노동조합 가입성향 결정요인과 대표권의 갭

이 시 균*·김 정 우**

노동부가 발표하는 공식통계에 따르면, 한국의 노동조합 조직률은 1989년의 18.6%를 정점으로 점차 하락하여 2005년말 기준 약 9.9%에 불과하다. 낮은 조직률 뿐 아니라 노동조합의 구성도 정규직, 남성 등 비교적 상위 계층 노동자들을 중심으로 이루어져 있어, 노동조합을 둘러싸고 대표권 갭(gap)을 비롯한 여러 가지 문제제기가 이루어지고 있다.
이 글은 2005년에 조사된 한국노동패널 8차년도 데이터를 사용하여, 한국에서 노동조합 가입성향과 노동조합 대표권의 갭의 크기를 정확하게 추정하고자 시도했다.
주요 분석결과는 다음과 같다.
우선 노동조합이 없는 사업장에 고용된 노동자들의 노조가입성향을 분석해본 결과, 연령이 낮을수록, 그리고 여성보다 남성이, 정규직보다 비정규직의 가입성향이 통계적으로 유의하게 높았다.
또한 노동조합의 공급부재로 인해 발생하는 노동조합 대표권의 갭 크기는 남성이 여성보다, 청년층이 성년층보다, 비정규직이 정규직보다 큰 것으로 나타났다.
이러한 결과의 의미는 실제 정규직에 비해 현저하게 낮은 비정규직의 노조조직률에도 불구하고, 비정규직 노동자들의 노동조합 가입의지는 오히려 정규직보다 높다는 것이다.
만약 좌절된 노조수요가 충족된다면, 도달할 수 있는 한국의 잠재 노조조직률은 지금의 3.5배를 상회하는 45.9%에 달할 것으로 추정된다.

Ⅰ. 머리말: 문제제기

노동부가 발표한 2005년 말 기준 한국의 노동조합수는 5,971개이고 노동조합원수는 150만 6천여 명이다(노동부, 2006). 이를 해당 시기 전체 임금근로자수로 나눈 2005년 말 기준 한국의 노동조합 조직률은 9.9%이다. 이는 유사 이래 가장 낮은 수치일 뿐 아니라, 두 자릿수 조직률이라는 상징적 수치에도 못 미쳤다는 점에서 그 의미가 있다(김정우, 2006)

노동조합 조직률은 급격한 하락은 서구 산업국가에서 공통적으로 나타나는 현상으로 사실 새로운 것은 아니다. 미국, 영국, 일본 등 주요 산업국가의 노조조직률은 이미 1970년대 말부터 하락하기 시작하여 2005년 말을 기준으로 각각 12.5%, 26.2%, 18.7%에 머물고 있다(한국노동연구원, 2006).

그러나 한국의 노조조직률 하락은 몇 가지 특징적인 요소가 있는데, 우선 그 급격한 하락추세를 지적할 수 있다. 한국의 노조조직률은 1989년의 18.6%를 정점으로 추세적으로는 하락하여 2005년에는

* 한국노동연구원 책임연구원
** 한국노동연구원 책임연구원

9.9%로 하락하였는데 이는 지난 16년간 노조조직률이 절반 수준까지 떨어졌음을 의미한다. 이러한 급격한 감소폭은 세계적으로도 영국, 호주 정도를 제외하고는 이례적인 것이다.

또한 한국의 노동조합 체계는 기업별 노조를 중심으로 구성, 운영되고 있어 낮은 노조조직률을 상쇄할만한 제도적 장치가 미약한 형편이다. 따라서 노조조직률이 곧 단체협약 포괄률과 거의 동일한 작금의 상황에서 노동조합 조직률로 표현되는 노조의 외연 자체가 크게 축소되는 것은 분명히 보다 직접적으로 노동조합운동의 영향력을 축소시키고 있다.

마지막으로 낮은 조직률 자체보다 더욱 큰 문제는 현행 기업별 노동조합 체계 하에서 노동조합원의 대다수가 정규직 노동자들로 구성되어 있어, 전체 임금노동자의 절반 정도를 차지하는 비정규직 노동자들의 이해와 요구가 제대로 반영되지 않을 수 있다는 데 있다.[1] 노동조합이 가진 순기능 중 하나가 집단간, 그리고 집단내 소득불평등을 감소시켜 사회적 형평성을 제고하고, 사회적 연대를 실현하는 것이라 했을 때, 노동조합의 구성이 비교적 노동자 내 상층부에 치우쳐 있다는 것은 대표권의 갭(gap)을 비롯하여 여러 가지 문제를 야기할 수 있다.[2]

따라서 현 시기 필요한 것은 낮은 조직률을 제고함과 동시에 노동조합의 구성을 일신하여, 대표권 갭의 발생을 최소화하는 것이라 할 것이다. 이를 위해, 본 논문은 우선 한국에서 노동조합 가입성향의 결정요인이 무엇인지를 밝히고, 다음으로 노동조합 대표권 갭을 추정해내는 것을 그 목적으로 한다. 특히 계층별로 보아 상대적 조직화 취약계층이라 할 수 있는 여성, 청년층, 비정규직의 대표권 갭의 크기를 정확히 추정하고자 하였다. 본 논문이 목적한 바와 같이, 개별 노동자의 노동조합 가입에 어떤 요소가 영향을 미치고, 또 실제 노동조합 가입을 희망하지만 노동조합의 공급부재로 인한 '좌절된 노조수요(frustrated demand for union)'의 크기를 정확히 추정해낼 수 있다면, 향후 노동조합의 조직화 전망과 관련하여 의미 있는 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

II. 노동조합 가입성향 및 대표권 갭에 관한 이론 및 선행연구

노동경제학에서는 노동자가 노동조합에 가입하는 이유를 대체로 비용편익 분석에 입각한 개인선택이론으로 설명하고 있다(Farber & Saks, 1980; Hirsh & Addison, 1986 등).

개별 노동자가 노동조합에 참여하게 되면, 일정금액의 조합비를 납부해야 하고, 파업발생시 소득을 잃게 되고, 또 노동조합 활동으로 인해 개별적인 자유를 잃게 되는데, 이 모든 것이 노조에 가입하면서 발생하는 비용이 된다. 그러나 동시에 개별 노동자들은 노동조합에 참여함으로 인해 더 높은 임금이나 부가급여를 받을 수 있고, 더 나은 노동조건을 보장받을 수 있으며, 해고로부터 보호를 받을 수 있는 등의 이익을 얻게 된다. 따라서 개별 노동자는 노동조합에 참여할 때 발생되는 비용과 얻게 되는 이익을 비교하여 이익이 비용보다 클 때 노동조합에 가입하게 된다는 것이다.

---

1) 실제 2006년 8월에 실시된 「경제활동인구 부가조사」 결과에 따르면 상용근로자의 노조조직률은 19.8%인 반면, 임시근로자와 일용근로자의 노조조직률은 각각 1.8%, 0.4%에 불과한 것으로 나타났다.

2) 한국의 노동조합 구성이 주로 남성, 제조업, 대규모 사업장을 중심으로 이루어졌다는 지적은 여러 차례 있었다(이시균, 2001 등).

그러나 노동조합 가입, 탈퇴의 결정이 순전히 개인선택에 의해 이루어진다고 보기는 현실적으로 어렵다. 개인의 비용편익 분석 이외에도 다양한 구조적, 거시적 요인들이 노동조합 참여 및 그 수준에 영향을 미치게 되는데 대표적으로 다음과 같다.

우선 고용되어 있는 일자리의 속성과 관련한 여러 요인들이다. 만약 해당 기업이 생산물시장에서 수익을 많이 남기는 기업이라면, 노동조합이 차지할 수 있는 지대의 크기는 커질 것이며, 노동조합이 조직될 확률은 높아질 것이고, 아니라면 그 반대일 것이다. 노동수요도 영향을 미치는데, 해당기업의 노동수요가 탄력적이면 사용주는 고용을 줄이겠다는 위협을 통해 노조조직화에 효과적으로 저항할 수 있는 반면, 노동수요가 상대적으로 덜 탄력적이라면 노동자들은 일자리를 잃게 된다는 두려움 없이 노조조직화에 나설 수 있게 된다. 노동조합의 조직화 및 유지, 운용에는 비용이 들어가고, 여기에는 규모의 경제가 작용하기 때문에, 대체로 기업규모가 클수록 노조조직화의 확률은 높아진다. 해당 직무의 성격도 영향을 미치는데, 작업스케줄을 자유롭게 정하지 못하는 직종일수록, 육체적 노력이 더 많이 소요되는 직종일수록, 반복적인 작업이 많은 직종일수록 노조조직화의 확률이 높다.

다음으로 노동자 특성을 살펴보면, 여성보다 남성이[3], 청년층보다는 장년층이[4], 비정규직보다 정규직이[5] 노조조직화 확률이 높았다. 또한 화이트칼라보다 블루칼라 노동자들이, 백인보다 흑인이나 히스패닉이, 농촌보다는 공업지대, 대도시 거주자가 노조조직화 확률이 높았다.

한편 Gomez와 Gunderson(2004)에 의하면 개별 노동자가 노동조합에 가입할 것인가의 결정을 내리는 것은 소비자가 경험재(experience good)를 구입하는 것과 대단히 유사하다.[6] 경험재는 일단 구매하여 사용한 후에야 그 효용을 정확히 파악할 수 있다는 특징을 갖는데 노동조합 역시 가입하여 경험한 후에 비로소 그 효용을 온전하게 느낄 수 있고 대체로 더 선호하게 된다는 것이다.

노동조합 가입성향에 관한 실증연구는 상당부분 진행된 바 있는데, 대체로 다른 요인들을 제대로 통제할 경우, 노동자의 개인속성 보다는 일자리 특성이 노동조합 가입성향에 큰 영향을 미친다고 보고되고 있다.

Antos, Chandler & Mellow(1980)는 1976년도 CPS 데이터를 이용하여 미국에서 노동조합 가입의 성별격차를 분석해보았는데, 성별 노동조합 가입률 격차의 중요한 부분을 여성 고용의 직업적·산업적 차이로 설명하고 있다. 즉 성별, 인종, 교육수준, 나이와 같은 인적속성 변수들의 영향력

---

3) 일반적으로 남성이 여성보다 훨씬 노조조직률이 높다. 이러한 성별 노조조직률 격차에 관한 쉬운 설명은 여성이 주로 노조가 덜 조직되어 있는 산업이나 직종에 집중적으로 고용되어 있기 때문이라거나 특정한 지역적 근무패턴이 있다거나 여성이 주로 파트타임 직무에 종사하는 경향이 있다거나, 더 나아가 차별 등을 거론한다(Antos, Chandler & Mellow, 1980).

