

## 勞 動 組 合 的 職 場 安 定 效 果 \*

— 組 立 金 屬 產 業 을 中 心 으 로 —

魚 秀 鳳 \*\*

< 目 次 >

- |                      |         |
|----------------------|---------|
| I. 머리말 : 문제의 제기      | V. 정책시사 |
| II. 경험연구모델           | 참고문헌    |
| III. 자료의 구성과 특징      |         |
| IV. 노조의 직장안정효과 계량 분석 |         |

### I. 머리말 : 문제의 제기

#### 1. 연구의 의의

1987년 6·29선언 이후 노동운동의 활성화는 80년대 후반 고용, 임금, 근로시간등 우리나라 노동시장의 제측면에 중요한 영향을 주고 있음은 주지의 사실이다.<sup>1)</sup> 그러나 우리 경제의 국제경쟁력 차원에서 노동조합이 임금수준 및 임금구조에 미친 각종 영향은 중요한

\* 필자는 원고를 꼼꼼이 읽고 도움말을 주신 원창희 박사님과 자료수집과 통계분석을 담당하신 정지은 연구조교에게 감사드린다.

\*\* 韓國勞動研究院

1) 노동조합수(산별, 단위노조 포함)와 조합원수는 1987년 6월 2741개 및 127만명에서 1991년 12월 현재 7656개 및 180만명으로 증가하였다. 1980년대말 노동시장 변화의 제측면에 대해서는 어수봉(1991) 참조.

經濟懸案의 하나가 되고 있음에 따라 학계의 관심은 노동조합의 獨占賃金效果, 즉 노동조합으로 인한 임금수준의 상승과 임금구조의 변화라는 측면에 모아지고 있다. 즉, 박세일(1984)의 연구방법론에 기초하여 배무기(1990), 정인수(1991), 김장호(1991), Park(1991)의 연구들이 모두 6·29를 전후로 한 노조의 獨占賃金效果(相對賃金效果)를 분석대상으로 하고 있다. 한편 이수봉·이태현(1992)의 연구는 이러한 흐름에서 벗어난 최초의 경험연구로서 노동조합이 임금평등에 미치는 영향을 분석하여 노동조합의 표준화임금정책(wagestandardization policy)이 우리나라에서도 기능함을 밝힌 바 있다. 그러나 노조의 임금체계에 관한 효과분석 역시 임금수준에 관한 연구들에서처럼 고용측면(채용, 배치전환, 교육·훈련, 이직, 해고 등)에 관한 노조의 효과를 통제하고 있지못해 노조의 기능과 효과에 대한 부분적 연구에 그치고 있는 실정이다.

노조의 고용측면 특히 노동이동 측면에 대한 분석 필요성은 일찍 인식되었으나 경험분석연구가 진행되지 못했던 가장 큰 이유는 자료측면의 제한이었던 것으로 보인다.<sup>2)</sup> 실제로 우리나라의 통계자료중 고용, 임금, 노사관계를 종합적으로 조사하고 있는 통계가 아직 존재하지 않는 것이 현실이다.

본 연구는 임금과 고용을 별도로 조사한 두개의 통계자료를 통합하여 이직률 통계를 새로 만들어냄으로써 기존의 자료상의 한계를 극복할 수 있는 가능성을 보여준데 그 일차적 의의가 있으며, 또한 새롭게 창출된 자료에 기초하여 조직부문과 비조직부문의 이직률 차이에 초점을 맞추어 노동조합의 직장안정효과를 경험분석함으로써 기존의 노조효과연구의 분석범위를 한층 넓혔다는데 그 이차적 의의를 찾을 수 있다.<sup>3)</sup>

본고의 구성은 다음과 같다. 우선 본장 제2절에서는 1987년과 1991년에 있어 조직부문과 비조직부문의 이직률 변화추이를 비교하여 조직부문의 이직률이 6·29이후 크게 하락한 반면 비조직부문의 이직률은 그렇지 않았다는 문제를 제기하고 이에 관한 이론적 배경을 간략히 정리한다. 제II장에서는 근로자의 이직행위분석을 위한 이론적 틀과 경험연구모델을 탐색이론에 기초하여 정리하는데, 특히 제IV장에서 사용될 불변탈출확률을 가정한 기대기간분석모델에 초점을 두고 있다. 제III장에서는 이직률 계산 및 경험연구에

2) 배무기(1990, p. 27) 교수는 노조효과의 종합적 분석을 위해서 “임금효과 이 외에 노동조합은 조직부문의 고용안정성을 증대시키고 노동시간에 있어서도 . . . 소득보전효과를 갖는 점이 간과되어서는 안될 것”임을 지적하고 있다.

3) 여기에서 직장안정(job security)의 개념은 현 직장에서의 고용안정으로 정의 된다. 따라서 본고의 발견처럼 노조가 직장안정성을 제고시키는 효과가 있다는 사실이 노동시장 전체의 고용안정성을 제고하는 효과가 있다는 것으로 해석되어서는 안될 것이다. 다양한 고용안정의 개념을 정리하고 노동유연성과의 관계에 대해서는 이수봉(1993b) 참조.

사용된 자료의 구성방법과 자료의 특성에 대해 논한 후, 제Ⅳ장에서 노조의 직장안정효과에 대한 계량분석결과를 보고한다. 여기에서는 사업체 단위 이직률에 대한 노조의 효과와 근로자의 이직행위에 대한 노조의 효과로 나누어 살펴보게 된다. 전자에 관한 계량분석기법은 OLS이며 후자에 대한 계량분석기법으로는 로짓모텔과 해자드모텔이 사용되고 있다. 마지막으로 제Ⅴ장은 분석결과를 요약하고 정책시사를 살펴본 다음, 본 논문의 한계를 지적한다.

## 2. 문제의 제기

다음의 <표 1>은 1987년과 1991년의 두 기간동안 우리나라 전산업을 대상으로 한 노조유무별 이직률의 변화추이를 근로자 특성별(성 및 직종)과 사업체 특성별(규모 및 산업)로 보여준다. 각 년도의 자료는 조사대상기간이 각년도의 상반기 때문에 자료의 해석상 1987년의 경우를 6·29 이전의 이직통계로 보아도 큰 무리는 없다. 표에 나타난 주요 특징을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 조직부문의 경우 6개월 기간동안의 전산업 평균이직률이 1987년의 17.0%에서 1991년 8.1%로 크게 낮아진 반면, 비조직부문의 경우는 이직률이 1987년 15.5%에서 1991년 16.3%로 오히려 약간 높아졌다.

둘째, 조직부문에 있어 이직률의 변화를 성과 직종이라는 근로자특성측면에서 관찰하여 보면 남녀 공히 이직률이 절반수준으로 하락하여 남녀차이가 발견되지 않는 반면, 직종의 경우 생산직의 이직률 하락(26.3% → 12.3%)이 사무직의 경우(12.6% → 8.7%)보다 훨씬 두드러지게 나타나고 있다.

셋째, 조직부문의 이직률 변화를 규모와 산업이라는 사업체특성 측면에서 관찰하여 보면 규모의 경우 500인 이상 대규모 사업체의 이직률 하락(19.7% → 7.6%)이 가장 두드러지게 나타나는 반면 99인 이하의 소규모 사업체의 경우는 이직률이 오히려 증가하였음을 알 수 있다. 한편 산업의 경우 생산직 비중이 높은 제조업(20.3% → 8.7%)과 건설업(12.7% → 4.8%)에서 이직률 하락이 크게 나타나고 있는 반면 도·소매음식 숙박업과 개인·사회서비스업등의 서비스부문에서는 이직률이 오히려 상승하였음을 알 수 있다.

이상과 같이 6·29이후 이직률 변화는 노조유무별로 크게 다르게 나타나고 있으며, 조직부문내에서도 근로자특성이나 사업체 특성에 따라 그 변화가 매우 다양함을 알 수 있다. 따라서 <표 1>에서 당연하게 제기되는 문제는 1) 조직부문에서의 이직률 하락이 “노조효과” 때문인가, 2) 만약 노조가 이직률 하락에 큰 영향을 주었다면 “어떤 경로”를 통

해서인가, 그리고 3) 동일한 조직부문에서도 이직률 하락 효과가 “왜” 근로자특성이나 사업체특성에 따라 다르게 나타나는가이다. 본고는 이 중 첫째 질문에 답하려는 시도를 하고 있는 반면, 나머지 문제들에 대한 본격적인 탐구는 다음의 연구과제로 남 두고 있음을 밝혀둔다.

〈표 1〉 전산업의 노조유무별 이직률 변화 추이(1987년 → 1991년)

	노 조 유		노 조 무	
	1987	1991	1987	1991
성 별				
男	16.1	7.4	15.3	15.9
女	23.5	11.6	17.2	18.7
직 종 별				
생산직	26.3	12.3	17.5	22.7
사무직	12.7	8.7	16.1	24.8
규 모 별				
10~29人	5.3	10.5	9.1	21.2
30~99人	10.0	10.3	18.1	20.2
100~299人	10.8	9.0	20.1	14.7
300~499人	13.4	8.0	19.4	13.8
500人이상	19.7	7.6	12.4	8.9
산 업 별				
광 업	13.6	11.4	12.3	41.6
제 조 업	20.3	8.7	17.7	18.6
전기·가스·수도업	1.6	1.9	7.2	-
건 설 업	12.7	4.8	12.6	8.4
도소매음식숙박업	5.9	10.2	10.2	12.4
운수창고통신업	8.8	7.2	14.5	8.0
금융보험부동산업	3.0	5.3	7.2	13.6
개인·사회서비스업	2.8	6.6	6.5	8.5
전 체	17.0	8.1	15.5	16.3

주: 이직률은 6개월 기간동안의 단위 이직률임.

