서 노조의 고용안정 효과가 큰 것을 의미하며 300인 이상 대기업에서 종사하는 근로자의 경우 상대적으로 노조와 상관없이 중소기업에 비해 높은 직장안정성을 누리고 있는 것으로 추정된다.

<표 28> 노조 고용안정 효과분석: 정규직

	정규직			정규직	
	추정계수	표준오차		추정계수	표준오차
노조	-0.11**	(0.03)	금융·보험	-0.04	(0.04)
근속연수	-0.02**	(0.00)	공공서비스	-0.14**	(0.04)
교육연수	-0.00	(0.00)	사업서비스	0.02	(0.04)
나이	-0.04**	(0.01)	기타서비스	-0.07	(0.05)
나이제곱	0.00**	(0.00)	직종		
여성	0.09**	(0.02)	관리직	-0.03	(0.10)
기혼 유배우	-0.04	(0.03)	전문직	-0.00	(0.05)
8세미만 자녀수	0.01	(0.02)	기술직	-0.00	(0.05)
기업체 규모			서비스직	-0.02	(0.05)
30~99인	-0.09**	(0.03)	판매직	0.01	(0.06)
100~299인	-0.07	(0.04)	사무직	0.05	(0.06)
300인 이상	-0.14**	(0.03)	기능직	0.00	(0.05)
산업			장치조립직	0.03	(0.05)
광업·건설	-0.01	(0.04)	상수항	0.03	(0.05)
운수·통신	-0.05	(0.04)	Adjusted R	0.1981	
도소매	0.02	(0.04)	표본	2424	
숙박음식	0.08	(0.06)			

주: * 5%에서 통계적으로 유의 ** 1%에서 통계적으로 유의

〈표 29〉 노조 고용안정 효과분석: 기업체 규모별

	300인 이상		300인 미만			300인 이상		300인 미만	
	추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차		추정 계수	표준 오차	추정 계수	표준 오차
노조	-0.12**	(0.04)	-0.14**	(0.05)	공공서비스	0.02	(0.09)	-0.14**	(0.05)
근속연수	-0.02**	(0.00)	-0.02**	(0.00)	사업서비스	-0.03	(0.10)	0.01	(0.05)
교육연수	-0.02	(0.01)	0.01	(0.01)	기타서비스	0.21	(0.12)	-0.08	(0.05)
나이	-0.04	(0.02)	-0.02	(0.01)	직종				
나이제곱	0.00	(0.00)	0.00	(0.00)	관리직	-0.05	(0.23)	-0.16	(0.12)
여성	0.09	(0.05)	0.09**	(0.03)	전문직	0.07	(0.16)	-0.07	(0.06)
비정규직	0.12	(0.08)	0.07*	(0.03)	기술직	0.08	(0.15)	-0.08	(0.05)
기혼 유배우	0.04	(0.06)	-0.05	(0.03)	서비스직	0.11	(0.16)	-0.10*	(0.05)
8세미만 자녀수	-0.01	(0.03)	0.01	(0.02)	판매직	0.05	(0.18)	-0.00	(0.06)
산업					사무직	0.20	(0.17)	-0.02	(0.06)
광업·건설	0.04	(0.09)	-0.10*	(0.04)	기능직	0.14	(0.15)	-0.04	(0.05)
운수·통신	0.04	(0.07)	-0.06	(0.05)	장치조립직	0.19	(0.15)	-0.01	(0.05)
도소매	0.07	(0.09)	-0.02	(0.05)	상수항	1.20**	(0.42)	0.94**	(0.22)
숙박음식	-0.03	(0.17)	0.06	(0.06)	Adjusted R	0.1942		0.1387	
금융·보험	0.02	(0.06)	-0.02	(0.07)	표본	576		1,878	