4) 젊은 세대의 경우 노동이동성이 강해 노조원이 됨으로써 이득을 얻는 기간(현 고용주에게 계속 고용되어 있는 기간)도 짧은 기간에 제한되는 경우가 많고, 또 불만을 갖고 있는 젊은 노동자들은 대체로 기존 노사관계에 편입되기보다는 떠나는 경우가 많다("voice"보다는 "exit"을 선호)(Blanden & Machin, 2003).

5) 일반적으로 비정규직은 정규직에 비해 노조조직률이 낮은 부문에 종사할 경우가 많아 노동조합에 대한 선호가 낮을 가능성이 높다고 가정한다(Walters, 2002).

6) Blanden & Machin(2003)에 의하면 영국에서 젊은 세대는 그들의 아버지가 조합원일 경우 통계적으로 유의하게 노동조합 가입성향이 높게 나타났고 아버지가 활동적인 노조원일 경우 그러한 노조가입성향의 세대간 전이효과는 더 강했다. 이러한 것도 일종의 경험재 효과라 볼 수 있을 것이다.

은 상대적으로 적었다.

Booth(1986)는 1975년의 거시자료를 사용하여 영국에서 남성과 여성 각각의 노동조합 가입 결정요인을 살펴보았다. 그에 따르면 남성과 여성 모두 교육수준, 인종, 직업훈련, 혼인여부, 가구 내 지위, 자녀수와 같은 개인속성들은 노조가입 확률에 유의한 영향을 미치지 않았고 기업규모, 산업, 지역, 소득수준과 같은 구조적 요인이 유의한 영향을 미쳤다. 인적속성 중에는 단지 여성의 연령과 교육수준만 유의한 영향을 갖는 것으로 나타났다.

Haynes, Vowles & Boxall(2005)은 1990년부터 2002년까지의 뉴질랜드의 데이터를 이용하여 30세 미만 청년층과 30세 이상 중장년층의 노조조직률 격차의 원인을 분석해보았다. 분석결과에 따르면 뉴질랜드에서 청년층과 중장년층의 노동조합에 대한 태도에는 유의한 차이가 없었다. 다만 비노조 사업장의 젊은 노동자들은 중장년층에 비해 좌절된 노조수요의 크기가 더 컸고, 노동조합이 조직되어 있는 사업장에 고용되기도 쉽지 않았다.

영국의 무노조 피용자들의 노조가입 의지를 분석한 Charlwood(2002)의 연구에 따르면, 직무불만족이 높고, 노동조합이 그들 작업장의 노동조건을 개선해줄 것이라 믿을수록, 그리고 좌파적 정견을 갖고 있을수록 노동조합에 가입하고자 하는 성향이 강한 것으로 나타났다. 특히 노동조합이 임금을 비롯한 사업장의 노동조건을 개선할 수 있을 것이라는 '노조도구성'에 대한 믿음이 가장 큰 영향을 미쳤다.

2002년과 2003년의 독일 데이터를 분석한 Schnabel과 Wagner(2005a)의 연구에 따르면 독일에서 노조원이 아니었던 확률에 영향을 미치는 요소로는 연령, 대학학위, 직종, 거주지, 고용형태, 정치적 견해 등이 있었고, 이 중 노조원 여부에 가장 큰 영향을 미치는 변수는 고용된 사업장에 노동조합이 조직되어 있는가의 여부인 것으로 나타났다(사업장에 노조가 있을수록 노조원이 아니었을 확률 감소).

2002~2003년의 미시데이터를 사용하여 분석한 그들의 또 다른 연구(Schnabel & Wagner, 2005b)에 따르면 EU 18개국에서 노동조합 가입에 중요한 영향을 미친 요소는 고용된 사업장의 노조유무 여부와 '강력한 노동조합이 필요하다'는 진술에 대해 동의하는 경우로서, 거의 모든 국가에서 노조 가입성향에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

영국의 1981년에서 1991년까지 23세에서 33세의 연령 코호트를 대상으로 하는 패널데이터를 사용하여 노동조합 가입성향을 분석한 Arulampalam & Booth(2000)의 연구에 따르면, 이 시기동안 이루어진 대규모 사업장의 쇠퇴, 공공부문의 규모 축소, 산업구성의 변화 등이 같은 시기 노동조합 조직률 감소의 약 1/3을 설명할 수 있다고 한다.

1987년의 호주 데이터를 사용한 Deery & Cieri(1991)의 연구에 따르면, 개인적 속성은 노동조합 가입에 별 영향을 미치지 않은 반면, 직종 및 산업과 관련된 특성과 사회적, 태도 등과 관련된 특성들은 노동조합 가입 성향의 차이에 통계적으로 유의한 큰 영향을 미쳤다.

1973년부터 1989년까지 미국의 데이터를 분석한 Hernandez(1995)의 연구에 따르면, 시간제 고용은 노동자가 노조에 가입할 확률에 작지만 통계적으로 유의한 부(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났고 시간제 종사자들의 노동시간이 줄어들수록 부의 효과는 더 커지는 것으로 나타났다.

질적 연구방법을 통해 영국의 파트타임 여성 노동자들의 노동조합에 대한 태도를 분석한 Walters(2002)에 따르면, 노동조합 조직률의 감소는 주로 정규직 전일제 남성노동자 집단의 조직률 하락에 기인한 것으로, 영국의 파트타임 여성 노동자들은 노동조합운동의 목표에 대해 지지하고 있는 것으로 나타났다.

한국에서 노동조합 가입성향에 관한 연구는 그렇게 많지 않았는데, 이는 무엇보다도 개인의 노동조합 가입과 관련한 정보를 체계적으로 포함하고 있는 데이터의 부재에 기인한 것이다.

홍성우(1996)의 연구에 따르면 당시 지속적인 조직률 하락에도 불구하고 한국에서 노동자들의 노동조합에 대한 선호는 감소하지 않았고 여전히 아주 높은 수준이었으며, 노동조합 조직률 하락의 원인은 개별 노동자의 가입성향 감소가 아니라 산업별 고용구조의 변화, 비정규직의 증가와 같은 구조적 요인 때문이었다.

노동패널 데이터를 사용한 김유선(2002)의 연구결과를 살펴보면, 한국에서 노동조합 가입은 개별 노동자의 가입의사가(수요측면) 아니라 노조가입 가능성(공급측면)에 의해 좌우되며, 노조 유무는 기업규모와 밀접한 상관관계를 갖는 것으로 나타났다.

경제활동인구부가조사 데이터를 활용한 이시균·김정우(2005)의 분석에서도 노동조합 가입성향에는 성별, 학력, 연령, 근속과 같은 개인특성보다는 산업, 직종, 기업규모와 같은 일자리특성이 더 크고 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

앞에서 살펴본 기대효용 이론에 입각한 개인선택이론은 비교적 명쾌한 논리로 노동조합 가입성향을 분석할 수 있다는 장점을 갖고 있다. 그러나 이때 개인의 노동조합 가입성향을 제대로 분석하기 위해서는 반드시 사업장에 노동조합이 조직화되어 있어야 한다는 전제가 있다(Farber, 2001). 그러나 개인선택이론에 입각한 분석들은 대개 현실에서 개별 노동자가 노동조합 가입을 희망함에도 불구하고 가입할 수 없는 제도적이고 구조적인 제약을 고려하지 못하고 있어 여러 차원의 비판을 받아왔다. 즉 노조가입 성향이란 노동조합 수요 측면의 분석인데, 이는 공급측면, 곧 제도적 제약을 고려하지 못하는 한계가 있다는 것이다.

따라서 노조의 수요와 공급에 관한 수요공급 이론이 등장하게 되는데 이는 개인의 노조가입선택과 이를 제약하는 제도적, 구조적 요인을 결합하여 노조가입률을 설명하고자 하는 시도로서 전통적인 개인선택이론이 갖는 한계를 극복하는 이론이라 할 수 있다(Farber, 1983; Farber & Krueger, 1992; Riddell, 1993 등)

Farber(1983) 등에 따르면 노조조직률은 노동조합에 대한 수요와 노동조합의 공급 간의 상호작용에 의해 결정되는데, 여기서 노조에 대한 수요란 앞서 살펴본 바와 같이, 기대효용에 입각한 개별노동자의 노조가입성향을 의미하며 노조의 공급은 노동자들에게 노조가입기회가 얼마나 주어지는가를 뜻한다.

이때 노동조합 공급 자체는 또한 노동조합 조직화에 따른 수익과 비용에 의해 결정되는 함수이다. 노조가 조직되면 공급되는 노조 서비스로는 노조사무실 제공, 단체협약 교섭, 고충처리에서 노동자 대변, 신규조직화, 파업수행 등이 있다. 이러한 서비스의 제공에는 비용이 소요된다. 노조 서비스 공급의 의지와 능력은 노동조합의 조직적 목표, 그러한 서비스를 제공하는데 감당할 수 있는 가격, 노동자 조직화와 대변에 드는 비용, 단체교섭의 제도적, 법률적 구조 등에 달려있다. 이러한

요소들은 모두 노동조합의 공급에 영향을 미친다.

결국 노조조직률은 노조에 대한 수요, 즉 개별노동자들의 노조가입성향(개인의 특성, 심리적 요인, 경제적 요인, 이념적 지향 등)과 노동조합의 공급, 즉 노조가입 제약요인(거시경제변수, 산업·직종구조, 정부정책, 사용주의 태도, 노조의 구조 및 조직화 노력 등) 사이의 관계에 의해 결정된다는 것이다.

생산물시장에서의 균형과 마찬가지로 노동조합에 대한 수요와 공급은 현실에서는 거의 일치하지 않으며, 노조에 대한 수요와 공급 간에 차이가 발생할 때, 노동조합 대표권의 갭이 발생했다고 한다. 특히 노조에 대한 수요가 노조공급을 초과하는 경우 초과수요된 만큼의 노동조합 대표권을 보장되지 못하는 상황이 나타나게 된다(Charlwood, 2002). 즉 '좌절된 노조수요'가 발생되는 것이다.