자료: 노동부, 「직종별 임금실태조사테이프」 및 「노동력유동실태조사테이프」, 각년도.

즉 〈표 1〉과 같은 단순한 표분석(table analysis)의 한계점은 이직률에 영향을 주는 다른 여러 요인을 통제하지 못하기 때문에 상관관계의 방향 즉 인과분석의 추론을 하는데 큰 제약점을 갖게 된다. 본고는 이러한 이직률 변화를 보다 엄밀한 계량기법을 사용하여 분석함으로써 노조효과에 관한 표분석의 한계를 상당부분 극복하는데 주 목적이 있는 것

이다.

한편 노동조합이 어떠한 경로를 통해 이직률을 낮추는가(혹은 직장안정성을 제고하는가)에 대한 이론적 논의와 경험연구는 본고의 영역밖이지만 본고의 분석결과와 해석을 위해 그리고 향후 연구과제를 정리하기 위해 다음에서 간략히 살펴보기로 한다.

노동조합이 임금수준, 임금격차, 및 직장안정에 미치는 영향에 대한 논의는 기본적으로 노동조합의 역할에 대한 두가지의 상반된 勞動組合觀에 그 뿌리를 두고 있다. 일반적으로 노동조합의 역할에 대한 견해는 부정적 측면과 긍정적 측면의 두가지로 나뉘어지는데 전자는 임금을 상승시키는 獨占力과 관계된 勞動組合의 獨占的 側面이고 후자는 기업 내 조직근로자들의 대표기관으로서의 역할과 관련한 集團發言制度的反應(collective voice/institutional response) 側面이다.<sup>4)</sup>

전통적으로 노동조합에 대한 부정적 견해는 바로 노동조합의 獨占的 側面에 두어져 있다. 이 견해에 따르면 노동조합은 獨占力을 가지고 있으며 이를 이용하여 조직부분의 임금을 경쟁수준 이상으로 상승시킴으로써 경제진반에 여러가지 부정적 영향이 파급된다는 것이다. 즉 노동조합의 임금인상은 生産費用 및 價格의 인상으로 귀결되어 販賣量 및 雇傭量의 감소를 가져오고, 조직부분에서 발생한 임실업자들의 비조직부분으로의 이동에 의해 비조직부분 근로자들의 임금이 하락한다. 노동조합은 시장의 자유경쟁체제를 제한하는 일종의 獨占體로 기능하기 때문에 勞動力配分의 效率性을 저해할 뿐 아니라 조직·비조직 부분간의 所得分配를 왜곡시키고 국민생산을 감소시킴으로써 근로자계층 내부뿐만 아니라 경제전체에도 부정적 영향을 미치게 된다. 따라서 노동조합을 獨占體로 보는 시각은 노동조합이 유발하는 임금인상의 크기, 그리고 이러한 임금인상이 기업의 생산과 고용량을 줄임으로써 경제적 효율성을 저해하고 所得分配를 변화시키는 경로에 초점을 두어 노조의 기능을 분석한다. 이러한 시각에 기초한 노조의 직장안정효과는 노조가 상대임금을 상승시켜 나타난 임금효과의 결과로 인식된다.

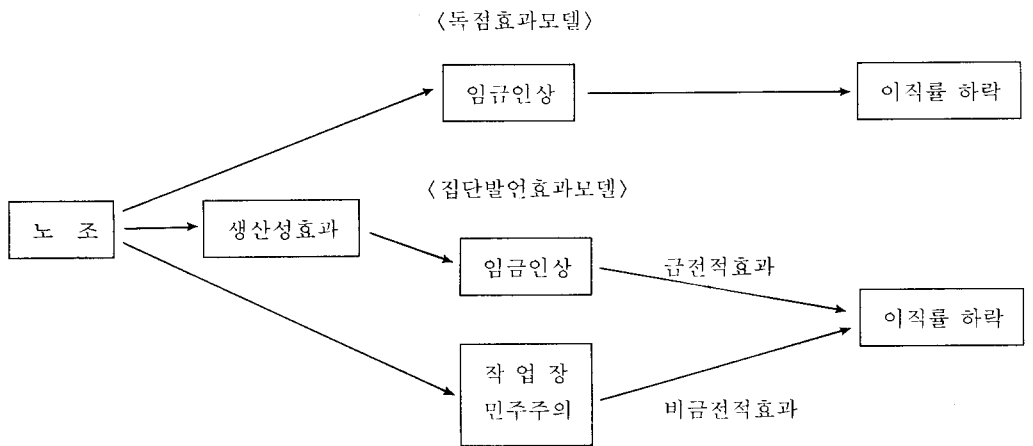
한편 集團發言/制度的 反應의 시각은 Freeman and Modoff(1984) 등을 중심으로 노동조합의 긍정적 측면을 부각시키는 勞動組合觀이다. 이 시각은 노동조합의 독점성이 초래하는 資源配分의 非效率性, 生産性 低下 등의 부정적 측면을 인정하나 그 크기가 크지 않으며, 오히려 노동조합이 가지는 긍정적 측면, 즉 생산성 기여효과가 더 크다고 한다.

노동조합은 集團的 發言機能을 통하여 事業場에서의 노사관계를 근본적으로 변화시킨다. 노동조합은 근로자들의 결집된 힘을 통하여 사용자의 恣意的인 經營裁量權을 제한하

4) 이 측면에 대한 자세한 논의는 Freeman and Medoff(1984, pp. 5~11) 참조하고 기술변화 및 국제 경쟁력에 대한 노조의 효과에 대한 최근 연구논문에 대해서는 Mishel and Voos(1992) 참조.

고 보다 공정한 規則體系나 苦衷, 仲裁節次를 확립함으로써 근로자들의 권리를 한층 강화시키며 그 결과 생산성도 증가된다. 즉 노동조합의 集團的 發言機能으로 근로자들의 苦衷이 효과적으로 처리될 뿐 아니라 회사에 대한 충성심이 증가하고 근로자들 사이의 협동·단결과 사기가 증대된다. 그 결과 離職率이 감소하게 되며 이는 현장훈련이나 기업특수훈련을 가능하게 만들게 되어 결국 기업내부의 非能率과 不公正性이 감소하고 平等性, 效率性, 특히 X-效率性(Xefficiency)의 증가가 나타나 생산성이 증대된다는 것이다.<sup>5)</sup> 즉 이러한 시각에 기초한 노조의 직장안정효과는 노조의 생산성증대 효과에 따른 임금상승이라는 금전적 보상효과와 보다 “인간적”인 작업조직과 보다 “민주적인” 직장분위기라는 비금전적 보상효과의 결과로 나타나게 된다.<sup>6)</sup>

이상의 논의를 그림으로 정리한 것이 <그림 1>이다.



<그림 1> 노조의 직장안정성 제고 효과

따라서 그림 1에서와 같이 노조의 이직률 하락 효과가 어떤 경로를 통해서 나타나는가

5) X-效率性(X-efficiency)이란 資源配分의 개선으로 나타나는 分配的 效率性과 대비되는 개념으로 주로 조직의 개선과 근로자의 자발적 참여 등의 효과로 나타나는 效率性의 提高를 의미한다. Allen(1984), Freeman and Medoff(1984, pp. 94~110).

6) Eaton and Voos(1992) 및 Turner(1992) 참조. 특히 Eaton and Voos(1992)는 노조가 “작업장 개혁”(workplace innovation)을 통해 생산성효과를 가져온다고 하며 작업장 개혁의 주내용으로서 보다 인간적인 작업조직과 작업방식, 보수구조 개혁, 그리고 의사결정에서의 참가의 폭과 수준을 제고하는 측면을 들고 있다.

를 식별하기 위한 경험연구는 다음의 세가지 문제를 해결해야 한다.

첫째, 조직부분의 임금상승 효과를 노조의 독점효과(monopoly effect)와 생산성 효과(voice effect)로 분리(decompose)해야 한다.<sup>7)</sup>

둘째, 이직률 하락을 노조의 급전적 효과에 의한 부분과 비급전적 효과에 의한 부분으로 분리해야 한다.

셋째, 이직률 변화와 노동조합효과와 상관관계에서 인과 관계의 방향을 식별해야 한다. 예를 들어 이직률이 낮은 직장에서 노동조합이 결성될 확률이 높을 수 있으며(simultaneity problem), 노조효과로 낮아진 이직률은 다시 노조의 힘을 강화시킬 수 있는 배경(feed back effect)으로 작용할 수도 있다.<sup>8)</sup>

본 연구는 이 세 부분의 과제에 대해 이론적 혹은 방법론적 기여를 시도하고 있지 않으며 이러한 문제를 다음의 연구과제로 남겨두고 있다. 다만 제Ⅳ장에서 이직률에 관한 경험연구의 분석결과를 해석할 때 이와 같은 식별의 문제에 대해 주의하면서 논하게 될 것이다.