주: * 5%에서 통계적으로 유의 ** 1%에서 통계적으로 유의

2. 선형 및 비선형확률식의 Oaxaca 분해분석 모형

서로 다른 두 개의 그룹의 결과를 설명 변수와 비설명 변수로 분해해서 실증분석하는 데 통칭 Oaxaca 혹은 Blinder-Oaxaca 분해방법으로 정의되는 방법론이 자주 사용되어 진다. 이 분해 방법을 통해서 서로 다른 두 개 그룹의 분석하고자 하는 결과의 평균값 차이를 관측되는 설명변수의 기여분과 설명되지 않는 부분, 즉 회귀분석을 통한 그룹간 서로 다른 추정계수값과 상수항의 차이의 기여분으로 분석하는 것이다. 그 대표적인 예가 성별간 임금격차나 노조 유무별 임금격차를 분석하는 경우인데, 이때 분석의 대상이 되는 종속변수가 연속변수인 경우가 대부분이다. 먼저 선형확률 분석을 이용한 Oaxaca 분해방법식을 다음과 같이 노조 유무에 따른 직장이직률의 분석에 적용 할 수 있다.

$$\bar{Y}_U - \bar{Y}_{NU} = (\bar{X}_U - \bar{X}_{NU}) \beta_U + [(\alpha_U - \alpha_{NU}) + (\beta_U - \beta_{NU})] \bar{X}_{NU} \quad (2)$$

식 (2)에서 \bar{Y}_N 는 노조에 가입되어 있는 근로자의 평균 직장이직률이며 \bar{Y}_{NU} 는 노조에 가입되어 있는 않는 근로자의 평균 직장이직률을 의미한다. 따라서 $\bar{Y}_U - \bar{Y}_{NU}$ 는 노

동패널을 통해서 살펴본 2002~2005년의 3년 동안 노조 유무에 따른 평균 직장이직률의 차이를 보여주고 있다. 이때 \bar{X}_U 과 \bar{X}_{NU} 는 임금에 영향을 주는 근로자의 관측되는 변수의 평균값을 노조 유무에 따라 각각 표시하고 있다. 노조 부문과 비노조 부문을 각각 나누어서 임금방정식을 추정했을 때 구해지는 추정계수는 각각 β_U 과 β_{NU} 이며 상수항 값은 α_U 과 α_{NU} 이다. 식 (2)의 첫 번째 항을 보통 설명되는 변수의 기여분을 의미하고, 두 번째 항을 설명되지 않는 부분의 기여분으로 해석하고, 만일 노동조합이 근로자의 이직을 감소시킨 효과가 있다면 이 두 번째 항에 포함되어질 것이다. 물론 이 항에는 관측되지 않는 근로자의 개인별 속성이 포함되어 있다. 예를 들어, 노조에 가입되어 있는 근로자가 직장이직에 대한 평균적 성향이 비노조 기업에 종사하는 근로자보다 낮다면 이는 두 번째 항에 나타나고 이는 실증분석을 통해서 관측되는 변수로 설명되어질 수 없다.

그러나 식 (2)와 같은 종류의 분해방법은 기본적으로 관심의 대상이 되는 종속 변수가 연속변수인 경우에는 사용되어질 수 있으나, 본 연구와 같이 종속 변수가 이변수(binary variable)인 경우에는 직접적으로 사용되어질 수 없다. 따라서 본 연구에서는 최근 Fairlie(2003, 1999)가 최초로 개발한 비선형분해(Non-linear decomposition) 방법을 사용하고자 한다. 예를 들어, 직장이직률 $Y = F(X\hat{\beta})$ 와 같은 비선형 방정식의 분해식은 다음과 같이 설정되어 질 수 있다.

$$\bar{Y}_U - \bar{Y}_{NU} = \left[\sum_{i=1}^{N^u} \frac{F(X_i^u \hat{\beta}^u)}{N^u} - \sum_{i=1}^{N^{nu}} \frac{F(X_i^{nu} \hat{\beta}^u)}{N^{nu}} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^{nu}} \frac{F(X_i^{nu} \hat{\beta}^u)}{N^{nu}} - \sum_{i=1}^{N^{nu}} \frac{F(X_i^{nu} \hat{\beta}^{nu})}{N^{nu}} \right] \quad (3)$$