좌절된 노조수요에 대한 실증연구는 상대적으로 많지 않다. 이는 노동조합의 초과수요 및 초과공급과 관련한 정보를 포함하는 대표성을 갖는 임금노동자 데이터의 확보 문제와 관련되어 있을 것으로 추측된다.

Bryson과 Gomez(2003)는 영국의 1998년 데이터를 이용하여 좌절된 노조수요의 크기와 잠재노조조직률을 추정했는데, 그에 따르면 전체 노동자의 좌절된 노조수요(대표권의 갭)는 15%로, 이를 집단별로 보면 남성은 13%, 여성은 18%, 25세 이하 청년층은 22%, 25세 이상 연령대는 14%, 전일제 노동자는 12%, 파트타임노동자는 18%로 추정되었다. 만약 노동조합이 공급되어 좌절된 노조수요가 충족된다면, 영국의 잠재노조조직률은 50%에 달해 1998년의 실제 조직률 39%보다 11%포인트 상승할 수 있는 것으로 추정되었다.

Bryson, Gomez, Gunderson & Meltz.(2005)에 따르면, 앵글로색슨 국가들의 경우, 청년층과 중장년층간에 노조조직률이 큰 차이를 보이는데, 그 원인은 주로 노동조합 공급 측면에 기인한 것으로 1996년의 데이터를 이용하여 추정해낸 25세 이하 청년층과 그 이상 연령대 간의 좌절된 노조수요 갭의 격차는 캐나다, 미국, 영국에서 각각 23%, 6%, 18%에 달하는 것으로 나타났다.

한편 한국노동패널 3차년도 조사자료를 이용한 윤진호(2002)의 연구에 따르면 전체노동자의 노동조합 대표권 갭은 20.2%~64.0%에 달하며, 상용직의 경우는 22.8%~63.6%, 비정규직(임시·일용직)의 경우 12.5%~77.1%였다. 또한 2001년 패널 조사자료를 이용한 다음 연구(윤진호, 2004)에 따르면 잠재 노조조직률은 33.9%에 달하고 있다.

경제활동인구부가조사를 이용한 신은종(2005)의 연구결과에 따르면 한국에서 잠재 노동조합조직률은 정규직이 16.0%, 비정규직이 10.4%로 나타났다. 이는 비정규직의 경우 6.3%만큼의 대표권 격차(좌절된 노조수요)가 발생하고 있다는 것이다(정규직은 오히려 0.4% 초과공급).

이상의 모든 선행연구가 대표권의 갭이 발생하고 있음을 증명하고 있으나 그 정확한 추정값의 크기는 사용한 데이터와 추정방법에 따라 비교적 차이가 난다.

II. 분석모형

본 논문은 앞서 이론적 틀에서 살펴본 바와 같이 노동조합 가입성향 결정요인과 대표권의 갭을 추정하고자 한다. 첫째, 노동조합 가입성향은 우선 노동조합 가입여부를 종속변수로 한 프라빗 모형과 노동조합 가입의사 여부를 종속변수로 한 프라빗 모형을 활용하였다. 이 모형을 통해 전반적인 노동조합 가입성향에 대한 결정요인을 규명할 수 있을 것이다. 특히 한국노동패널 8차년도 자료에서 조합원에게도 노동조합 가입(탈퇴)의사를 물어 보고 있어 전체 노동자를 대상으로 노동조합 가입의사에 대한 결정요인을 분석할 수 있다. 또한 무노조 환경에서 노동조합에 대한 수요를 정확하게 파악하기 위해서 무노조 환경에 있는 비조합원의 노동조합 가입의사에 관한 결정요인 분석을 실행하였다. 이를 위해서 선택편의 프라빗 모형을 이용하였다. 무노조 환경의 노동자만을 표본으로 가입의사 결정요인을 분석하면 노동조합 사업장의 선택에서 비롯한 표본편의가 발생하게 된다. 이러한 표본편의를 통제하고 비조합원의 노동조합 가입의사 결정요인을 분석하기 위해서 선택편의 프라빗 모형을 활용하였다.

설명변수로는 인적속성 변수와 일자리 속성변수를 포함하여 노동자 개인의 선택이 중요한 것인지 일자리의 영향이 중요한지 파악하고자 하였다. 또한 경제적 요인(임금, 부가급여 등)과 심리적 요인(직무만족도)를 포함하여 이들 요인에 의한 효과를 통제하고자 하였다.

둘째, 노동조합 대표권의 갭의 추정은 이변수 프라빗 모형을 이용하였다. 노동조합 대표권의 갭을 정확하게 추정을 위해서는 노동조합 가입 확률과 가입의사 확률을 추정해야 한다. 그런데 본 논문에서는 노동조합 가입 결정요인에 관한 방정식과 노동조합 가입의사 결정요인에 관한 방정식이 서로 상관관계가 있다고 판단하여 이변수 프라빗 모형을 이용하였다. 노동조합 가입확률과 가입의사 확률을 각각의 방정식으로 추정하려면 이를 추정하는 방정식이 독립적이라고 가정하여야 한다. 그러나 노동조합 가입의사와 가입여부는 밀접한 관계를 가지고 있을 것이므로 각각의 방정식으로 추정하면 엄밀한 확률을 추정하기 어렵다는 문제가 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해서 두 방정식의 교란항이 상관관계를 인정하는 이변수 프라빗 모형을 통해 노동조합 가입확률과 가입의사 확률을 추정하였다. 이러한 모형은 노동조합 가입확률과 가입의사 확률을 각각 추정할 수 있을 뿐 만 아니라 노동조합 대표권의 갭을 추정하는 반드시 필요한 이 두 확률간의 결합확률과 조건부 확률도 추정할 수 있다.

우리는 노동조합의 대표권의 갭의 크기만이 아니라 노동조합의 과잉공급의 크기, 상대공급의 크기, 노동조합에 대한 총수요, 즉 잠재적 노동조합 조직률을 추정할 수 있다. 또한 성별, 연령별, 고용형태별 대표권의 갭 격차와 노동조합 총수요를 추정할 수 있다. 게다가 성별, 연령별, 고용형태별 노동조합 가입확률의 격차를 노동조합 총수요의 격차, 좌절된 노동조합 수요의 격차, 공급과잉 격차로 분해하여 살펴볼 것이다.

III. 분석자료 및 방법

1. 분석자료

본 논문은 한국노동연구원이 2005년에 조사한 한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study) 8차년도 자료를 활용하고 있다. 한국노동패널은 1998년 처음 조사가 시작된 종단면 조사(longitudinal survey)로서 8차년도 자료에는 총 4,970가구의 가구원 11,580명을 대한 정보가 포함되어 있다. 특히 이 8차년도 조사자료에는 노동조합과 노사관계에 관한 부가조사를 실시하여 노동조합 가입 관련 정보를 포함하고 있다. 노동조합 가입의사 혹은 탈퇴의사를 비조합원뿐만 아니라 조합원에도 질문을 하여 전체 노동자를 대상으로 노동조합 가입의사에 대한 정도를 이용할 수 있다. 본 논문은 8차년도 자료에서 임금노동자만을 대상으로 하여 분석하였다.

<표 1>은 분석에 사용한 변수들의 기초통계량을 보여주고 있다. 개인특성 변수로 성, 가구주여부, 배우자여부, 연령, 교육연수, 근속연수를 포함하였다. 남성은 61%를 차지하는 것으로 나타났으며, 평균연령은 39.3세였으며, 교육연수는 12.5년, 근속연수를 5.5년을 기록하였다. 일자리 특성변수로는 산업더미, 직업더미, 기업형태더미, 비정규직 더미변수를 포함하고 있다. 산업별 분포는 광공업이 25.4%로 가장 많았으며, 유통서비스업이 23.5%로 많았다. 직업별로는 생산직 비중이 비교적 높았고, 사업체 규모별로는 50인 미만 사업체가 45%나 차지하는 것으로 나타났다. 기업형태별로 보면 정부 공기업이 18.2%를 차지하는 것으로 나타났으며, 비정규직 비중은 25.2%인 것으로 나타났다. 비정규직 비중이 낮은 까닭은 객관적인 고용형태를 기준으로 분류하였기 때문이다. 경제적 요인 변수로는 시간당 임금, 부가급여 적용여부, 퇴직금 지급여부를 포함하고 있다. 평균 월 로그 시간당 임금은 8.84로 나타났고 4대사회보험이 모두 적용되는 비중은 32.9%, 퇴직금이 지급되는 비중은 38.1%로 나타났다. 심리적 요인인 직무만족도는 2.86으로 다소 만족하는 것으로 나타났다. 다음으로 노동조합 특성 변수를 살펴보면 사업장에 노동조합이 존재하는 비중은 21.9%로 나타났고 노동조합에 가입한 비중은 11.5%를 기록하였다. 노동조합 가입의사가 있는 비중은 45%로 나타났는데, 비조합원인 경우에는 노동조합 가입의사가 조금이라도 있으면 가입의사가 있다고 보았고, 조합원인 경우는 조합원은 노동조합을 탈퇴할 없으면 계속 가입의사가 있는 것으로 판단하였다.