## Ⅱ. 경험연구모델

### 1. 탐색이론과 이직행위

여기에서는 근로자의 이직행위를 분석하는 경험연구모델을 살펴보게 된다.<sup>9)</sup> 근로자의 이직행위는 로짓(logit)이나 프로빗(probit)처럼 이산이항분포(discrete binomial distribution)로 분석할 수도 있으며, 근로자의 근속기간에 초점을 둔 기대근속기간모델(hazard model)로 분석할 수 있다. 본고의 제Ⅳ장에서는 이산이항분포 분석으로는 로짓추정을 하게 되고 기대근속기간모델로서는 관측치의 '오른쪽 잘림현상'(right-censoring)을 감안한 우도함수추정 즉 해자드 모델을 추정하게 된다. 로짓분석은 이미 잘 알려져 있기 때문에 본장

7) Freeman(1980, pp. 94~110)은 이 두 효과의 분리방법을 제시하고 있다.

8) 어수봉·이태현(1992)은 노조의 임금평등효과 분석에서 Olsen(1980)의 2SLS를 사용하여 모형의 동시결정성 문제의 해결을 시도한 바 있다.

9) 본장은 필자의 박사학위논문 UH(1989)의 제Ⅲ장을 재구성한 것으로 보다 자세한 논의는 어수봉(1993a) 참조.

에서는 해자드 모델의 기본이론과 추정방법에 대해 간략히 설명한다.

해자드모델은 탐색이론에 기초한 계량분석기법이므로 우선 이직행위에 관한 가장 기본적인 탐색이론(이후 표준탐색이론)을 정리하여 보자. 표준탐색이론의 주요 가정부터 살펴보자. 현재 직장을 가진 상태에서 구직활동중(on-the-job search)인 한 근로자가 매기간(예를 들면 일주일)에 하나의 직장제의(job offer)를 받는다(이는 연속탐색이론으로 불린다). 하나의 직장제의를 받기 위해 탐색자가 지불해야 하는 탐색비용은  $c$ 로 고정되어 있으며 현 직장의 임금은  $W$ 이라고 가정한다. 본고에서 새로운 직장은 반드시 취업상태일 필요는 없다. 가사노동의 가치가 충분히 크다면 이직하여 비경제활동상태로 이동할 수도 있다.

직장의 특성(job characteristics)은 임금으로 대표되며 매번의 임금제의(wage offer)는  $W$ 로 표시하고  $W$ 는 임금분포함수,  $F(W)$ 에서 임의추출되는 확률변수이다. 탐색기간은 무한대이며 직장제의를 숫자에도 한계가 없으나 일단 제시된 직장제의를 거부하게 되면 그 직장제이는 다시 찾아오지 않는다(no recall).

이 경우 직장탐색자는 시장의 임금분포를 알고 있으나 본인에게 제시될 다음번의 직장제의를 내용은 모르는 상태에서 현재 제의받은 직장을 택할 것인가 포기할 것인가를 결정해야 한다. 제공된 직장제의를 거절하게 되면 탐색자는 다음 제의때까지 현직장에 머물러 있는 반면, 그 제의를 받아들여지게 되면 즉시 전직하여 매기간 임금  $W$ 를 무한대로 지속하여 받는 것을 가정한다. 탐색자는 위험중립적 선호를 갖고 있으며 목적함수는 평생소득의 현재가치를 극대화하는 것으로 단순화 한다.

이러한 모델에서 목적함수는

$$\max E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t Y_t. \quad (1)$$

이며  $Y_t$ 는  $t$ 기의 소득이고  $E(\cdot)$ 는 기대값(expectation operator)이며  $\beta$ 는 시간의 주관적 할인율로서  $0 < \beta < 1$  이다. 미래소득에 대해 기대값을 취하는 이유는 현재( $t=0$ ) 시점에서 미래소득이 불확실하기 때문이다.

$W^*$ 을 ( $t+1$ )기의 새로운 임금제이라고 정의하면 목적함수와 역(dual)의 관계에 있는 가치함수(value function)는  $t$ 기에

$$V(W) = \max \{W/(1-\beta), -c + W^0 + \beta \int_0^{\infty} V(W') dF(W')\} \quad (2)$$



로 나타난다.<sup>10)</sup> 첫번째 항인  $W/(1-\beta)$ 는  $t$ 기에서 직장제의를 받아들일 경우의 평생소득이고, 두번째 항은  $t$ 기의 직장제의를 기절하고 현직장에서 탐색을 계속할 경우의 평생소득이다. 탐색자는 주어진 제의를 받아들일 것인가 말 것인가를 결정할때 판단기준(critical value)이 필요한데, 이 기준을 탐색자의 보상임금(reservation wage)으로 정의한다. 보상임금을  $y$ 라 했을 때  $y$ 는 식 (3)에서 두 경우가 동등한 가치를 가지는 수준에서 결정될 것이므로,

$$y(1-\beta) = -c + W^0 + \beta \int_0^{\infty} V(W')dF(W') \quad (3)$$

혹은

$$y+c = W^0 + [\beta/(1-\beta)] \int_0^{\infty} (W-y)dF(W) \quad (4)$$

$$\equiv H(y)$$

가 된다.<sup>11)</sup> 식 (4)의 좌측항은 탐색의 한계비용이며 우측항은 탐색의 한계수익을 나타낸다.  $H(y)$ 는 탐색의 한계수익함수이며 보상임금  $y$ 에 대해 감소함수이다.

식 (4)로부터

$$dy/dc = (1/H') - 1 < 0 \quad (5)$$

$$dy/dW^0 = 1/H' > 0 \quad (6)$$

이 도출된다. 이는 탐색비용이 높을수록 그리고 현직장의 임금수준이 낮을수록 탐색자의 보상임금이 작아져 현재 제공된 직장제의를 받아들여 이직할 가능성이 커지게 됨을 의미한다. 예를 들어 민간이 제공하는 직업정보의 비용이 높아지면 탐색자의 보상임금이 낮아져 충분한 탐색과정을 거치지 않고 전직하게 되어 직장 불일치 현상이 나타나 잦은 직장이동의 원인이 될 수 있는 것이다.

10) 식 (2)의 해석과 도출과정에 대해서는 Sargent(1987, pp. 57~91)와 Narendranathan and Nickell (1986) 참조.

11) 식 (3)에서 식 (4)의 도출과정은 어수봉(1993a, pp. 88~9) 참조.

## 2. 해자드모델

기대기간모델 혹은 해자드모델은 탐색자의 보상임금  $y$ 의 크기와 탐색기간(search period)과의 관계에서 유도되는데 유도과정은 다음과 같다. 우선 전직 희망자가  $t$ 기에 받은 임금제의  $W$ 를 선택할 확률은

$$P(W\text{선택}) = P(W > y) = 1 - F(y) \equiv \delta \quad (7)$$

로 주어지는데 이때 봤는 탈출확률(exit rate 혹은 hazard rate)로 불린다.  $T$ 를 탐색자가 새로운 직장을 선택하기 까지의 총 탐색기간(여기에서는 근속기간)으로 정의하면  $T$ 는 기하분포를 갖는 확률변수가 되며 그 기대값은

$$E(T) = 1/(1 - F(y)) \quad (8)$$

가 된다. 만약 매기간에 하나의 직장제의를 받는다는 가정을 완화해 매기간 직장제의를 받을 확률이  $\tau$ 라고 한다면 ( $0 < \tau < 1$ ), 탈출확률과 평균 탐색기간은 각각

$$\delta = \tau \cdot (1 - F(Y)), \quad (7')$$

$$E(T) = 1/[\tau \cdot (1 - F(Y))] \quad (8')$$

로 나타나며 해자드모델의 기본함수가 된다. 식(7)과 (8)로부터 중요한 정책시사를 얻을 수 있는데 여기서는 보상임금과  $y$ 가 탈출확률에 미치는 영향만 살펴보기로 하자.<sup>12)</sup>

보상임금의 탈출확률과 근속실업기간에 대한 효과는

$$d\delta/dy < 0, \quad dE(T)/dy > 0 \quad (9)$$

로 도출된다. 즉 보상임금이 높을수록 근속기간이 길어지게 된다. 보상임금이란 시장적 및 비시장적 요인들에 기초하여 탐색자가 자신의 시간에 대한 주관적 평가로부터 얻어지

12) 확률분포  $F(W)$ 가 기대근속기간에 미치는 효과에 대해서는 어수봉(1993a, pp. 90~1) 참조.

는 기회비용이다. 따라서 시간에 대한 기회비용이 높을수록 더 높은 임금제의를 탐색하게 되며 그 결과 다른 조건이 동일하다면 현 직장에서의 근속기간이 길어지게 된다. 이는 예를 들어 결혼시장에서 배우자를 탐색하는 사람의 '눈'(즉 보상임금)이 높을수록 결혼할 확률은 낮아지며 그만큼 미혼으로서 지내는 기간이 길어지게 되는 것과 마찬가지로 원리이다.

해자드모델에서 이직행위와 근속기간이 종속변수로 사용되는 이유는 보상임금은 실제로 관찰되지 않기 때문이다. 따라서 관찰 가능한 근속기간을 분석함으로써 모형의 여러 설명변수와 보상임금과의 관계를 추론하게 되는 것이다. 즉 보상임금, 탈출확률, 탐색기간은 결국 탐색행위라는 동일한 경제적 행위를 살펴보는 다양한 분석도구이기 때문에 실제 경험연구에서는 이중 어느 한 측면만을 분석대상으로 하여도 이론적 연계성에 의해 동일한 결론을 도출할 수 있다. 예를들어 로짓등의 이항분포분석은 탈출확률만을 분석하는 방법이나 여기에서 얻어진 정책시사는 근속기간분석과 동일한 것이다. 그러나 최근 경험연구의 기법이 발달하면서 탐색기간과 탈출확률을 동시에 고려하는 해자드모델이 경험연구에 주로 사용되고 있다.