여기서 β_U 과 β_{NU} 는 각각 로짓(Logit) 모델에서 추정된 노조 부문과 비노조 부문의 계수값들이며, N^u 와 N^{nu} 는 각각 노조 부문과 비노조 부문의 근로자 표본의 크기를 의미한다. 그리고 F 함수는 로짓분포(logistic distribution)에서 나온 누적분포함수라고 가정한다. 물론 로짓 모델을 대신해서 프로빗(Probit) 모델에 기초하여 추정할 수 있으며 결과에는 큰 영향이 없다. 기본적인 Blinder-Oaxaca의 모델과 마찬가지로 식 (3)의 첫 번째 괄호는 노조 유무에 따른 직장이직률 차이에 있어서 설명 변수의 기여도를 나타내고 두 번째 괄호는 발견되지 않는 차이가 노조-비노조 간 직장이직률 차이에 기여한 부분을 묘사하고 있다. 따라서 첫 번째 괄호는 분해방법에 있어서 설명되는 부분(explained part)의 기여분과 두 번째 괄호는 설명되지 않는 부분(unexplained part)의 기여분으로 통상 구분되어진다.

노조 부문과 비노조 부문에서 각각 구한 추정계수를 사용하여 분해한 식(3)의 결과는 Neumark(1988)이 지적인 것처럼 사용되는 계수값에 따라 분해 결과가 달라질 수 있다. 분해 결과의 정당성을 입증하기 위하여 노조와 비노조 근로자의 표본을 통합하여 회귀 분석한 추정계수를 사용한 분해식을 아래와 같이 전개할 수 있다.

$$\begin{aligned} \bar{Y}_U - \bar{Y}_{NU} = & \left[\sum_{i=1}^{N^u} \frac{F(X_i^u \hat{\beta}^p)}{N^u} - \sum_{i=1}^{N^m} \frac{F(X_i^m \hat{\beta}^p)}{N^m} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^m} \frac{F(X_i^m \hat{\beta}^u)}{N^m} - \sum_{i=1}^{N^u} \frac{F(X_i^u \hat{\beta}^p)}{N^u} \right] \\ & + \left[\sum_{i=1}^{N^m} \frac{F(X_i^m \hat{\beta}^p)}{N^m} - \sum_{i=1}^{N^m} \frac{F(X_i^m \hat{\beta}^u)}{N^m} \right] \end{aligned} \quad (4)$$

여기서 $\hat{\beta}^p$ 는 노조 부문과 비노조 부문을 통합한 표본에서 회귀분석한 후에 추정된 계수를 나타낸다. 이 방법에 의한 분해 결과도 분해식 (3)에 기초한 결과와 비슷함을 실증 분석 결과에서 향후 보여주게 된다.

3. 프로빗-로짓의 Oaxaca 비선형분해

<표 26>의 추정계수에 기초하여 성별 임금격차를 요인분해한 결과가 <표 30>에 제시되어 있다. 이 결과는 노조 부문과 비노조 부문을 각각 분리해서 프로빗(Probit)과 로짓(Logit) 회귀분석으로 추정된 계수를 사용한 식(3)에 근거하고 있다. 먼저 표 가장아래에 있는 노조 부문과 비노조 부문의 직장이직률의 차이는 -0.2831로 노조 부문에 종사하는 근로자의 직장이직률이 비노조 부문에 종사하는 근로자의 이직률보다 약 28%포인트 평균 낮은 것으로 나타난다. 이 격차를 관측되는 근로자의 특성과 설명되지 못하는 부분으로 나누어서 살펴볼 수 있는데, 먼저 로짓함수를 기초로 추정된 분해 결과를 설명하고자 한다. 노조-비노조 간 직장이직률 차이인 -0.2831에서 노조 유무별 관측된 특성의 차이가 기여하는 부분이 약 69%인 -0.1954포인트를 보여주며 관측되는 변수 차이로 설명이 되지 못하는 부분이 약 31%인 -0.0877포인트를 나타내고 있다. 따라서 노조의 고용안정 효과는 설명되지 못하는 부분의 기여도인 31%의 범위 내에서 해석되어야 한다.