<표 2> 표본의 특성

	변수명	변수설명	관찰수	평균	표준오차
개인 특성	남성여부	남성=1, 여성=0	4,085	0.610	0.008
	가구주여부	가구주=1, 가구주 아님=0	4,085	0.539	0.008
	배우자여부	유배우자=1, 무배우자=0	4,085	0.666	0.007
	연령	만 나이	4,085	39.259	0.180
	교육연수	졸업을 기준으로 한 교육연수	4,084	12.495	0.054
	근속연수	계속근무연수	4,073	5.492	0.106
일자리 특성	농림어업, 건설업	농림어업, 건설업=1, 아니면=0	4,085	0.118	0.005
	광공업	광공업=1, 아니면=0(기준변수)	4,085	0.254	0.007
	전기가스수도업	전기가스 및 수도업=1, 아니면=0	4,085	0.007	0.001
	생산자서비스업	생산자서비스업=1, 아니면=0	4,085	0.137	0.005
	유통서비스업	유통서비스업=1, 아니면=0	4,085	0.235	0.007
	개인서비스업	개인서비스업=1, 아니면=0	4,085	0.131	0.005
	사회서비스업	사회서비스업=1, 아니면=0	4,085	0.178	0.006
	10인 미만	10인 미만=1, 아니면=0	4,085	0.254	0.007
	50인 미만	10인 이상 50인 미만=1, 아니면=0	4,085	0.196	0.006
	100인 미만	50인 이상 100인 미만=1, 아니면=0	4,085	0.076	0.004
	500인 미만	100인 이상 500인 미만=1, 아니면=0	4,085	0.117	0.005
	500인 이상	500인 이상=1, 아니면=0(기준변수)	4,085	0.201	0.006
	관리, 전문직	입법공무원, 고위관리전문직=1, 아니면=0	4,085	0.127	0.005
	기술직	기술직 및 준전문가=1, 아니면=0	4,085	0.144	0.006
	사무직	사무직=1, 아니면=0	4,085	0.178	0.006
	서비스직	서비스직=1, 아니면=0	4,085	0.083	0.004
	판매직	판매직=1, 아니면=0	4,085	0.059	0.004
	농림어업 숙련직	농림어업 숙련직=1, 아니면=0	4,085	0.008	0.001
	기능직	기능직=1, 아니면=0	4,085	0.157	0.006
	조립공	장치, 기계 조립공=1, 아니면=0	4,085	0.112	0.005
	단순노무직	단순노문직=1, 아니면=0(기준변수)	4,085	0.131	0.005
	기업형태	정부/공기업=1, 아니면=0	4,085	0.182	0.006
	비정규직 여부	기간제노동, 시간제노동, 파견노동, 용역노동, 일시호출노동, 가정내노동, 특수고용형태노동=1, 아니면=0	4,085	0.251	0.007
경제적 요인	로그시간당임금	월평균 로그 임금	4,060	8.837	0.010
	부가급여	부가급여(국민연금, 건강보험, 고용보험, 산재보험) 적용=1, 아니면=0	4,085	0.329	0.007
	퇴직금 지급여부	퇴직금 지급=1, 아니면=0	4,085	0.381	0.008
심리적 요인	직무만족도	현재 일에 대한 전반적인 직무만족도(1=매우 만족, 5=매우 불만족)	4,061	2.856	0.010
노동조합 특성	노동조합 유무	있다=1, 없다=0	4,085	0.219	0.006
	노동조합 가입여부	가입=1, 가입하지 않음=0	4,084	0.115	0.005
	노동조합 가입의사여부	탈퇴할 의사가 없거나 가입의사 있음=1, 탈퇴할 의사거 있어간 가입의사 없음=0	3,812	0.450	0.008

주 : 생산자서비스업은 사업서비스업·금융보험업·부동산 및 임대업, 유통서비스업은 도소매업·운수통신업, 개인서비스업은 음식숙박업·오락문화사업·가사서비스업·기타개인서비스업, 사회서비스업은 공공행정서비스업·보건서비스업·교육서비스업·기타사회서비스업임.

자료 : 한국노동패널 8차년도 자료(2006).

2. 분석방법

본 논문은 크게 3가지 분석방법을 사용하고 있다. 첫째, 임금노동자의 노동조합 가입 및 가입의사 결정요인을 분석하기 위하여 프라빗 모형을 활용하였으며, 각 설명변수의 평균값을 산입하여 한계효과(marginal effect)[7]을 추정하였다. 둘째, 노동조합의 가입성향과 노동조합의 대표권의 갭 크기를 엄밀하게 추정하기 위해서 이 변수 프라빗 모형(bivariate probit model)을 활용하고 있다. 셋째, 노동조합 대표권의 갭과 밀접하게 관련이 있는 비조합원들의 노동조합 가입의사 결정요인 분석을 위해서 표본선택편의를 가진 이변수 프라빗 모형(bivariate probit models with sample selection)을 사용한다.

프라빗 모형은 노동조합 가입여부, 노동조합 가입의사 여부와 같이 종속변수가 이항 선택인 경우에 주로 사용하는 분석방법이다. 다음으로 이변수 프라빗 모형과 표본선택 편의를 가진 이변수 프라빗 모형은 두 개의 프라빗 방정식의 ρ가 0이 아닌 경우에 활용하는 분석방법이다. 여기서는 이변수 프라빗 모형의 분석방법을 자세히 살펴보도록 하겠다.

우선 이변수 프라빗 모형은 두 개의 프라빗 방정식으로 구성된다. 첫번째 모형은 노동조합 조합원 여부에 관한 방정식으로 선택식에 해당하며 두번째 모형은 노동조합 가입의사에 관한 결정요인을 분석하게 된다. 이를 수식으로 정리하면 다음과 같다.

두 개의 종속변수를 y_j라 한 각각의 프라빗 모형은 다음과 같다. 여기서 두 프라빗 방정식의 교란항은 상관관계가 있다고 가정한다. 만약 교란항의 상관관계가 없다면 각 프라빗 모형은 별개로 분석할 수 있다. 그러나 교란항간에 상관관계가 존재하면 이를 결합한 이변수 프라빗 모형으로 더욱 효율적인 추정을 할 수 있다.

$$y_1^* = X_i\beta + u_1$$
$$y_2^* = Z_i\gamma + u_2$$
$$corr(u_1, u_2) = \rho$$

여기서 y_j^*는 관찰되지 않는 변수로 아래와 같은 방식에 의해 종속변수 y_j와 관계가 있다. 교란항 (u_1, u_2)은 상호간 관계를 가지면서 표준 이변수 정규분포를 따른다고 가정한다.

$$y_j = \begin{cases} 1 & \text{if } y_j^* > 0 \\ 0 & \text{if } y_j^* \le 0 \end{cases} \quad \text{j=1, 2}$$

이때 종속변수 y_j를 포함한 이변수 프라빗 모형은 다음과 같은 로그우도함수를 이용하여 추정할

7) 프라빗 분석은 비선형모형이기 때문에 계수값을 직접적으로 한계효과로 해석할 수 없다. 본 모형의 한계효과는 각 설명변수의 평균에서의 기울기를 계산한 값이다.

수 있다.

$$\ln L(\beta,\gamma,\rho) = \sum_{i=1}^{n} \ln \Phi_2 [q_{i1} X_i \beta,\ qi2 Z_i \gamma,\ qi1qi2\rho]$$

여기서 $q_{ij} = 2y_{ij} - 1$이며, j=1, 2이며, Φ_2는 이변수 표준 누적정규분포이다. 본 논문에서 y_1은 노동조합 가입의사 여부에 해당하는 종속변수이며, y_2는 노동조합 가입여부에 해당하는 종속변수로 한다.

우리는 이변수 프라빗 모형을 이용하여 이항 종속변수들의 각각의 선택확률, 결합선택확률, 조건부 선택확률을 추정할 수 있다. 이러한 예측값은 노동조합의 대표권의 갭을 추정하는데 활용하게 될 것이다.

$$p(y_1) = \Phi(X_i\beta)$$
$$p(y_2) = \Phi(Z_i\gamma)$$
$$p(y_1 = 1,\ y_2 = 1) = \Phi_2(X_i\beta,\ Z_i\gamma,\ \rho)$$
$$p(y_1 = 1,\ y_2 = 0) = \Phi_2(X_i\beta,\ -Z_i\gamma,\ -\rho)$$
$$p(y_1 = 0,\ y_2 = 1) = \Phi_2(-X_i\beta,\ Z_i\gamma,\ -\rho)$$
$$p(y_1 = 0,\ y_2 = 0) = \Phi_2(-X_i\beta,\ -Z_i\gamma,\ \rho)$$
$$p(y_2 = 1 |\ y_1 = 1) = \Phi_2(X_i\beta,\ Z_i\gamma,\ \rho)/\Phi(X_i\beta)$$

여기서 $\Phi(\bullet)$는 표준 누적정규분포 함수이며, $\Phi_2(\bullet)$는 이변수 표준 누적정규분포 함수이다.

다음으로 표본선택편의 이변수 프라빗 모형을 살펴보자. 이 모형은 앞서 소개한 이변수 프라빗 모형과 마찬가지로 두 개의 프라빗 방정식으로 구성된다. 첫번째 모형은 노동조합 존재 여부에 관한 방정식으로 선택식에 해당하며 두번째 모형은 비조합원 중에서 노동조합 가입의사에 관한 결정요인을 분석하게 된다. 이 모형은 비조합원만을 대상으로 하여 단일프라빗모형을 사용하였을 때 발생하게 되는 추정계수의 선택편의 문제를 해결하기 위해서 노동조합 존재여부에 관한 프라빗 선택방정식을 통해 무노조 환경의 선택에 영향을 주는 요인을 통제하였다.

첫 번째 식의 y_1^*은 선택식이 $Z_i\gamma + u_2 > 0$인 경우에만 관찰된 표본을 대상으로 분석하게 된다. 최대우도추정법을 위한 로그우도함수는 다음과 같다.

$$\ln L(\beta,\gamma,\rho) = \Sigma_{y_2=1,y_1=1} \ln \Phi_2 (X_i\beta, Z_i\gamma, \rho) + \Sigma_{y_2=1,y_1=0} \ln \Phi_2 (-X_i\beta, Z_i\gamma, -\rho) + \Sigma_{y_{2=0}} \ln \Phi\ (-Z_i\gamma)]$$

다음으로 좌절된 노동조합 수요에 해당하는 노동조합 대표권의 갭과 과잉된 노동조합 수요의 크기를 측정하는 방법을 살펴보자. 좌절된 노동조합 수요란 미조직 노동자들이 노동조합에 가입하고 있으나 노동조합 공급이 제한되어 노동조합에 가입하지 못하는 수요를 의미한다. 이 좌절된 수요

는 미조직 노동자들이 노동조합의 대변을 받지 못하게 되는 "노동조합 대표권의 갭" 현상을 가져온다(Bryson & Gomez, 2002). 여기서 좌절된 노동조합 수요의 크기는 $P(D_{ij}=1, U_{ij}=0)$로 측정되는데, 노동조합 가입의사가 있고 노동조합에 가입하지 못한 확률이다. 이 좌절된 수요의 크기는 노동조합 대표권의 갭(노동조합에 대한 수요와 공급 간의 차이)의 크기와 같다. 좌절된 수요와 달리 노동조합에 가입하고 있으나 노동조합에서 탈퇴하기를 원하는 경우를 노동조합의 과잉공급(oversupply) 혹은 초과수요라고 할 수 있다. 노동조합의 과잉공급 확률은 $P(D_{ij}=0, U_{ij}=1)$로 측정된다. 노동조합에 좌절된 수요와 과잉공급을 측정할 수 있으면 노동조합의 총수요를 측정할 수 있다. 노동조합의 총수요는 노동조합에 가입하기를 원하는 의사가 현실화되는 경우로 잠재적 조직률이라고 할 수 있다. 노동조합의 총수요는 조합원 중 노동조합에 남아있기를 원하는 부분과 비조합원 중 노동조합에 가입하기를 원하는 부분으로 구성된다. 이를 명료하게 다음과 같은 식으로 표현할 수 있다.