다음은 해자드모델의 설명인데 본고에서 사용된 불변탈출확률(constant hazard drate)모델에 초점을 맞추어 설명하고자 한다. 확률변수 T를 어느 한 상태에서부터의 탈출(예를 들면 실업에서 취업 혹은 직장이동)이 이루어질 때까지의 경과시간으로 정의하자. 이때 이 사건이 t기에 일어난 확률은

$$P = F(T < t) \tag{10}$$

이고,  $F(\cdot)$ 는 확률변수 T의 확률분포함수이다. 이때 탈출확률이 시간적으로 불변이라는 가정하에서 T가 離散확률변수(discrete random variable)이면  $F(\cdot)$ 는 幾何분포(geometric distribution)를 갖게 되며 T가 연속확률변수(continuous random vairable)이면  $F(\cdot)$ 는 지수분포(exponential distribution)를 갖게 된다.<sup>13)</sup>

위의 확률식(10)을 회귀분석으로 파악하면 종속변수는 t기의 현 상태(즉 현 직장 근무나 이직)가 된다. t기의 상태가 바로 전기인 (t-1)기의 상태에 의존하게 되면 식(10)은 시계열모델이 되는데 이때 시계열 모델에서 정의하는 시간(time)과 상태(state)가 각각 연속적이거나 이산적이냐에 따라 4가지 형태의 시계열모델이 나올수 있다. 가령 이산적상태(discrete state) 및 불연속시간(discrete time)을 가정하게 되면 이는 바로 마르코프체인(Mar-

13) Hogg and Craig(1978, pp. 99~100) 참조.

kov chain)모델이 된다. 본고의 경험연구는 마르코프체인 모델에서 연속적 시간을 가정함으로써 도출되는 모델인 해자드모델중 불변탈출확률(constant hazard rate)모델을 사용하게 된다.<sup>14)</sup>

불변탈출확률을 가정한 해자드모델에서 연속 확률변수 T는 어떤 사건이 일어날 때까지 걸리는 시간으로 정의되므로 어느 한 사건(직장이동)이 t시간이 경과한 후 일어날 확률은 기하분포의 극한 값으로 구해지는데 이 확률은 생존함수(survival function)로 불리며 S(t)로 나타낸다. 이 경우

$$S(t) = P(T > t) = \exp(-\delta t), \quad (11)$$

로 되며 뺀 하나의 고정값, 혹은 외생변수(예를 들면 성, 학력, 연령 등)의 함수로 정의될 수 있다. t시간이 경과한 후 어떤 사건이 일어날 확률변수의 분포함수와 확률밀도함수는 각각

$$F(t) = 1 - P(T > t) = 1 - \exp(-\delta t), \quad (12)$$

$$f(t) = \delta \exp(-\delta t) \quad (13)$$

로 구해진다. 이때 확률변수 T는 바로 계수  $\delta$ 를 가진 지수분포(exponential distribution)이며, 위의 식으로부터

$$\delta = f(t)/[1 - F(t)], \quad (14)$$

가 되며,  $\delta$ 는 t시간만큼 어느 한 상태(가령 전직장)에 머물다가 그 시점에서 그 상태를 벗어날 밀도함수(density function)로 해석된다(Kalbfleish and Prentice 1980).

그러나 실제 현실에서 어느 한 상태가 일어날 때까지의 시간을 조사하게 되면 어느 관찰치의 경우는 그 상태가 아직 일어나지 않은 상태에 머물러 있음을 발견하게 된다. 가령 본 연구의 대상이 되는 직장이동행위에서와 같이 어느 한 사업체를 조사하게 되면 일부 이직자를 제외하고는 대부분의 근로자는 '이직'이라는 상태가 아직 일어나지 않은 상

14) Markov 모델에 대해서는 Uh(1989, pp. 134~136) 참고하고, 이 분야의 문헌 연구로는 Amemiya(1985), Heckman and Singer(1985) 참조할 것.

태 즉 '근속'이라는 상태에 머물러 있다. 이러한 불완전 관찰기간(incomplete spell)이 있을 경우의 尤度함수(likelihood function)는

$$\begin{aligned} \mathfrak{L} &= \prod_i f(t) \cdot \prod_j [1 - F(t)] \\ &= \prod_i f(t) \cdot \prod_j S(t) \end{aligned} \tag{15}$$

로 나타난다. 하첨자  $i$ 는 완전 관찰치(complete spell)를 가진 대상자에 대한 확률 밀도함수이고 하첨자  $j$ 는 불완전 관찰치를 가진 대상자에 대한 확률분포함수이다.

마지막으로 위의 우도함수의 추정은 해자드함수의 형태를 결정함으로써 가능하게 되는데 함수형태에 따라 여러 종류의 해자드모델이 도출된다. 불변탈출확률 모델은 가장 간단한 해자드모델로서 여기에서 탈출확률은

$$\delta = \exp(X'\beta) \tag{16}$$

로 정의된다. 즉  $\delta$ 는 외생변수  $X$ 의 함수일뿐 탐색기간  $t$ 에 의존하지 않는다. 이때 기대 근속기간(expected duration)은

$$E(t) = 1/\delta = \exp(-X'\beta) \tag{17}$$

로 도출된다. 제복장에서는 바로 식(15)~(17)을 이용해 조립금속산업체서 근로자의 근속 기간에 대한 노조의 효과를 추정하게 된다.<sup>15)</sup>

---

15) 위에서 살펴본 불변탈출모델은 기본적으로 탈출확률이 시간불변이며, 현상태에서의 탈출구가 하나밖에 존재하지 않음(two-state)을 가정하고 있다. 이러한 가정을 하나씩 완화하게 되며 다양한 형태의 해자드모델이 도출된다. 그 중 1) 가변탈출확률모델(non-stationary hazard model), 2) 복수의 탈출구를 허용하는 탈출확률모델(multiple exit states), 그리고 3) 관찰 안되는 변이성(unobserved heterogeneity)을 모델에 편입할 수 있는 탈출확률모델이 현재 연구의 중요한 방향이 되고 있다. Uh(1989, pp. 141~146) 참조.

### Ⅲ. 자료의 구성과 특징

#### 1. 자료의 구성

본 연구의 이직률 산정은 노동부의 파직종별 임금실태조사파(이하 줄여서 「직종」)와 「노동력 유동실태조사」(이하 줄여서 「유동」)에 기초하고 있다. 이 두 통계조사는 상용근로자 10인이상 사업장을 대상으로 동일한 표본설계하에서 약 3,700 개의 표본사업장의 근로자의 임금, 근로시간, 노동이동 실태를 조사하고 있다. 따라서 「직종」과 「유동」의 표본사업체는 동일하지만 조사목적과 조사대상기간(reference period)은 서로 다르다.

「직종」의 조사대상기간은 매년 6월 한달인 반면, 「유동」은 상반기 조사의 경우는 1~6월, 하반기는 7~12월을 조사대상기간으로 하고 있다. 따라서 「직종」과 「유동」을 사업체별로 통합하여 이직률을 계산하게 되면 조사대상기간의 차이에서 오는 통계오차가 발생할 수 있다. 예를 들면 한 근로자가 6월에 이직했다면 그는 「직종」과 「유동」에 동시에 나타나는 반면, 1~5월 사이에 이직했다면 「유동」에는 보고되지만 「직종」에는 나타나지 않게 된다. 따라서 이 기간동안 충원이 안된 경우에는 이직률이 과대계상된다. 또한 6월에 새로운 근로자가 입직하게 되면 「직종」에 보고되기 때문에 이직률 산정시 현직근로자를 과대평가하여 이직률의 과소계상될 수 있다. 이와 같이 어느 한 시점에서의 고용상태를 조사하는 「직종」과 어느 기간동안의 노동이동을 조사하는 「유동」을 결합하게 되면 조사대상기간의 차이로 인해 어느 정도의 통계오차는 발생하게 된다.

그러나 현재 우리나라의 노동통계를 사용하여 근로자 특성별 이직률(예를 들어 성별·학력별 이직률)이나 사업체 특성별 이직률(예를 들면 노조 유무별 이직률)을 구하기 위해서는 「직종」과 「유동」을 통합하여 사용하는 방법밖에 없다. 또한 「유동」의 이직자 조사에서는 노조유무라는 중요한 사업체 특성이 조사항목에서 제외되고 있어 노조유무별 이직률을 계산하기 위해서는 반드시 「직종」과 「유동」을 사업체 고유번호(ID)별로 통합하여야 한다.

한편 「유동」에서는 표본사업체의 이직자를 6개월기간에 걸쳐 조사하고 있기 때문에 특히 중소기업의 경우 이직기록의 누락이 심할 가능성이 있다. 노동부에서는 이러한 과소보고의 가능성을 감안하며 매월 조사되는 사업체의 이직률 통계(노동부의 「매월노동통계조사」, 이하 「매통」)에 「유동」의 이직률을 보정하고 있다. 따라서 「유동」과 「매통」의 이직률에는 차이가 나지 않는다.<sup>16)</sup> 다만 「매통」의 경우 사업체 조사이므로 근로자특성별

이직률을 계산할 수 없는 한계를 지니고 있다.