앞에서 기술한 바와 같이 설명되지 못하는 부분에는 여러 요인들이 복합적으로 혼합되어 있다. 예를 들어, 노동조합이 노조원들의 고용안정에 기여한 부분 외에도 노조에

가입된 근로자의 직장이직 성향이 노조에 가입되지 않거나 노조가 조직되어 있지 않은 사업장에 종사하는 근로자보다 평균적으로 낮을 수 있다. 현 모형에서는 이 관측되지 않는 부분 가운데 노조 유무에 따른 근로자의 이직 성향의 차이가 직장이직률의 차이를 어느 정도 설명하는지를 밝히는 것은 불가능하다. 다만, 이런 사실을 고려할 때, 노동조합의 고용안정 효과는 ‘최대치(maximum bound)’로 해석되어야 하고, 직장이직률을 최대 8.77%포인트 감소하는 효과를 유발했을 가능성을 제안할 수 있다. 그러나 이 추정효과에는 다른 여러 요인들이 존재하므로 이보다는 작은 직장이직률 감소효과를 추측해 볼 수 있다.

관측된 근로자의 특성 차이로 인한 직장안정 효과의 크기를 세부적으로 <표 30>에서 살펴보면 근속연수로 인한 차이가 -0.0915포인트로 전체 설명 부분 -0.1954포인트에서 가장 큰 비중인 약 47%를 차지하고 있다. 이는 노조에 속한 근로자의 현 직장 근속연수가 비노조원에 비해 매우 높음을 기초통계량 분석에서 알 수 있다. 2002년 기준 노조원의 현 직장 근속연수가 8.79년인 데 반해 비노조원의 근속연수는 4.63년으로 큰 차이를 보여주고 있다. 현 직장에서 근로자가 장기근속을 함에 따라 향후에 직장을 이직할 확률이 적을 것이라는 실증분석 결과를 토대로 했을 때, 이는 직장이동의 행태에서도 노조-비노조 간 큰 차이를 유발하게 된다. 근속연수 외에도 직장이직에 대한 성향이 상대적으로 높게 추정된 여성과 비정규직의 비율이 노조에 가입한 근로자에게서 낮은 이유

<표 30> 노조 부문과 비노조 부문 간의 직장이직률 차이에 대한 비선형 요인분해: 식 (3)

요 인	로 깃	프로빗
(1) 관측된 특성 차이	-0.1954(69.02%)	-0.1917 (67.71%)
교육연수	0.0021	0.0022
근속연수	-0.0915	-0.0840
나이	-0.0050	-0.0060
여성	-0.0133	-0.0131
비정규직	-0.0134	-0.0138
자녀수	-0.0013	-0.0013
결혼 여부	-0.0032	-0.0031
기업체 규모	-0.0502	-0.0514
산업	-0.0098	-0.0101
직종	-0.0030	-0.0038
지역	-0.0059	-0.00
(2) 관측되지 않은 특성 차이	-0.0877(30.98%)	-0.0914 (32.29%)
노조 부문과 비노조 부문 간의 직장이직률 차이 (노조-비노조)	-0.2831(100%)	-0.2831 (100%)

〈표 31〉 노조 부문과 비노조 부문 간의 직장이직률 차이에 대한 비선형 요인분해: 식(4)

요 인	로 깃	프로빗
(1) 관측된 특성 차이	-0.2120 (74.88%)	-0.2083 (73.57%)
교육연수	0.0009	0.0011
근속연수	-0.0929	-0.0845
나이	-0.0064	-0.0076
여성	-0.0158	-0.0148
비정규직	-0.0150	-0.0151
자녀수	-0.0001	-0.0001
결혼 여부	-0.0036	-0.0035
기업체 규모	-0.0595	-0.0613
산업	-0.0096	-0.0086
직종	-0.0057	-0.0066
지역	-0.0052	-0.0059
(2) 관측되지 않은 특성 차이	-0.0711 (25.12%)	-0.0748 (26.43%)
노조 부문과 비노조 부문 간의 직장이직률 차이 (노조-비노조)	-0.2831 (100%)	-0.2831 (100%)