(1) $P(D_{ij}=1) = P(U_{ij}=1) + P(D_{ij}=1, U_{ij}=0) - P(D_{ij}=0, U_{ij}=1)$

다음으로 노동조합의 수요와 공급에 관한 분석틀을 이용하여 각 노동자 집단별로 노동조합 가입확률의 격차를 추정할 수 있으며, 이 격차를 다음과 같은 식에 의해서 수요와 공급측 요인으로 분해할 수 있다.

(2) $\Delta P(U_j^c=1) = \Delta P(D_j^c=1) - \Delta P(D_j^c=1, U_j^c=0) + \Delta P(D_j^c=0, U_j^c=1)$

여기서 j는 특정 노동자 속성(연령, 성, 고용형태)을 의미하며, c는 j 속성에서 상호배타적으로 구분되는 특정 노동자 그룹을 의미한다. 우리는 이 식을 통해 노동조합 가입 확률의 격차를 노동조합 총수요의 격차, 좌절된 수요의 격차, 과잉공급의 격차으로 분해할 수 있다. 한편 Farber(1990)와 Ridell(1993), Bryson & Gomez(2002) 등에 의해서 노동조합의 상대공급(relative supply)을 $P(U_{ij}=1 \mid D_{ij}=1)$로 측정할 수 있는데, 상대공급이란 노동조합에 가입하기를 원하는 노동자 중에서 노동조합에 가입할 확률을 의미한다. 만약 노동조합의 상대공급 확률이 낮게 나타난다면 노동조합의 공급측면에서 설명하는 것이 적절할 것이다.

여기서 사용하는 확률의 측정은 보다 엄밀하게 측정하기 위해서 이변수 프라빗 모형에서 추정된 예측확률값을 사용한다. 예컨대 $P(D_{ij}=1)$은 $P(y_1=1)$이며, $P(U_1=1)$은 $P(y_2=1)$에 해당한다.

Ⅳ. 분석결과

1. 노동조합 가입성향 분석

노동조합의 가입성향에 관한 분석은 노동조합 가입여부를 기준으로 개별 노동자의 가입성향을 분석하는 방법과 노동조합 가입의사 여부를 기준으로 가입성향을 분석하는 방법이 있다. 전자의 방법은 노조에 실제 가입여부를 기준으로 하기 때문에 객관적인 기준으로 분석하고 있으나 노조가 존재하지 않을 경우 가입성향을 파악하기 어렵다는 단점이 있다. 후자의 방법은 현재 노동조합에 설립되어 있지 않은 사업체에 근무하는 노동자들의 노동조합 가입의사와 노동조합이 설립되어 있는 사업체에 근무하는 노동자들의 노동조합 가입유지의사 모두를 활용하기 때문에 잠재적인 노동조합 수요 까지를 포함하여 분석한다는 장점이 있다. 그러나 이 방법은 노동조합이 없는 사업장에 근무하는 노동자들의 경우 노동조합을 경험함으로써 갖게 되는 경험재효과를 충분히 고려하여야 한다.[8] 본 연구에서는 노동조합 가입의사를 기준으로 분석한 모형에서는 노조유무 변수를 포함하여 경험재 효과를 확인하고 이를 통제하고자 하였다. 또한 표본선택편의 프라빗 모형을 이용하여 노동조합 가입여부를 통제한 후 비조합원들을 대상으로 하여 노동조합 가입성향을 분석하였다. 이러한 분석모형을 통해 경험재 효과를 충분히 고려할 수 있다고 판단된다. 게다가 비조합원들의 노동조합 가입성향에 관한 결정요인을 분석함으로써 좌절된 수요에 대해서 보다 충분히 설명할 수 있을 것이다.

<표 2>와 <표 3>은 노동조합 가입성향에 관한 결정요인을 분석한 결과를 보여주고 있다. <표 2>는 노동조합 가입여부를 기준으로 한 프라빗 분석결과와 노동조합 가입의사를 기준으로 한 프라빗 분석결과를 보여주고 있다. <표 3>은 노동조합 가입여부를 기준으로 한 프라빗 방정식과 노동조합 가입의사를 기준으로 한 프라빗 방정식을 결합하여 분석한 결과이다. 두 방정식의 교란항의 상관관계가 있다면 더욱 효율적인 일치추정량을 얻을 수 있다. <표 3>의 ρ값을 보면 두 방정식간의 교란항의 상관관계는 통계적으로 유의하게 관찰되는 것으로 나타났다.

먼저 분석결과를 인적 속성별로 살펴보면 노동조합의 가입성향이 성별로 상관관계가 없는 것으로 나타났다. <표 2>에서 노동조합 가입여부를 기준으로 한 분석과 노동조합 가입의사를 기준으로 한 분석에서 모두 통계적으로 유의미한 값을 보여주지 못하였다. 이러한 결과는 <표 3>에서도 마찬가지로 나타났다. 가구주인 경우에 노동조합 가입성향이 높은 것으로 나타났다. 배우자여부는 노동조합 가입여부를 기준으로 한 분석에서는 통계적으로 유의하지 않게 나타났으나 노동조합 가입의사를 기준으로 한 경우에는 배우자가 있을수록 노동조합 가입성향이 높은 것으로 나타났다. 연령이 높아질수록 노동조합 가입성향이 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 노동조합 가입여부나 가입의사를 기준으로 한 분석에서 동일하게 나타났다. 다음으로 학력효과를 살펴보면 <표 2>에서 노동조합 가입여부를 기준으로 한 분석에서는 학력이 높아질수록 노동조합 가입성향이 낮아지는 것으로 나타났으나 가입의사를 기준으로 하면 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 그러나 <표 3>에서는 교육연수가 길어질수록 통계적으로 유의미하게 노동조합 가입확률도 낮아지는 것으로 나타났다.

8) 노동조합 가입결정의 경험재 모델은 Gomez와 Gunderson(2004) 참고.

<표 3> 노동조합 가입성향 결정요인(프라빗 모형)

	노동조합 가입여부		노동조합 가입의사	
	한계추정값	p-값	한계추정값	p-값
남성여부	-0.002	0.692	0.036	0.139
가구주여부	0.008	0.062	0.046	0.051
배우자여부	0.000	0.932	0.050	0.016
연령	-0.001	0.004	-0.007	0.000
교육연수	-0.002	0.010	-0.001	0.710
근속연수	0.001	0.000	0.000	0.993
농림어업, 건설업	-0.013	0.026	0.041	0.225
전기가스수도업	-0.001	0.897	-0.029	0.780
생산자서비스업	0.001	0.895	0.071	0.020
유통서비스업	0.027	0.000	0.028	0.303
개인서비스업	0.005	0.551	-0.023	0.494
사회서비스업	-0.006	0.224	0.028	0.418
관리, 전문직	-0.010	0.130	0.021	0.622
기술직	-0.006	0.362	0.043	0.281
사무직	-0.009	0.153	0.051	0.182
서비스직	-0.021	0.000	0.040	0.367
판매직	-0.020	0.000	0.019	0.692
농림어업 숙련직	-0.006	0.785	-0.228	0.058
기능직	-0.001	0.862	0.126	0.000
조립공	0.044	0.000	0.160	0.000
10인 미만	-0.044	0.000	-0.124	0.000
50인 미만	-0.030	0.000	-0.020	0.470
100인 미만	-0.017	0.000	0.040	0.273
500인 미만	-0.011	0.001	0.018	0.554
기업형태	0.005	0.349	-0.014	0.656
비정규직 여부	-0.010	0.013	0.034	0.116
로그 시간당임금	0.017	0.000	-0.031	0.151
사회보험 적용여부	-0.042	0.000	-0.118	0.000
퇴직금 지급여부	-0.013	0.027	-0.042	0.100
직무만족도	-0.004	0.128	0.053	0.000
노조유무			0.328	0.000
관찰 사례수	4,024		3,777	
대수우도함수값	-936		-2,273	

주 : 1) 산업더미 변수는 광공업, 직업더미 변수는 단순노무직, 사업체 규모더미 변수는 10인 미만이 기준 변수임.

2) 생산자서비스업은 사업서비스업·금융보험업·부동산 및 임대업, 유통서비스업은 도소매업·운수통신업, 개인서비스업은 음식숙박업·오락문화사업·가사서비스업·기타개인서비스업, 사회서비스업은 공공행정서비스업·보건서비스업·교육서비스업·기타사회서비스업임.

자료 : 한국노동패널 8차년도 자료(2006).

<표 4> 노동조합 가입의사 결정요인(이변수 프라빗 모형)

	노동조합 가입여부		노조 가입의사	
	추정계수	p-값	추정계수	p-값
남성여부	-0.050	0.604	0.087	0.155
가구주여부	0.210	0.023	0.121	0.041
배우자여부	-0.042	0.639	0.130	0.014
연령	-0.016	0.001	-0.018	0.000
교육연수	-0.032	0.042	-0.003	0.729
근속연수	0.030	0.000	0.005	0.267
농림어업, 건설업	-0.436	0.025	0.032	0.705
전기가스수도업	-0.063	0.832	0.046	0.861
생산자서비스업	0.047	0.668	0.171	0.026
유통서비스업	0.489	0.000	0.102	0.125
개인서비스업	0.057	0.742	-0.079	0.355
사회서비스업	-0.080	0.571	0.014	0.877
관리, 전문직	-0.139	0.505	0.057	0.600
기술직	-0.128	0.483	0.125	0.207
사무직	-0.221	0.206	0.115	0.224
서비스직	-1.191	0.000	0.068	0.533
판매직	-1.095	0.000	-0.025	0.836
농림어업 숙련직	0.482	0.405	-0.640	0.074
기능직	-0.019	0.913	0.298	0.001
조립공	0.670	0.000	0.454	0.000
10인 미만	-1.684	0.000	-0.468	0.000
50인 미만	-1.324	0.000	-0.221	0.002
100인 미만	-0.708	0.000	-0.046	0.616
500인 미만	-0.368	0.000	-0.019	0.804
기업형태	0.077	0.489	-0.018	0.814
비정규직 여부	-0.262	0.010	0.072	0.182
로그 시간당임금	0.354	0.000	-0.044	0.407
부가급여	-1.253	0.000	-0.340	0.000
퇴직금지급여부	-0.296	0.024	-0.109	0.095
직무만족도	-0.073	0.216	0.110	0.003
노조유무			0.311	0.000
상수항	-2.743	0.001	0.507	0.307
ρ	0.570	0.000		
관찰사례수	3,776			
대수우도함수값	-3,083			

주 : 1) 산업더미 변수는 광공업, 직업더미 변수는 단순노무직, 사업체 규모더미 변수는 10인 미만이 기준변수임.