결론적으로 본 연구에서는 6월 현재 「직중」의 근로자를 1~6월 사이의 평균 재직근로자로 가정하고 「유동」에서 조사되는 이 기간동안의 이직자를 대상으로 각종 이직률 통계를 작성한다. 본 연구에서 보고된 이직률 통계는 위에서 지적한 통계상의 한계에도 불구하고 현재 우리나라에서 조사된 이직률 통계 중 가장 모수(parameter)에 근접하고 있음을 밝혀둔다.<sup>17)</sup>

본고의 이론적 기초와 분석대상으로서의 이직은 자발적 이직(quit)으로 정의된다. 그러나 「유동」에서 조사되는 이직은 해고 등 비자발적 이직(layoff)을 포함한 넓은 의미의 이직개념(job separation)이기 때문에 본고에서는 계약만료·해고 등에 따른 비자발적 이직자를 분석대상에서 제외하였다. 그리고 실제로 「유동」에서 “고용계약기간의 만료, 정년퇴직, 사업경영상의 해고, 근로자 귀책사유해고, 사망상병” 등 비자발적 사유에 의한 이직자의 총이직자에 대한 비중은 매년 약 2~3%에 불과하기 때문에 현재 우리나라의 경험연구에 있어 이직개념의 문제는 그다지 심각하지 않음을 알 수 있다.

마지막으로 「직중」에서 조사되는 노조유무는 사업체의 노조유무이고 개별근로자의 조합원여부는 조사되고 있지 않다. 따라서 본고의 근로자의 이직행위나 근속기간분석에 있어 노조변수는 사업체 노조유무이지 노조원유무는 아니다. 이에 따라 추정결과의 해석은 조직사업체에서의 한 근로자의 이직행위와 비조직 사업체에서의 한 근로자의 이직행위의 차이로 해석되어야 한다. 그러나 실제로 우리나라 사업장에서 가입대상자의 노조가입율은 매우 높기 때문에 사업체 노조유무를 조합원 노조유무로 보아도 큰 무리가 발생하지는 않는다(어수봉·이태현, 1992, p. 49).

## 2. 표본자료의 구성과 특징

1987년과 1991년의 통계조사는 표본사업체수와 표본근로자수가 각각 다르기 때문에

16) 어수봉(1993a)에서는 이점을 간과하고 「유동」의 이직률이 「매동」의 이직률보다 낮은 이유가 과소보고에 있다고 잘 못 지적한 바 있다. 이 점을 필자에게 일깨워 준 노동부 통계과의 이병직사무원에게 감사드린다.

17) 어수봉·박기성(1991)에서는 이러한 통계적 문제를 피하기 위해 이직률과 동전의 양면관계에 있는 근속기간을 중심으로 노동이동실태를 보고하고 있으며, 어수봉(1992, 1993a)에서는 본 연구와 동일한 통계방법을 사용하여 제조업 근로자를 대상으로 이직률의 중요한 특성을 정리하고 있다.

때문에 계량분석을 위한 표본추출을 다음과 같이 하였다.

첫째, 관찰하기 어려운 산업간 변이에 따른 추정오차를 최소화하기 위해 분석대상을 제조업 부분의 조립금속산업(표준산업분류번호 38)에 국한하였다. 제조업 중에서도 조립금속산업을 표본산업으로 선정한 또 하나의 이유는 6·29 이후 노동운동이 가장 활발하게 전개된 산업이기 때문에 노조의 효과를 측정하는데 가장 적합하다고 판단했기 때문이다(어수봉·이태현, 1992, p. 49). 「직종」과 「유동」의 통합된 전체 자료에서 조립금속산업 부분의 사업체 표본을 추출한 결과 1987년에는 471 개, 그리고 1991년에는 619 개의 표본사업체가 추출되었다. 제Ⅳ장의 제1 절에서는 이와 같이 추출된 조립금속산업에서의 사업체별 이직률에 대한 계량분석을 하게 된다.

〈표 2〉 조립금속산업에서의 재직자 및 이직자의 특성별분포

(단위 : %, 年, 月, 원, 명)

	재 직 자		이 직 자	
	1987	1991	1987	1991
성 남 성	67.1	70.6	59.3	65.0
여 성	32.9	29.4	40.7	35.0
학 력				
중졸이하	33.0	23.9	36.0	25.7
고졸	54.2	57.2	58.2	64.4
전문대졸	4.4	6.6	2.5	4.6
대졸이상	8.4	12.3	3.3	2.2
결혼여부				
미 혼	52.3	45.5	72.4	63.2
기 혼	47.7	54.5	27.6	36.8
노조조직유무				
조 직	30.3	52.9	25.3	30.4
비 조 직	69.7	47.1	74.7	69.6
평균연령(年)	29.1	30.9	25.5	27.6
평균임금(원)	290,909	592,173	208,883	528,385
평균근속기간(月)				
조 직	47.3	65.0	41.4	59.3
비 조 직	35.6	36.4	34.2	32.3
표본근로자수(명)	16,564	16,608	3,344	3,312

자료 : 〈표 1〉과 동일.



둘째, 조립금속산업에서 각년도 「직종」의 근로자와 「유동」의 이직자를 사업체 고유번호별로 통합하여 마치 어느 일정시점에 조사된 하나의 자료인 것처럼 근로자 표본을 구성하였다.

셋째, 통합된 자료에서 추출된 표본 근로자의 숫자가 각년도에 공히 2만명이 되도록 임의추출(random sampling)하였다. 이는 1987년 자료에서는 약 19%, 1991년 자료에서는 약 13%의 근로자가 추출된 결과이다.

추출된 근로자를 재직근로자와 이직근로자로 나누어 두 해의 근로자 특성을 정리한 것이 <표 2>에 나타나 있다. 표본근로자의 특성에 관한 자세한 설명은 생략하기로 한다(어수봉, 1993a 참조).

제Ⅳ장의 제2절과 제3절에서는 이와 같이 추출된 조립금속산업의 근로자를 대상으로 이직행위와 근속기간에 대한 계량분석을 하게 된다.

## Ⅳ. 노조의 직장안정 효과 계량분석

본장에서는 근로자의 이직행위에 대한 노조효과를 측정하기 위해 세가지 종류의 통계자료를 사용하게 된다. 즉 사업체 단위의 이직률, 근로자의 이직행위, 근로자의 근속기간이며 해당되는 추정방법은 OLS, 로짓, 그리고 헤자드모델인데 차례대로 추정결과를 살펴보기로 하자.

### 1. 사업체 이직률 분석

여기에서는 사업체단위의 이직률을 분석대상으로 한다. 사업체간 이직률 차이를 설명하는 이론은 매우 다양하다. 예를 들면 생산기술이 사업장특수적(firm-specific)일수록 이직률이 낮아진다는 인적자본 이론, 노사관계의 형성과정과 형태가 이직률에 영향을 준다는 노사관계론, 기업의 인사관리 등 내부노동시장의 조직형태가 이직률에 영향을 준다는 내부노동시장론 등이 있다(정이환, 1992). 여기에서는 이 이론을 깊이 다루지 않지만 이직률에 영향을 주는 변수의 선택에 있어 이러한 이론들을 배경으로 하고 있음을 물론이다.

사업체 이직률은 0 과 1 의 사이에 있는 값이므로 연속확률변수(continuous random var-

iable)에 해당된다. 따라서 사용된 회귀분석방법은 선형확률모델(linear probability model)에 기초한 간단한 최소자승 추정이다. <표 3>과 <표4>는 사업체 이직률의 회귀분석에 사용된 변수의 정의와 기초통계를 보여준다. 회귀분석에 사용된 변수의 설명은 다음과 같다. 우선 조립금속산업내 사업체의 소분류별 산업더미(IND38D1~IND38D5)와 규모(NUMBER)변수가 시장조직이나 생산방식과 같은 사업체 특성을 측정하고 있다. 그리고 사업체내 근로자의 특성별 분포로서는 여성의 비율(RSEX), 기혼자의 비율(RMARITAL), 생산직근로자의 비율(RTYPE), 중졸근로자의 비율(REDU1), 대졸이상 근로자의 비율(REDU2) 및 24세이하 근로자의 비율(RAGE24)이 사용되고 있다.

그리고 사업체의 평균임금(MWAGE) 변수는 한편으로는 노조의 독점효과나 생산성 효과를 측정하고, 다른 한편으로는 사업체의 관찰안된 효율성 측면을 측정하는 역할을 하게된다. 따라서 노사관계 혹은 노조의 효과를 측정하는 변수로서 노조조직여부(UNION)

<표 3> 사업체 변수의 정의

변수명	정의
RAT	사업체의 6개월기간 이직률(%)
NUMBER	총근로자의수(단위: 1,000명)
UNION	노조여부(더미)(노조=1)
RSEX	여성근로자의 비율(%)
RTYPE	생산직근로자의 비율(%)
REDU1	중졸근로자의 비율(%)
REDU2	대졸이상 근로자의 비율(%)
RAGE24	24세이하 근로자의 비율(%)
RMARITAL	기혼자의 비율(%)
MWAGE	사업체 평균임금(단위: 만원)
IND38D1	조립금속제품제조업(더미)
IND38D2	기계제품제조업(더미)
IND38D3	전기 및 전자기기 제조업(더미)
IND38D4	운수장비제조업(더미)
IND38D5	기타제조업(더미)

변수는 임금측면의 금전적 보상효과 이외의 비금전적 보상효과를 측정하는 역할을 하게된다. 결국 추정결과가 본 연구의 귀무가설인

“ $H^0$ : 노조는 이직률에 직접적인 영향을 주지 않는다.”