도 노조 부문의 직장이직률을 하락시키는 요인으로 작용하였다. 또한 노조 근로자들이 비노조 근로자보다 상대적으로 대기업에 종사하는 요인도 직장이직률을 줄이는 데 상당 부분 기여한 것으로 나타난다. 그러나 근로자가 종사하는 산업, 직종, 그리고 거주하는 지역은 노조 부문에 종사하는 근로자의 직장이직을 줄이는 효과의 크기는 상대적으로 다른 설명변수에 비해 적은 것으로 추정되어졌다.

본 실증분석 결과의 안정성을 검토하기 위하여 프로빗 방법을 통해 직장이직률 차이를 분해한 결과를 살펴보면 로깃 방법에 기초한 실증분석 결과와 크게 다르지 않음을 발견할 수 있다. 노조-비노조 간 평균 직장이직률 차이 가운데 근로자의 관측되는 변수에 의해서 설명되는 부분이 67.71%로 로깃에 의해 추정한 결과보다 기여도가 약간 상승하였고 설명되지 못하는 부분의 기여도는 상대적으로 감소하였으나 큰 차이는 보여주고 있지 않다.

더 나아가, 노조 유무에 상관없이 모든 표본을 대상으로 회귀방정식을 통해 추정한 계수를 사용했을 경우에도, 즉 분해식 (4)를 사용하는 경우에도 기본적인 결과는 변동이 없다. 다만, 개인의 관측되는 변수로 설명되는 부분의 기여도가 로깃의 경우 74.88%로 분해식 (3)에 근거한 설명 부분의 기여도 69.02%보다 5.86%포인트 증가하였고, 반면에 설명되지 않는 부분의 기여도는 30.08%에서 25.12%로 약 5%포인트 감소했음을 <표 31>에서 발견할 수 있다. 이는 프로빗 모형을 사용한 경우에도 같은 패턴이 발생함을

보여주고 있는데 설명 부분의 기여도는 73.57%이며, 비설명 부분의 기여도는 26.43%를 보여주고 있다.

이상의 결과를 요약해 보면 노조-비노조 간 직장이직률의 차이를 근로자의 관측되는 변수에 의해 설명되는 부분과 설명되지 못하는 부분으로 나누어 살펴볼 때 설명되는 부분의 기여도가 67~74%로 추정되어지고 설명되지 못하는 부분이 나머지 26~33%를 차지함을 알 수 있다. 추측되어지는 노조의 직장이직률 감소 효과는 설명되지 못하는 부분에 포함될 수 있는데, 이를 정확히 추정하기는 힘들지만 최대 7~9% 포인트 안에서 한정되어져야 할 것이다.

Ⅲ. 결 론

본 연구는 한국노동패널을 사용하여 2002~2005년 3년 동안 직장이직률 추세와 이에 영향을 주는 여러 요인들 가운데 노동조합의 역할을 중심으로 실증분석하였다. 기초통계량에 있어서는 노동조합에 가입된 근로자의 직장유지율이 노조에 가입되어 있지 않은 근로자보다 평균 28.3%포인트 높게 나타났으나, 직장이직에 영향을 미치는 개인의 관측되는 변수를 통제한 결과에서는 노동조합이 직장유지율을 11~13%포인트 증가시키는 것으로 추정되어졌다. 이런 효과는 정규직에 종사하는 근로자와 남성 근로자에게 주로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 비정규직의 경우는 노조에 가입되어 있는 표본이 적은 관계로 따로 분석을 하지 않았으나 정규직의 결과를 유추해 보면 결국 노조의 고용안정 효과는 정규직 남성 근로자를 중심으로 이루어졌으리라 추측해 본다. 노조가 직장이직에 미치는 효과를 기업체 규모별로 분석해 본 결과에 따르면 300인 미만 기업체의 노동조합 근로자의 직장이직 감소효과가 300인 이상 기업체보다 약간 크게 나타났는데 이는 300인 이상 대기업에 종사하는 근로자의 경우 상대적으로 노조와 상관없이 중소기업에 비해 높은 직장안정성을 누리고 있는 것으로 추정된다.