2) 생산자서비스업은 사업서비스업·금융보험업·부동산 및 임대업, 유통서비스업은 도소매업·운수통신업, 개인서비스업은 음식숙박업·오락문화사업·가사서비스업·기타개인서비스업, 사회서비스업은 공공행정서비스업·보건서비스업·교육서비스업·기타사회서비스업임.

자료 : 한국노동패널 8차년도 자료(2006).

근속효과를 살펴보면 노동조합 가입여부를 기준한 경우에는 통계적으로 유의하게 정(+)의 값을 보여주고 있지만 노동조합 가입의사를 기준으로 한 경우에는 통계적으로 유의하지 않게 나타났다.

노동조합 가입성향에 관한 인적속성을 살펴보면 성별 가입성향의 차이가 없는 것으로 나타난 반면 연령별 차이는 통계적으로 유의미하게 나타났다. 교육연수는 노동조합 가입성향과 부(-)의 상관관계를 갖는 것으로 나타난 반면 근속연수는 정(+)의 상관관계를 보였지만 근속연수와 노동조합 가입의사와는 유의미한 상관관계가 발견되지 않았다.

다음으로 일자리 속성별 분석결과를 살펴보면 노동조합 가입여부를 기준으로 한 분석에서 농림어업과 건설업이 제조업에 비해 노동조합 가입성향이 낮은 것으로 나타난 반면 유통서비스업에서 가입성향이 통계적으로 유의하게 높게 나타났다. 반면 노동조합 가입의사를 기준으로 한 분석에서는 고부가가치 산업에 해당하는 생산자서비스업에서 노동조합 가입의사가 높은 것으로 나타났다. 다른 산업은 제조업과 별 다른 차이를 보이지 않았다.

직업별 분석결과를 살펴보면 서비스, 판매직이 단순노무직에 비해 노동조합 가입확률이 낮게 나타난 반면 조립공은 통계적으로 유의하게 높게 나타났다. 한편 노동조합 가입의사를 기준으로 한 분석에서는 농림어업 숙련직이 단순노문직에 비해 노동조합 가입의사가 낮게 나타났으며, 기능직이나 조립공은 높은 확률을 기록하였다.

사업체 규모별 노동조합 가입성향 분석결과는 노동조합에 가입할 확률과 가입의사를 가질 확률 간에 상이한 패턴을 보이는 것으로 나타났다. 사업체 규모가 커질수록 노동조합에 가입할 확률은 통계적으로 유의미하게 커지는 것을 알 수 있다. 그러나 노동조합 가입의사는 <표 2>에는 10인 이상 사업체에 근무하는 노동자는 500인 이상 사업체에 근무하는 노동자와 별 차이가 없는 것으로 나타났으며, <표 3>에는 50인 이상 사업체 근무하는 노동자와 500인 이상 사업체에 근무하는 노동자간 노동조합 가입의사의 차이는 없는 것으로 나타났다. 사업체 규모에 따라 노동조합 가입확률은 달라지지만 가입의사는 영세소기업을 제외하면 모두 비슷하다고 해석할 수 있다.

<표 2>에서 비정규직의 노동조합 가입확률은 정규직에 비해 낮게 나타났으나 노동조합 가입의사는 높게 나타났다. 다만 이변수 프라빗 모형에서 통계적 유의도는 낮게 나타나 정규직과 비정규직간에 노동조합 가입의사의 차이가 유의미하게 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 비정규직의 노동조합 가입의사는 정규직과 비슷한 수준이지만 노동조합에 가입할 가능성은 매우 낮은 것으로 해석할 수 있다.

다음으로 경제적 요인이 노동조합의 가입성향에 미치는 효과를 살펴보면 시간당임금이 높을수록 노동조합 가입확률은 높아졌지만, 시간당임금이 높다고 하더라도 노동조합 가입의사가 높아지는 것은 아니었다. 반면 사회보험 적용여부나 퇴직금 지급여부는 노동조합 가입확률과 노동조합 가입의사 모두 부(-)의 상관관계를 보였다.

직무만족도와 노동조합 가입성향의 관계를 살펴보면 통계적 유의도가 다소 낮게 나타났지만 직무만족도가 낮을수록 노동조합 가입확률이 높은 것으로 나타났다. 반면 직무만족도가 높을수록 통계적으로 유의미하게 노동조합 가입의사가 높아지는 것으로 나타났다.

경험재 효과를 검증하기 위해서 노동조합의 존재 유무와 노동조합 가입의사와의 관계를 살펴본 결과, 노동조합이 설립되어 있는 사업체에 근무하는 노동자들일수록 노동조합 가입의사가 높은 것으로 나타나 경험재 효과가 존재하는 것으로 판단할 수 있다.

이상과 같은 분석은 전체 노동자들을 대상으로 노동조합 가입여부와 가입의사를 기준으로 가입성향을 분석한 것이다. 다음으로 우리는 노동조합이 존재하지 않은 사업체에 근무하는 노동자들의 노동조합에 대한 수요에 대해서 분석하고자 한다. 이를 통해 노동조합에 가입하고 싶어도 가입할 길이 원천적으로 제한되어 있는 수요, 즉 좌절된 수요의 특성을 분석하고자 한다. 이러한 좌절된 수요의 특성을 파악하기 위해서 노동조합이 없는 사업장에서 근무하는 노동자들을 대상으로 노동조합 가입의사에 관한 결정요인을 분석할 것이다. 앞서 지적한 바와 같이 비조합원만을 대상으로 하기 때문에 발생하는 표본선택편의를 통제하는 프라빗 모형을 사용하였고 노동조합 가입의사를 기준으로 분석하였다.

<표 4>는 무노조 환경에서 노동조합 가입의사를 기준으로 한 가입성향을 분석한 결과이다. 노동조합이 없는 사업장에서 근무하는 노동자들의 노동조합 가입성향을 보면 남성이 여성에 비해 가입의사가 더 높은 것으로 나타나고 있으며, 가구주인 경우와 배우자가 있는 경우에 가입의사가 더 높은 것으로 나타났다. 연령별로 살펴보면 연령이 낮을 수록 가입의사가 높은 것으로 나타나고 있지만 교육연수나 근속연수는 통계적으로 유의미한 관계를 보이고 있지 않다. 산업별로는 광공업에 비해 생산자서비스업 종사자의 노동조합 가입성향이 높았다. 또 기술직이나 사무직의 경우에 단순노무직에 비해 가입의사가 높은 것으로 나타났는데, 이는 전체노동자들을 대상으로 한 결과는 다른 것이다. 사업체 규모별로는 50인 미만 사업체에 근무하는 노동자들의 노동조합 가입의사가 500인 이상 사업체 종사자에 비해 낮은 것으로 나타났지만 50인 이상 500인 미만 사업체의 종사자와는 차이가 없는 것으로 나타났다.

비정규직 노동자가 정규직 노동자에 비해 노동조합 가입의사가 더 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 비정규직 노동자들이 비록 노동조합이 없는 사업체에 근무하지만 노동조합의 필요성에 대한 인식이 높아졌다는 것을 의미한다.

전체적으로 남성일수록, 연령이 낮을수록, 비정규직일수록 노동조합 가입의사가 강한 것으로 나타났다. 또한 기술직이나 사무직에서도 노동조합 가입의사가 강한 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 앞선 노동조합 가입성향 분석과 상당한 차이가 나는 것이다. 특히 비정규직 노동자의 노동조합 가입의사가 전체 노동자를 대상으로 했을 때 보다 더 강한 것으로 나타났다.

<표 5> 무노조 사업장 노동자들의 노동조합 가입성향 결정요인(표본선택편의 프라빗 모형)

	노동조합 사업장 선택		노조 가입 의사	
	추정계수	p-값	추정계수	p-값
남성여부	-0.014	0.865	0.111	0.089
가구주여부	-0.018	0.815	0.107	0.091
배우자여부	-0.029	0.686	0.120	0.032
연령	0.002	0.556	-0.018	0.000
교육연수	-0.004	0.755	-0.005	0.580
농림어업, 건설업	0.557	0.000	0.009	0.927
전기가스수도업	-0.483	0.108	0.194	0.654
생산자서비스업	0.070	0.457	0.176	0.039
유통서비스업	-0.358	0.000	0.078	0.314
개인서비스업	0.195	0.175	-0.133	0.147
사회서비스업	0.333	0.006	0.005	0.954
관리, 전문직	-0.305	0.058	0.157	0.187
기술직	-0.187	0.204	0.179	0.092
사무직	-0.017	0.905	0.205	0.041
서비스직	0.566	0.004	0.153	0.192
판매직	0.630	0.001	0.043	0.742
농림어업 숙련직	-0.041	0.910	-0.406	0.230
기능직	0.082	0.565	0.296	0.001
조립공	-0.597	0.000	0.427	0.000
10인 미만	2.115	0.000	-0.507	0.000
50인 미만	1.593	0.000	-0.254	0.051
100인 미만	1.010	0.000	-0.063	0.628
500인 미만	0.431	0.000	0.091	0.342
비정규직 여부	0.075	0.341	0.117	0.047
부가급여	0.770	0.000	-0.359	0.000
퇴직금지급여부	-0.032	0.744	-0.046	0.503
직무만족도	0.134	0.008	0.171	0.000
근속연수	-0.023	0.000		
기업형태	-0.135	0.148		
로그 시간당임금	-0.224	0.002		
상수항	1.835	0.007	-0.036	0.894
ρ	-0.400	0.061		
관찰사례수	3,942			
대수우도함수값	-3,174			

주 : 1) 산업더미 변수는 광공업, 직업더미 변수는 단순노무직, 사업체 규모더미 변수는 10인 미만이 기준 변수임.