라는 가설을 기각하지 못한다 하더라도 금전적 보상을 통한 노조의 직장안정 효과의 가

능성은 여전히 남아 있게 된다. 만약 이와 반대로 추정결과가 귀무가설을 기각한다면 이 결과는 임금효과의 여부와 상관없이 노조의 직장안정효과에 대한 “강한”증거(strong evidence)가 되는 것이다.

〈표 4〉 사업체 변수의 기초통계(평균값)

변수명	전 체		조직부분		비조직부분	
	1987	1991	1987	1991	1987	1991
RAT	17.754	16.890	14.874	9.438	19.014	25.266
NUMBER	0.294	0.373	0.341	0.499	0.274	0.233
UNION	0.304	0.529	—	—	—	—
RSEX	30.943	29.436	29.843	27.269	31.425	31.869
RTYPE	72.135	64.159	74.824	67.323	70.958	60.605
REDU1	33.267	23.847	25.793	20.230	36.538	27.910
REDU2	8.264	12.133	9.691	12.443	7.639	11.785
RAGE24	34.649	27.288	35.447	25.369	34.299	29.444
RMAR- ITAL	48.882	55.211	45.925	56.672	50.176	53.570
MWAGE	29.519	58.044	30.232	61.206	29.207	54.493
IND38D1	0.180	0.164	0.087	0.118	0.220	0.216
IND38D2	0.156	0.209	0.126	0.172	0.168	0.250
IND38D3	0.431	0.393	0.485	0.368	0.407	0.421
IND38D4	0.195	0.207	0.280	0.318	0.157	0.083
IND38D5	0.037	0.025	0.019	0.023	0.045	0.028
N	471	619	126	242	345	377

주 : 사업체 종업원수로 가중평균한 값.

자료 : 〈표 1〉과 동일.

한편 노조의 임금효과가 있기 때문에 노조변수와 사업체 평균임금변수 사이의 다중공선성(multicollinearity)문제가 발생할 수 있다. 이를 해결하기 위해서는 임금함수를 추정한 후 추정값을 이직률 함수에 사용하는 이단계 추정(2SLS) 방법을 사용해야 하는데 설명변수의 제약으로 식별의 문제가 발생할 수 있어 본고는 이러한 방향의 노력을 다음의 연구과제로 남겨두고 있다.

다음으로 〈표 4〉에 나타나는 표본사업체의 노조유무별 중요한 특징은 다음과 같다. 우선 조직부분의 이직률은 1987년에 비해 1991년에 하락한 반면 비조직부분의 경우는 오

히려 상승하였다. 그리고 양년도에 공히 조직부문 사업체가 비조직부문사업체에 비해 여성근로자 비율이 낮고, 생산직 비율이 높고, 학력수준이 높으며, 연령수준이 높고, 평균임금이 높다. 다만 기혼비율은 조직부문에서 1987년에 낮다가 1991년에는 비조직부문보다 높게 나타나고 있다.

마지막으로 사업체의 종업원수(NUMBER)를 회귀분석의 가중치(weight)로 사용하기 때문에 최소자승추정(OLS)은 결국 GLS가 된다. 추정결과는 <표 5>에 요약되어 있으며 중요한 발견점을 정리하면 다음과 같다.

우선 양년도 공히 추정결과중 규모 변수가 사업체 이직률 하락에 유의미한 영향을 주는 변수로 나타나고 있다. 즉 규모가 클수록 이직률이 낮다는 일반적 사실을 확인시켜 준다(표 1 참조). 그러나 규모변수의 의미를 어떻게 해석하느냐에 따라 규모와 이직률과의 상관관계의 해석이 달라질 수 있다. 실제로 사업체의 규모는 생산방식(장치산업등) 형태와 작업조직, 생산의 효율성(efficiency) 정도, 시장조직형태(독점 혹은 경쟁), 노사관계 형태, 그리고 기업의 고용관리수준 등과 밀접한 관계가 있는 변수로서 규모변수를 어떤 요인의 대리변수로 볼 것인가에 따라 해석이 크게 달라질 수 있다. 따라서 이러한 '현상적 동일성(observational equivalence)'의 문제를 극복하기 위해서는 사업체의 특성을 보다 세밀하게 관찰할 자료가 필요하게 되는데 본고는 이러한 방향의 노력을 추후의 연구과제로 남겨두고 있다.

다음 본고의 초점인 노조효과를 살펴보자. 1987년의 경우 MWAGE는 이직률을 낮추는 효과가 있는 반면 UNION 효과는 부호는 마이너스이지만 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다. 그러나 1991년의 경우 이와 정반대로 나타난다. 즉, UNION은 이직률을 하락하는 효과(연율로 계산하여 조직부문에서 3.8%포인트의 이직률 하락 효과가 있음)로 작용하지만 MWAGE의 효과는(부호는 마이너스이지만) 통계적으로 유의하지 않다. 이 결과는 6·29이후 노동운동이 활성화된 결과 노동조합유무를 통제하게 되면 사업체 평균임금의 다른 사업장보다 높기 때문에 이직률을 낮추는 효과는 사라지게 됨을 시사하여 준다.

다시 말하면 조직부문에 속해 있는 한 사업체의 상대임금이 어떠한 이유에서이든 높은 것은 사실이지만 이 사업체의 이직률이 낮은 이유는 상대임금이 높기 때문이 아니라 이 사업체가 조직부문에 속해 있기 때문인 것이다. 보다 엄밀하게 말하면 노조의 독점효과이든 생산성효과이든 혹은 사업체의 높은 효율성효과 때문이든 상대임금이 높다는 것은 사실이지만 조직부문에서 높아진 임금이 노조효과인 한에서는 상대임금이 이직률에 영향을 주지 않게 되는 것이다. 한편 상대 임금이 한 사업체의 높은 효율성 때문에 높다면 이직률 하락의 임금효과는 존재하게 되며 이는 1987년의 경우에 해당되는 것으로 보인다.

다. 이 측면을 보다 엄밀하게 검증하기 위해서는 2SLS 기법을 사용해야 할 것이며, 더 나아가서는 1987년과 1991년의 자료와 변수를 통합하여(pooling time-series and cross-section data) 분석하여야 임금효과와 노조효과를 효과적으로 분리(decompose)할 수 있을 것이다.

〈표 5〉 조립극속산업에서 노조의 직업안정 효과추정결과(사업체)

변수명	1987	1991
UNION	-0.412(0.294)	-1.927(0.509)**
MWAGE	-0.062(0.029)*	-0.030(0.026)
NUMBER	-2.689(0.633)**	-1.894(0.693)**
RSEX	0.015(0.010)	-0.016(0.017)
RTYPE	0.003(0.013)	-0.012(0.017)
REDU1	0.010(0.008)	-0.008(0.016)
REDU2	-0.005(0.022)	-0.044(0.028)
RAGE24	-0.006(0.018)	0.042(0.031)
RMARITAL	-0.007(0.016)	0.031(0.028)
IND3D1	0.763(0.738)	-1.368(1.563)
IND3D2	0.276(0.742)	-2.013(1.530)
IND3D3	0.354(0.680)	-1.834(1.462)
IND3D4	1.318(0.761)	-1.494(1.570)
상수항	4.695(1.837)*	7.061(2.951)*
R <sup>2</sup>	0.165	0.094
F	6.952	4.845
N	471	619

주 : 1) ( )안의 숫자는 표준오차임.

2) \*: 5%, \*\*: 1% 유의수준.

다음으로 노조유무와 규모이외의 변수는 사업체 이직률에 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타난다. 즉 근로자 구성의 특성변수들인 RSEX, RTYPE, REDU1, REDU2, RAGE, RMARITAL 등은 사업체 이직률과 상관관계가 없다. 이는 사업체 단위 이직률을 결정하는 요인이 산업, 생산방식, 노사관계와 같은 사업체 특성이지 사업체에 종사하는 근로자가 어떻게 구성되어 있는냐라는 특성은 중요하지 않음을 시사하여 준다. 예를 들어 노조가 조직된 대규모 자동차조립공장에서 근로자중 여성의 비율이 높다든가, 기혼자의 비율이 낮다든가하는 근로자 구성상의 특성은 사업체 전체의 이직률에 영향을 주지

않는다는 것이다. 그러나 다음 절에서 살펴보듯이 근로자의 특성요인은 개별근로자의 이직행위에는 영향을 주고 있으므로 이 두 사실을 혼동해서는 안 될 것이다.

마지막으로 추정모델의 R<sup>2</sup>가 양년도 공히 낮은 수준이다. 이는 한편으로는 본 모델에 포함안 된 사업체 특성들을 설명변수로 사용할 필요가 있음을 시사하며, 다른 한편으로는 설명변수들간의 다중공선성 문제가 심각할 수 있음을 시사하는데 본고는 이를 다음의 연구과제로 남겨둔다.

## 2. 근로자 이직행위의 로짓분석

본절에서는 조립금속 제조업의 표본근로자 약 2만명을 대상으로 근로자의 이직행위에 관한 계량분석을 시도한다. 앞에서 설명한 바와 같이 「유동」에서는 1991년 1~6월사이에 이직한 근로자의 특성을 관찰할 수 있고 「직종」에서는 1991년 6월 현재 재직하고 있는 근로자의 특성을 관찰 할 수 있으므로 이 두 자료를 사업체별로 결합한 후 각년도의 표본근로자 숫자가 동일하도록 근로자 자료를 추출하였다. 본절에서 분석의 관심은 근로자중 어떠한 특성을 가진 근로자가 이직할 확률이 높은가(more likely to quit)를 추정하는 데 있으므로 산업적 특성의 변이를 최소화하기 위해 조직부분과 비조직부분의 구분이 비교적 뚜렷한 산업인 조립금속산업에서 표본추출하여 분석한다.