노동조합이 근로자의 고용안정에 미치는 효과를 세부적으로 살펴보기 위하여 개인의 이직에 영향을 주는 변수들 사용하여 분해하는 Blinder-Oaxaca 방법을 사용하였다. 다만, 본 연구에서 주된 관심이 되는 종속 변수가 이변량 변수인 경우에는 연속 변수 분해를 위해 개발된 전통적인 Blinder-Oaxaca 방법을 사용할 수가 없으므로 Fairlie(2003)가

최초로 개발한 비선형분해 방법을 사용하여 분석하였다. 본 연구에서 사용한 분해 방법을 사용하는 경우 종종 지적되는 분석 결과의 정당성을 보여주기 위하여 노조와 비노조 근로자의 표본을 통합하여 회귀분석한 추정계수를 사용한 방법에서 거의 동일한 결과가 나옴을 확인할 수 있다.

관측된 근로자의 특성 가운데 노조원에 비해 비노조원이 상대적으로 낮은 현 직장 근속연수가 노조-비노조 간 직장이직률 차이를 설명하는 중요한 부분으로 나타났다. 근속연수 외에도 직장이직에 대한 성향이 상대적으로 높게 추정된 여성과 비정규직의 비율이 노조에 가입한 근로자에게서 낮은 이유도 노조 부문의 직장이직률을 하락시키는 요인으로 작용하였다. 또한 노조 근로자들이 비노조 근로자보다 상대적으로 대기업에 종사하는 요인도 직장이직률을 줄이는 데 상당 부분 기여한 것으로 나타난다. 그러나 근로자가 종사하는 산업, 직종, 그리고 거주하는 지역은 노조 부문에 종사하는 근로자의 직장이직을 줄이는 효과의 크기는 상대적으로 다른 설명변수에 비해 적은 것으로 추정되었다.

비선형분해(Non-linear decomposition) 방법을 사용하여 노조-비노조 간 직장이직률의 차이를 근로자의 관측되는 변수에 의해 설명되는 부분과 설명되지 못하는 부분으로 나누어 살펴볼 때 설명되는 부분의 기여도가 67~74%로 추정되어지고, 설명되지 못하는 부분이 나머지 26~33%를 차지함을 알 수 있다. 분해결과 가운데 설명되지 못하는 부분에는 여러 요인들이 복합적으로 혼합되어져 있다. 예를 들어, 노동조합이 조합원들의 고용안정에 기여한 부분 외에도 노조에 가입된 근로자의 직장이직 성향이 노조에 가입되지 않거나 노조가 조직되어 있지 않은 사업장에 종사하는 근로자보다 평균적으로 낮을 수 있다. 현 모형에서는 이 관측되지 않는 부분 가운데 노조 유무에 따른 근로자의 이직 성향의 차이가 직장이직률의 차이를 어느 정도 설명하는지를 밝히는 것은 불가능하다. 다만, 이런 사실을 고려할 때, 노동조합의 고용안정 효과는 '최대치(maximum bound)'로 해석되어야 하고, 본 연구 결과에 따르면 최대 7~9%포인트 경계 안에서 한정되어 해석되어야 할 것이다.