2) 생산자서비스업은 사업서비스업·금융보험업·부동산 및 임대업, 유통서비스업은 도소매업·운수통신업, 개인서비스업은 음식숙박업·오락문화사업·가사서비스업·기타개인서비스업, 사회서비스업은 공공행정서비스업·보건서비스업·교육서비스업·기타사회서비스업임.

자료 : 한국노동패널 8차년도 자료(2006).

2. 노동조합 대표권의 갭 분석

앞서 노동자들의 노동조합 가입성향을 분석을 통해 노동조합 가입에 대한 수요 특성에 대해서 살펴보았다. 그렇다면 노동조합 접근기회 및 가입기회의 제한이라는 공급측 요인으로 인해 좌절되는 수요의 크기는 얼마나 될 것인가? 좌절된 노동조합의 수요는 실제 노동조합의 대표권과 잠재적 대표권 간의 갭을 가져올 것이다. 따라서 좌절된 수요의 크기로 노동조합 대표권의 갭의 크기를 파악할 수 있다.

여기서는 노동조합의 좌절된 수요의 크기를 이변수 프라빗 모형을 활용하여 측정할 것이다. 또한 전체 노동조합의 총 수요의 크기를 비롯하여 과잉공급, 상대공급의 크기도 측정할 것이다.

<표 5>는 실제 노동조합의 조직률과 가입의사의 비중을 보여주고 있다. 노동조합에 가입한 비중은 전체 노동자의 12.18%인 것으로 나타났으며, 노동조합에 가입하고자 하는 노동자의 비중은 45.03%로 나타났다. 노동조합에 가입할 의향은 있으나 노동조합의 공급측 요인으로 인해 가입하지 못하는 비중은 75.58%로 매우 높게 났다. 또한 노동조합에 가입하지 않은 노동자 중에서 노동조합에 가입할 의사가 있는 노동자의 비중은 38.75%로 나타났다. 반면 노동조합에 가입한 노동자 중에서 노동조합에 계속해서 가입할 의사를 가진 노동자의 비중은 90.03%로 나타났다. 이러한 차이는 노동조합을 경험한 노동자들이 노동조합을 더욱 선호하게 된다는 경험재 효과로 파악할 수 있다.

<표 6> 노동조합 가입 및 노동조합 가입의사 분석

(단위 %)

노동조합 가입 여부	가입	비가입
노동조합 가입 비중 (u=1 / u=0)	12.18	87.82
노조가입의사가 있는 노동자 중 노조가입 여부별 비중 (u=1 | d=1 / u=0 | d=1)	24.42	75.58
노동조합 가입의사 유무	있음	없음
노동조합 가입 의사 비중 (d=1 / d=0)	45.03	54.97
노조에 가입한 노동자 중 노조가입의사 유무별 비중 (d=1 | u=1 / d=0 | u=1)	90.30	9.70
노조에 가입하였고 노조가입 의사 유무별 비중 (u=1, d=1 / u=1, d=0)	10.99	1.18
노조에 가입하지 않은 노동자 중 노조가입 의사 유무별 비중 (d=1 | u=0/ d=0 | u=0)	38.75	61.25
노조에 가입하지 않았고 노조가입 의사 유무별 비중 (u=0, d=1/u=0, d=0)	34.03	53.79

자료: 한국노동패널 8차년도 자료(2006).

한편 노동조합에 가입하고 있지 않지만 노동조합에 가입하기를 원하는 노동자의 비중은 34.03%로 나타났다. 반대로 노동조합에 가입하고 있지만 노동조합을 탈퇴하기를 원하는 노동자의 비중은

1.18%로 매우 낮게 나타났다. 전자는 좌절된 노동조합의 수요로 파악할 수 있는 반면 후자는 노동조합의 과잉공급으로 파악된다.

<표 6>은 <표 3>의 이변수 프라빗 모형의 추정계수를 이용하여 예측한 결과이다. 이변수 프라빗 모형을 이용하면 노동조합의 가입성향과 관련한 확률을 엄밀하게 추정할 수 있다. 특히 노동조합의 평균적인 가입확률이나 대표권 갭의 크기 등을 예측할 수 있다. 분석결과를 보면 노동조합의 총 수요는 45.86%로 나타났다. 이것은 전체 노동력의 절반 가까이가 노동조합에 가입할 의향이 있는 잠재조직률을 의미한다. 노동조합의 총수요는 식(1)과 같이 노동조합 가입확률, 좌절된 수요, 과잉공급으로 분해할 수 있다. 노동조합 가입확률은 12.82%로 나타났으며, 좌절된 수요는 34.99%, 과잉공급은 1.95%로 나타났다.

또한 <표 6>은 성별, 연령별, 고용형태별 노동조합의 수요를 보여주고 있다. 여성의 노동조합 총수요는 38.31%인데 반해 남성은 50.71%로 더 크게 나타났다. 노동조합 가입확률도 여성에 비해 남성이 높았으며, 대표권 갭의 크기도 남성이 높게 나타났다. 다음으로 성년층의 노동조합 총수요는 45.10%인 반해 청년층의 노동조합 수요는 48.48%로 성년층에 비해 다소 컸다. 반면 청년층의 노동조합 대표권의 갭의 크기는 39.75%로 성년층의 33.60%에 비해 크게 나타났다. 정규직의 노동조합 수요는 47.43%인데 반해 비정규직은 41.18%로 작게 나타났다. 그런데 비정규직의 좌절된 수요는 36.66%로 정규직의 34.44%에 비해 더 크게 나타났다. 특히 비정규직의 노동조합 상대공급은 7.45%에 불과한 반면 정규직은 21.11%로 나타났다. 노동조합 상대공급은 노동조합에 가입할 의향이 있는 노동자 중 노동조합에 가입한 경우를 의미한다. 결국 비정규직은 노동조합 공급이 크게 제한되고 있음을 확인할 수 있다. 한편 여성이나 청년층의 경우에도 상대공급 확률이 11.71%, 14.05%로 매우 낮게 나타났다.

<표 7> 노동조합의 대표권 갭 크기의 추정

	노조 조직 가입률(A) $p(U_{ij}=1)$	노동조합 상대공급(B) $p(U_{ij}=1 \mid D_{ij}=1)$	노동조합 과잉공급(C) $p(D_{ij}=0,\ U_{ij}=1)$	노동조합 대표권 갭(D) $p(D_{ij}=1,\ U_{ij}=0)$	노동조합 총수요(A+D-C) $p(D_{ij}=1)$
전체	12.82	17.69	1.95	34.99	45.86
남성	16.06	21.53	2.37	37.03	50.71
여성	7.78	11.71	1.30	31.82	38.31
성년	13.68	18.76	2.18	33.60	45.10
청년	9.90	14.05	1.17	39.75	48.48
정규직	15.41	21.11	2.42	34.44	47.43
비정규직	5.08	7.45	0.56	36.66	41.18

자료: 한국노동패널 8차년도 자료(2006).

<표 7>은 노동조합 총 수요의 격차를 각 노동자 집단별로 분석할 결과이다. 노조가입 확률의 격차를 살펴보면 정규직과 비정규직간에 10.33%p 격차가 발생하는 것으로 나타났다. 또한 남성과 여성 간에 8.27%p, 성년과 청년 간에 3.78%p 격차가 발생하는 것으로 나타났다. 정규직과 비정규직간에 노조 가입확률 격차는 비정규직의 노동조합 공급측면에 해당하는 좌절된 수요가 정규직에 비

해 2.22%P 더 크고 노동조합 총 수요는 정규직 보다 6.25%p 더 작은 것으로 주로 설명할 수 있다. 비정규직은 정규직 보다 노동조합 수요는 작고 좌절된 수요의 크기는 더 큰 것으로 나타났으며, 정규직은 비정규직에 비해 과잉공급도 비교적 큰 것으로 나타났다. 남성과 여성 간 노동조합 가입확률의 격차는 노동조합 공급측면에 해당하는 좌절된 수요가 5.21%p, 노동조합 총 수요의 격차 12.41%p에 의해서 설명된다. 여성은 남성에 비해 좌절된 수요의 크기도 작았고, 노동조합 총수요는 더 큰 차이를 보였다. 성년층과 청년층의 노동조합 가입확률의 격차는 상대적으로 작게 나타났는데, 이러한 결과는 노동조합 대표권 갭의 차이는 컸으나 노동조합 수요가 비교적 낮게 나타났기 때문으로 설명된다. 청년층의 좌절된 수요는 성년층 보다 상당히 큰 것으로 나타나 청년층의 낮은 노동조합 조직률은 비정규직과 마찬가지로 공급측요인에 의해서 설명될 수 있다. 한편 전반적으로 노동조합 과잉공급의 격차는 낮은 수치를 기록하였다. 다만 고용형태별 격차에서 정규직의 과잉공급이 비정규직에 비해 비교적 높게 나타났다.

<표 8> 노동조합 대표권의 갭 격차

	노조 총 수요 격차(A) $\Delta p(D_j^c=1)$	노조 과잉공급 격차(B) $\Delta p(D_j^c=0, U_j^c=1)$	노조 대표권 갭 격차(C) $\Delta p(D_j^c=1, U_j^c=0)$	노조 가입확률 격차(A-C+B) $\Delta p(U_j^c=1)$
고용형태별 격차 (정규직-비정규직)	6.25	1.86	-2.22	10.33
성별 격차 (남성-여성)	12.41	1.08	5.21	8.27
연령별 격차 (성년-청년)	-3.38	1.01	-6.15	3.78

자료: 한국노동패널 8차년도 자료(2006).

우리나라에서 잠재조직률은 전체 노동자의 약 46% 수준으로 다른 외국과 비교할 때 비슷한 수준이었다. 그러나 실제 조직률이 매우 낮은 이유는 좌절된 노동조합 수요의 크기에 매우 크기 때문이다. 특히 정규직에 비해 비정규직이 좌절된 수요의 크기가 컸으며, 청년층 역시 성년층에 비해 좌절된 수요의 크기가 컸다. 비정규직의 조직률이 정규직 보다 훨씬 낮은 것은 노동조합 총 수요도 작으면서 비정규직의 좌절된 수요의 크기가 상당히 크기 때문으로 설명된다. 또한 청년층의 낮은 조직률은 커다란 좌절된 수요에 의해서 주로 설명되며, 여성의 낮은 조직률은 노동조합 수요는 작고 좌절된 수요는 크기 때문으로 설명된다.