이직행위를 분석하는 방법에는 근속이나 이직이나와 같은 이산확률변수(discrete random variable)를 종속변수로 사용하는 계량모델과 이직이라는 사건이 일어날 때까지의 시간확률변수(time random variable)를 종속변수로 사용하는 계량모델이 있다. 전자의 분석모델에는 선형확률모델(linear probability model), 프로빗모델(probit), 로짓모델(logit)등이 종종 사용되며, 후자의 분석모델에는 제 II 장에서 살펴본 바와 같이 기대시간모델(waiting-time model) 혹은 해자드모델(hazard model)등이 사용된다. 본절에서는 어느 일정 시점에서 한 근로자가 이직할 것인가 아니면 계속 근무할 것인가하는 사건을 종속변수로 하는 이항 로짓함수(binomial logit model)를 사용하여 이직행위를 분석하고 있으며 다음 절에서는 해자드모델 추정방법을 도입하여 근속기간을 분석하게 된다.<sup>18)</sup>

우선 <표 6>과 <표 7>에는 변수의 정의와 표본근로자중 재직자와 이직자의 특성별 평균 값이 정리되어 있다. 표에 따르면 1987년 및 1991년 현재 조립금속산업에서의 근로자 표본은 양년도 공히 재직자가 이직자에 비해 연령이 높고, 남성이 많으며, 전문대졸 이상

18) 이산 확률변수의 추정방법에 대해서는 Maddala(1983) 참조.

의 고학력자가 많으며, 기혼자가 많으며 임금 수준이 높은 것으로 나타난다. 한편 1991년의 경우 재직근로자가 노조조직사업체에 근무하는 비율이 1987년에 비해 크게 높아진 반면(30.2%→52.9%) 이직근로자는 약간 높아져(25.2% →30.3%)이직행위에 대한 노조효과가 있음을 가늠할 수 있다. 또한 표에 따르면 재직자는 이직자에 비해 규모가 크고, 평균임금수준이 높고 근로자의 남성비율이 높고, 생산직비중이 작고, 고학력 비중이 높고, 기혼비율이 높은 직장에 근무할 가능성이 큰 것으로 나타나고 있다.

한편 1987년에 비해 1991년에 노조효과가 어떻게 다르게 나타나는가를 엄밀히 분석하기 위해서는 시계열자료와 횡단면 자료를 통합한 자료(pooling data)를 사용하거나 더 나아가서는 동일 근로자를 일정 간격을 두고 추적조사한 자료(panel 혹은 longitudinal data)를 사용해야 하나 추적자료는 현 우리나라의 통계여건상 불가능한 현실이고 통합자료에 기초한 이산변수 분석(discrete panel analysis)은 추후의 연구과제로 남겨둔다.

〈표 6〉 근로자 특성 변수의 정의

변수명	정의
SEX	성별(더미) (남성 = 1)
MARITAL	혼인여부(더미) (미혼 = 1)
UNION	노조여부(더미) (노조 = 1)
NUMBER	총근로자의 수(단위: 만명)
EDUD1	중졸이하(더미)
EDUD2	고졸(더미)
EDUD3	전문대졸(더미)
EDUD4	대졸이상(더미)
TYPED	직종더미(생산직 = 1)
SKILLD	기술자격증(기술 유 = 1)
AGE	연령(년)
WAGE	임금(정액+초과)(단위 : 10만원)

주 : 그의 사업체 특성변수의 정의에 대해서는 〈표 3〉 참조.

자료 : 〈표 1〉과 동일.

(표 7) 근로자 표본의 기초통계(평균값)

	전 체		재 직 자		이 직 자	
	1987	1991	1987	1991	1987	1991
근로자 SEX	0.659	0.697	0.670	0.705	0.592	0.650
특 성 MARITAL	0.448	0.519	0.477	0.544	0.276	0.367
UNION	0.295	0.500	0.302	0.529	0.252	0.303
EDUD1	0.334	0.241	0.329	0.238	0.360	0.257
EDUD2	0.547	0.582	0.547	0.571	0.581	0.644
EDUD3	0.041	0.063	0.044	0.066	0.024	0.045
EDUD4	0.076	0.113	0.083	0.123	0.033	0.052
TYPED	0.745	0.662	0.728	0.643	0.851	0.777
SKILLD	0.089	0.150	0.094	0.159	0.058	0.095
AGE	28.632	30.438	29.141	30.914	25.569	27.609
WAGE	2.792	5.830	2.909	5.921	2.088	5.283
사업체 NUMBER	0.005	0.005	0.005	0.006	0.003	0.002
특 성 MWAGE	2.927	5.745	2.963	5.813	2.704	5.303
RSEX	32.796	30.290	32.147	29.705	36.890	34.270
RTYPE	73.530	65.101	73.153	64.902	75.878	66.399
REDU1	34.618	25.946	34.000	25.213	38.519	30.987
REDU2	9.553	14.287	9.917	14.559	7.250	12.271
RAGE24	35.771	28.285	35.360	27.751	38.344	31.907
RMARITAL	48.376	54.880	48.650	54.995	46.648	54.127
IND3D1	0.176	0.168	0.170	0.163	0.210	0.200
IND3D2	0.157	0.212	0.163	0.212	0.120	0.212
IND3D3	0.449	0.396	0.450	0.400	0.441	0.369
IND3D4	0.175	0.185	0.181	0.202	0.142	0.088
IND3D5	0.034	0.026	0.033	0.021	0.039	0.051

자료 : <표 1>과 동일.

다음으로 표본근로자에 대한 로짓분석결과가 <표 8>에 나타나 있는데 추정결과의 주요 발견점을 정리하면 다음과 같다.

우선 조립금속산업의 사업체에 근무하는 근로자의 이직가능성에 영향을 주는 근로자 특성을 보면 양년도 공히 연령이 높을수록, 남성일수록, 기혼일수록, 학력이 낮을수록, 임금 높을수록, 기능을 보유하고 있는 근로자일수록, 그리고 사무직의 경우 이직가능성이 낮아진다. 이러한 현상은 양년도에 있어 정도의 차이는 있지만 공통적인 현상이다. 이



결과는 어수봉(1992)에서 살펴본 제조업 이직률의 일반적 특성과 일치하기 때문에 자세한 설명은 생략한다.

다만 학력이 높을수록 이직 가능성이 높다는 발견은 중도채용(소위 스카우트)이 사무직 노동시장에서 광범위하게 나타나고 있다는 어수봉·박기성(1991)의 연구결과를 뒷받침해 주는 것으로 보인다.

〈표 8〉 조립금속산업에서 근로자이직행위의 로짓추정결과

변수명	1987	1991
UNION	-0.101(0.021)**	-0.562(0.020)**
SEX	-0.543(0.026)**	-0.025(0.024)
MARITAL	-0.207(0.030)**	-0.460(0.026)**
EDUD2	0.092(0.022)**	0.149(0.046)**
EDUD3	0.065(0.056)	-0.013(0.050)
EDUD4	0.831(0.057)**	-0.325(0.025)**
TYPED	0.387(0.029)**	0.480(0.025)**
SKILLD	-0.338(0.036)**	-0.262(0.030)**
AGE	-0.016(0.001)**	-0.027(0.001)**
WAGE	-0.800(0.0175)**	0.032(0.003)**
NUMBER	-32.188(2.356)**	-78.205(2.280)**
MWAGE	0.061(0.025)*	-0.073(0.011)**
RSEX	0.003(0.001)**	0.007(0.001)**
RTYPE	0.003(0.001)**	-0.005(0.001)**
REDU1	0.003(0.001)**	0.000(0.001)
REDU2	-0.000(0.001)	-0.010(0.001)**
RAGE24	0.005(0.001)**	0.002(0.001)
RMARITAL	0.006(0.001)**	0.001(0.001)
IND3D1	0.030(0.050)**	-0.843(0.049)**
IND3D2	0.125(0.052)*	-0.888(0.047)**
IND3D3	-0.131(0.044)**	-0.690(0.043)**
IND3D4	0.388(0.050)**	-1.143(0.052)**
상수항	-1.082(0.166)**	0.799(0.140)**
-2logL	9787.3(p=0.0001)	10633.2(p=0.0001)
N	17373	16691

주 : 1) ( )안의 숫자는 Wald Chi-Square 값의 제곱근임.

2) \*: 5% 유의수준, \*\*: 1% 유의수준.

3) Concordant = 70.7%(1987), 68.70%(1991).

Discordant = 28.7%(1987), 31.3%(1991).

한편 사업체 특성별 변수를 보면 1987년과 1991년에 이직 확률에 대한 효과의 방향이 다른 경우가 나타난다. 특히 1991년의 경우 사업체의 평균 임금이 높을수록, 사업체 근로자중 생산직의 비율이 높을수록 이직 가능성이 낮아지는 반면 1987년의 경우는 이와 정반대로 나타나고 있다. 이는 1987년 이후 노동운동이 생산직 근로자에 의해 주도되어 상대임금을 상승시킨 결과 이 부문에서 근로자의 이직 가능성이 낮아졌음을 시사해주는 발견이다(어수봉, 1993a의 발견과 일치된다).