참고문헌

- 금재호·조준모, 「고용안정성의 동태적 변화에 관한 연구」, 『국제경제연구』 11권 3호 (2005. 12): 79-114.
- 김우영, 「우리나라 근로자의 직업안정성은 감소하고 있는가?: KHP와 KLIPS를 이용한 외환위기 전후의 상용직 근로자의 직업안정성 비교분석」, Working Paper Series. 『한국노동패널연구』, 2003.
- 남재량, 「고용불안과 그 원인에 관한 연구」, 『노동경제논집』 28권 3호 (2005. 12): 111-139.
- 어수봉, 「노동조합의 직장안정효과」, 『노동경제논집』 16권 (1993): 231-262.
- 윤진호, 「고용조정과 노동조합의 역할: 과연 노동조합은 고용조정에 영향을 미쳤는가?」, 『산업노동연구』 10권 2호 (2004): 89-122.
- 전병유, 『경제위기 전후의 고용안정의 변화』, 서울: 한국노동연구원, 2002.
- 조우현, 「노동자의 이직성향과 직장만족도」, 『노동경제논집』 17권 1호 (1994): 27-48.
- Becker, Gary. *Human Capital*. New York: National Bureau of Economic Research, 1975.
- Blinder, Alan. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Variables." *Journal of Human Resources* 8 (1973): 436-455.
- Calmfors L., and Drifill J. "Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance." *Economic Policy* 6 (1988): 14-61.
- Fairlie, R. W. "The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment." *Journal of Labor Economics* 17 (1) (1999): 80-108.
- _____. "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models." Economic Growth Center, Yale University Discussion Paper No. 873, 2003.
- Freeman, R., and Medoff J. *What do Union Do?* New York: Basic Books, 1984.
- Jones, Stephen R. G., and McKenna C. J., "A Dynamic Model of Union Membership

- and Employment.” *Economica* 61 (2) (1994): 179-189.
- Oaxaca, Ronald. “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets.” *International Economic Review* 14 (3) (1973): 693-709.
- OECD. *Employment Outlook*. Paris: OECD, 1997.
- Moreton, David. “A Model of Labour Productivity and Union Density in British Private Sector Unionized Establishments.” *Oxford Economic Papers* 51 (2) (1999): 322-344.
- _____. “An Open Shop Trade Union Model of Wages, Effort and Membership.” *European Journal of Political Economy* 14 (3) (1998): 511-527.
- Neumark, David. “Employer’s Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination.” *Journal of Human Resources* 23 (3) (1988): 279-295.
- Rosen, Sherwin. “The Theory of Equalizing Differences.” In *Handbook of Labor Economics*. edited by Orley C. Ashenfelter and Richard Layard, pp. 641-692. New York: North-Holland, 1986.
- _____. “Hedonic Prices and Implicit Markets.” *Journal of Political Economy* 82 (1) (1974): 34-55.
- Scarpetta, S., “Assessing the Role of Labour Market Policies and Institutional Settings on Unemployment : A Cross-country Study?” *OECD Economic Studies* No. 26 (1996): 43-98.
- Soskice, D. “Age Determination: The Changing Role of Institutions in Advanced Industrialised Countries?” *Oxford Review of Economic Policy* 6 (1990): 36-61.

abstract

Study on the Effect of Labor Unions on Job Stability**- Oaxaca Non-linear Decomposition of Probit-Logit -****Dong Hun Cho and Joonmo Cho**

This study reviews the trend of job separation rates for three years from 2002 to 2005 and investigates the various elements which influence this trend, especially the role of the labor unions, by using Korean Labor Panel data. In the basic statistics, the job retention rate of union members were higher by an average of 28.3% points compared to non-union members, but in the results of controlling the observed variables of individual influences in changing jobs, it was estimated that unions increase the job retention rate by 11% to 13% points. To investigate the effect of unions on the job stability of workers in detail, the non-linear decomposition method developed by Fairlie (2003) was used in the analysis. In examining the difference of job separation rates between union members and non-union members through observed variables of workers in explainable parts and unexplainable parts by using the non-linear decomposition technique, the contribution of the explainable part was estimated to be 67% to 74% and the unexplainable part accounted for the rest which was 26% to 33%. This suggests that not only does the union contribute to the job stability of its members, but the propensity to change jobs for a worker who is a union member is on average lower than that of a worker who is not a union member or who works at an establishment that does not have a union. The results of the empirical analysis show that the job stability effect of labor unions is limited within the boundary of a maximum 7% to 9% points. The reason for the effect of labor unions on job stability being so low is due to various reasons such as collective bargaining structure by company, intensified business competition after the financial crisis, and labor market segmentation.

Key Words: Job Stability, Labor Union, Job Separation Rate, Oaxaca Non-linear Decomposition