Ⅴ. 맺음말

본 연구는 한국노동패널 8차년도 데이터를 사용하여 정확한 노동조합 가입성향과 좌절된 노조수요의 크기를 추정해보고자 하였다.

먼저 노동조합 가입여부와 노동조합 가입의사를 각각 종속변수로 하는 프라빗 모형을 분석한 후, 각각의 프라빗 방정식을 결합한 이변수 프라빗 모형을 분석했다. 추가로 본 논문의 주요 관심대상인 무노조 사업장에 종사하는 노동자들의 노동조합 가입성향을 표본선택편의 프라빗 모형을 사용하여 분석했다.

분석 결과 성별, 연령별, 고용형태별로 통계적으로 유의한 가입성향의 격차가 나타났다. 우선 남성이 여성보다 더 노동조합 가입성향이 높은 것으로 나타났다. 이전 모형들에서는 성별 가입률 격차의 통계적 유의성이 없었던 점에 비추어보면, 주목할 만하다. 또한 연령이 높아질수록 노동조합 가입성향이 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 청년층의 노동조합 가입성향이 더 높다는 것으로 이전의 모형들에서도 일관되게 나타난 현상이다. 고용형태별로 보면 비정규직의 노동조합 가입성향이 통계적으로 유의하게 더 높았다. 이는 무노조 사업장에서는 오히려 비정규직의 노조수요가 정규직보다 더 강하다는 사실을 의미한다.

그 밖의 일자리속성 변수들의 영향력을 살펴보면, 산업별로 광공업에 비해 생산자서비스업 종사자의 가입성향이 높았으며 기술직이나 사무직이 단순노무직에 비해 가입의사가 높았다.

다음으로 노동조합 공급의 부재로 인해 발생하는 '좌절된 노조수요'의 크기를 살펴보면, 전체적으로 35.0%에 달했고, 좌절된 노조수요가 충족되면 달성될 수 있는 잠재 노조조직률은 45.9%에 달하는 것으로 나타났다. 이러한 잠재조직률의 크기는 외국의 연구결과와 별반 차이가 없다. 그렇다면 결국 한국의 낮은 노조조직률은 노동조합 수요 차원의 문제가 아니라 노동조합 공급 측면에서 해소되지 못한 좌절된 수요에 기인한다고 할 수 있다.

고용형태별로 살펴보면 비정규직은 정규직에 비해 좌절된 노조수요의 크기가 컸고 상대공급의 크기도 상대적으로 작았다. 실제 정규직의 가입률이 15.4%, 비정규직의 가입률이 5.1%로 나타난 점을 고려하면 이러한 차이는 대부분 공급제약에 의한 것이라 볼 수 있다. 좌절된 노조수요의 크기는 남성이 37.0%, 여성이 31.8%에 달해 남성이 여성보다 다소 높았다(성별 대표권 갭의 격차는 5.2%). 남성과 여성의 실제 노조가입률이 16.1%, 7.8%란 점을 염두에 두면, 이는 노동조합 총수요의 성별격차에 의해서 성별 조직률 격차의 상당부분을 설명할 수 있다. 성년층의 잠재조직률은 45.1%, 청년층은 48.5%에 달해 연령계층별 잠재조직률의 격차는 3.8%로 비교적 낮았다. 그러나 노동조합 수요에는 큰 차이가 없었지만 좌절된 노조수요의 격차가 상대적으로 컸고 특히 청년층이 성년층에 비해 대표권 갭의 크기가 더 큰 것으로 나타났다.

이러한 연구결과는 특히 현실의 노동조합 구성과 관련하여 시사점을 제공해준다. 즉 정규직 위주로 되어 있는 노동조합 구성 실태와는 달리, 실제 노동자들의 노조선호(가입의지)는 비정규직 노동자가 정규직 노동자보다 오히려 높다는 것이다. 이는 바꾸어 말하면 비정규직 노동자에 대한 공급제약이 해소되고 적극적인 조직화 노력이 전개된다면, 비정규직 노동자들의 노조가입이 비약적으로 상승할 수 있음을 시사해주는 것이다.

현재 한국의 노동조합은 노동조합 가입을 희망하는 전체 노동자의 극히 일부만을 조직화하고 있을 뿐이며, 특히 노동조합의 공급 부재로 인해 발생되는 대표권의 갭은 여성 보다는 남성이, 성년층 보다는 청년층이, 정규직 보다는 비정규직이 더 크게 나타났다. 만약 노동조합의 공급제한이 해

소되어 자유의지에 의해 노동조합에 가입할 수 있게 된다면, 한국의 노동조합 조직률은 현재 조직률의 3.5배를 상회하는 최대 45.9%에 도달할 것으로 추정된다. 앞으로 노동조합의 공급을 제약하는 요소[9]가 구체적으로 무엇인지에 대한 진지한 검토와 함께 이에 입각한 올바른 조직화 전략을 수립하려는 정책적 노력이 요구된다.

9) 전통적인 기업별 노동조합 체계 및 조직화 방식, 기업단위 노동조합 규약상의 비정규직 가입제한, 특수고용직 노동자들의 노동자성 인정 제약 등으로 예상해볼 수 있다.

<참고문헌>

김유선,「노조가입 결정요인」,『노동경제논집』제25권 제1호. (2002) pp.23~45.
김정우,「노동조합의 조직현황과 조직률 추세」,『노동리뷰』12월호. (2006) pp.40~48.
노동부,『전국 노동조합 조직현황』(2006).
신은종,「비정규근로자의 노동조합 가입성향과 대표성 격차에 관한 경험적 연구: 비정규고용형태별 선호구조의 차이를 중심으로」,『산업관계연구』제15권 제1호 (2005) pp.43~72.
윤진호,「비정규직 노동자의 실태와 조직화 문제」,『산업노동연구』제8권 제2호. (2002) pp.1 ~ 39.
윤진호,「노동조합 존재확률의 결정요인과 대표권의 갭」,『사회경제평론』제24호. (2004) pp.139 ~ 176.
이시균,「노동조합 조직률 변화와 가입성향 결정요인」,『매월노동동향』12월호. (2001) pp.1~11.
이시균 · 김정우,「비정규직의 노동조합 가입 결정요인 분석」,『노동리뷰』10월호. (2005) pp.71~80.
한국노동연구원,『해외노동통계』(2006).
홍성우,「한국의 노조 조직률 하락 원인에 관한 연구」,『산업노동연구』제2권 제2호. (1996) pp.197 ~ 224.

Antos, J. R., M. Chandler, & W. Mellow. "Sex differences in union membership." *Industrial and Labor Relations Review* 33 (2). (1980) pp.162～169.
Arulampalam, W. & A. L. Booth. "Union status of young men in Britain: a decade of change." *Journal of Applied Econometrics* 15 (3). (2000) pp.289～310.
Blanden, J. & S. Machin. "Cross-Generation Correlations of Union Status for Young People in Britain." *British Journal of Industrial Relations* 41 (3). (2003) pp.391～415.
Booth, A. "Estimating the Probability of Trade Union Membership: A Study of Men and Women in Britain." *Economica* 53. (1986) pp.41～61.
Bryson, A., Gomez, R., Gunderson, M. & N. Meltz. "Youth-adult differences in the demand for unionisation: are American, British and Canadian workers all that different?" *Journal of labor research* 26 (1). (2005) pp.155～167.
Bryson, A. & R. Gomez. "'You Can't Always Get What You Want': Frustrated Demand for Union Voice in Britain." CEP Discussion Papers, Centre for Economic Performance, London School of Economics (2002).
Bryson, A. & R. Gomez. "Segmentation, Switching Costs and the Demand for Unionization in Britain." CEP Discussion Papers No. 568, Centre for Economic Performance, London School of Economics (2003).
Charlwood, A. "Why do non-union employees want to unionize? Evidence from Britain." *British*

Journal of Industrial Relations 40 (3). (2002) pp.463～491.

Deery, S. & H. D. Cieri. "Determinants of Trade Union Membership in Australia." *British Journal of Industrial Relations* 29 (1). (1991) pp.59～73.

Farber, H. S. "The Determinant of the Union Status of Workers." *Econometrica* 51 (5). (1983) pp.1417～1438.

Farber, H. S. "The Decline of Unionization in the United States." *Journal of Labor Economics* 8 (1). (1990) pp.75～105.

Farber, H. S. "Notes on the Economics of Labor Unions." Working paper No. 452. Princeton University, Department of Economics, Industrial Relations Sections (2001).

Farber, H. S. & D. H. Saks. "Why Workers Want Union: The Role of Relative Wages and Job Characteristics." *Journal of Political Economy* 88 (2). (1980) pp.349～369.

Farber, H. S. & A. B. Krueger. "Union Membership in the United States: The Decline Continues." National Bureau of Economic Research Working paper No. 4216, November (1992).

Gomez, R. & M. Gunderson. "The experience-good model of union membership." In Wunnava, P. V, ed. *The changing role of unions: new forms of representation*. M.E. Sharpe (2004) pp.92～114.

Haynes, P., Vowles. J. & P. Boxall. "Explaining the Younger-Older Worker Union Density Gap: Evidence from New Zealand." *British Journal of Industrial Relations* 43 (1). (2005) pp.93～116.

Hernandez, A. "The Impact of Part-Time Employment on Union Density." *Journal of Labor Research* 16 (4). (1995) pp.485～491

Hirsch, B. T. & J. T. Addison. *The economic analysis of unions: new approaches and evidence*, Allen & Unwin (1986)

Riddell, C. W. "Unionization in Canada and United States: A Tale of Two Countries." in D. Card and R. Freeman, (ed.), *Small Differences That Matter: Labour Markets and Income Maintenance in Canada and the Unites States,* University of Chicago Press (1993) pp.109～147.

Schnabel, C. & J. Wagner. "Determinants of Union Membership in 18 EU Countries: Evidence from Micro Data, 2002/03." Discussion Paper No. 1464, Institute for the Study of Labor (IZA) (2005a).

Schnabel, C. & J. Wagner. "Who Are the Workers Who Never Joined a Union? Empirical Evidence from Germany." Discussion Paper No. 1658, Institute for the Study of Labor (IZA) (2005b).

Walters, S. "Female Part-time Workers' Attitudes to Trade Unions in Britain." *British Journal of Industrial Relations* 40 (1). (1995) pp.49～68.