이 측면은 첫째, 1991년의 경우 근로자의 교육수준별 분포(REDU), 연령별 분포(RAGE24)나 기혼 비율(RMARITAL)등과 같은 근로자의 특성 변수들은 이직률에 영향을 주지 못하는 반면 1987년의 경우는 이러한 변수의 영향력이 크고, 둘째 노조변수와 상관관계가 큰 규모변수(NUMBER)의 영향력(추정계수의 크기)이 1987년에 비해 1991년에 커진 사실, 그리고 셋째, 노조변수(UNION)의 영향력이 1987년에 비해 1991년의 경우 매우 커졌다는 사실에서도 간접적으로 뒷받침된다. 즉 1987년의 경우 근로자의 이직행위를 결정하는 요인을 근로자의 개인 특성이 보다 중요하였으나 6·29이래 노동운동의 활성화된 이후 1991년에 오게되면 근로자 특성변수보다는 한 근로자가 어떠한 사업체에 근무하느냐 특히 조직부문에 속한 사업체에 근무하느냐의 여부가 근로자의 이직행위에 보다 중요한 영향력을 갖게 되었다는 것이다.

특히 1987년의 경우 평균임금이 높거나 생산직 비율이 높은 사업체에 근무하는 근로자의 이직가능성이 높았으나 6·29이후 노조의 효과가 커지면서 이 경향이 반전된 것은 우리 노동시장의 구조변화 즉 6·29이후 조직부문과 비조직부문으로 이중구조화(dualize)되어가는 과정이라는 하나의 증거로 볼 수 있을 것이다. 즉 6·29이전에는 노동시장의 성별, 학력별, 직종별 등의 개인적 특성요인으로 분단되어 노동이동이 이루어졌으나, 6·29이후에는 노동시장의 분단이 이러한 요인보다는 조직·비조직부문과 규모라는 사업체 특성요인에 의해 결정되고 있다는 측면을 엿볼 수 있는 것이다.

마지막으로 노조변수의 영향을 보면 양년도 공히 조직부문에서의 이직가능성이 낮으나 1991년의 영향력이 훨씬 크게 나타나고 있다. 이를 확률로 환산하면 그 최대값 수준에서 1987년의 경우는 2.6%포인트, 1991년의 경우는 13.7%포인트 정도 노조가 근로자의 이직 확률을 낮추는 효과가 있는 것으로 계산된다.<sup>19)</sup>

19) 로짓분포(logistic distribution)의 누적분포 함수는

$F = 1/(1 + \exp(-X'\beta))$ , 이다. 노조가 이직확률에 미치는 영향력(marginal impact)은 노조 변수가 더 미이므로

$F(\text{UNION} = 1) - F(\text{UNION} = 0)$ , 로 계산되는데 이때 다른 변수(X)의 값의 선정이 F값에 영향을 주게 된다. 보통 X의 평균값을 넣어 계산하지만 여기에서는 상수항을 제외한 X변수를 0으로 가정하여 노조가 이직 가능성에 미칠 수 있는 최대값을 구하였다.

이직행위에 관한 이항변수분석에서 한가지 주의해야할 점은 근속기간을 설명변수로 사용해서는 안된다는 점이다. 왜냐하면 이직자의 경우는 근속기간이 완전 관찰되지만 (complete spell), 재직근로자의 근속기간은 진행중인사건(incomplete spell)이기 때문에 관찰치가 불완전(censoring)하기 때문이다. 이를 해결하는 계량기법은 기대기간분석(hazard analysis)으로서 다음절에서 추정결과를 살펴보기로 한다.

### 3. 근로자 근속기간의 해자드모델 분석

본절에서는 앞절에서 사용한 자료와 변수를 그대로 사용하여 근속기간 분석을 하게 된다. 근속기간 분석의 이론적 배경과 경험모델은 제II장에서 자세히 서술하였으므로 여기서 재론하지는 않는다. 다만 여기서 한가지 지적해야 할 점은 「직종」에서는 근속기간이 월단위로 연속변수(continuous)이지만 「직종」에서는 이직근로자의 근속기간이 구간추정으로 되어 있기 때문에 각 구간의 중간값을 근속기간의 대리값으로 사용하였고 근속기간 단위를 月로 하였다.

〈표 9〉에는 근로자의 근속기간에 대한 불변탈출확률모델의 추정결과가 나타나 있는데 중요한 발견점을 정리하면 다음과 같다.

우선 근로자 특성별 요인을 보면 조립금속산업의 표본근로자는 1987년과 1991년 공히 남성일수록, 기혼일수록, 연령이 높을수록, 학력이 높을수록, 기술보유자일수록, 사무직일수록, 그리고 본인의 임금이 높을수록 근속기간이 길어짐을 알 수 있다. 이는 대부분 이직행위 분석과 일치되는 발견이다.

다음으로 사업체 특성에 따른 근속기간에의 영향을 보면 역시 양년도 공히 사업체의 규모가 클수록, 사업체 평균임금이 높을수록, 사무직 비중이 클수록, 고학력 비중이 높을수록, 저연령계층의 비중이 작을수록, 남성 근로자 비중이 높을수록, 그리고 기혼비율이 높을수록 근로자의 근속기간이 길어진다는 사실을 확인할 수 있는데 일반의 경험적 사실과 일치되는 발견으로 자세한 설명은 생략하기로 한다.

본고의 초점인 노조의 근속효과를 보면 양년도 공히 조직부문에서 근로자의 기대근속기간이 길어짐을 확인할 수 있다. 이 결과는 이미 근로자 본인의 임금과 사업체의 평균 임금을 통제한 후에 얻어진 것이므로 노조가 임금상승을 통한 장기 근속을 유도하는 효과 이외에도 가령 작업장 민주주의 제고 등 비금전적 효과를 통한 노조의 장기근속효과가 존재함을 보여주는 결과이다.<sup>20)</sup> 노동조합의 근속효과를 제II장의 식(17)을 사용해 계

20) 어수봉(1992, pp. 93~97)은 작업장 민주주의, 노사관계, 근속기간과의 상관 관계를 표본조사를

산하면 최대값의 경우 1987년의 경우에 3.5개월, 1991년의 경우에 24.8개월로 나타나 1991년에 노조의 근속효과가 훨씬 커졌음을 확인할 수 있다. 이 앞의 <표 2>에서 보여주 듯이 조직부문의 재직근로자의 평균근속기간이 1987년 47.3개월에서 1991년 65.0개월로

<표 9> 조립근속산업에서 근로자 근속기간의 헤자드 모델 추정결과

변수명	1987	1991
UNION	1.244(0.225)**	3.211(0.182)**
SEX	4.108(0.202)**	3.512(0.185)**
MARITAL	8.266(0.219)**	7.061(0.199)**
EDUD2	-2.629(0.224)**	-2.447(0.208)**
EDUD3	0.240(0.091)**	0.262(0.102)*
EDUD4	1.347(0.134)**	1.346(0.142)**
TYPED	-3.233(0.203)**	-2.763(0.203)**
SKILLD	0.912(0.154)**	1.555(0.167)**
AGE	1.494(0.035)**	1.285(0.034)**
WAGE	3.147(0.072)**	4.284(0.125)**
NUMBER	0.037(0.003)**	0.082(0.003)**
MWAGE	8.313(0.341)**	1.717(0.063)**
RSEX	-1.846(0.125)**	-2.048(0.099)**
RTYPE	-6.396(0.760)**	-7.001(0.930)**
REDU1	-6.524(0.850)**	-7.748(0.754)**
REDU2	5.246(0.480)**	6.575(0.536)**
RAGE24	-1.709(0.108)**	-1.630(0.085)**
RMARITAL	1.492(0.105)**	1.451(0.088)**
IND3D1	-0.478(0.163)**	-0.516(0.144)**
IND3D2	1.536(0.164)**	0.515(0.149)**
IND3D3	-2.141(0.222)**	-2.069(0.211)**
IND3D4	1.443(0.190)**	2.296(0.174)**
N	16564	16603

주 : 1) ( )안은 Chi-square의 제곱근값임.

2) \*: 5% 유의수준, \*\*: 1% 유의수준.

3) SAS의 LIFETEST는 근속기간에 대한 추정결과이므로 헤자드 모델에서 도출된 식(17)의  $E(T) = \exp(-X'\beta)$ 의 추정계수와 부호가 반대임에 주의해야 한다.

통해 연구한 바 있는데 본문과 동일한 결과를 보여주고 있다.

대폭 증가한데서도 확인되는 결과이다.<sup>21)</sup>

## V. 정책시사

본 장에서는 노조의 직장안정효과 분석에서 얻어진 중요 발견점을 종합적으로 요약하면서 정책시사를 살펴보도록 한다. 다만 본고의 분석이 조립급속산업에 국한되어 있기 때문에 전체 노동시장에 대한 정책시사는 타산업에서의 관련 연구가 더 진행되기를 기다려야 할 것이다.

첫째, 사업체 이직률은 산업, 규모, 노조조직여부 등 사업체 특성과 상관관계가 높으나 근로자 구성상의 특성에는 영향을 받지 않는 것으로 나타난다. 특히 이직률은 사업체의 규모가 클수록 그리고 조직부문에서 낮아지는데 이 경향은 6·29이후에 본격적으로 나타난다. 이는 이직률에 영향을 주려는 노동시장정책은 근로자 단위가 아니라 사업체 단위로 시행되어야 함을 시사해 준다. 예를 들어 직업훈련을 통한 능력개발로 직장안정성을 제고하려는 정책이 효과적이려면 직업훈련이 개별근로자단위(즉 공급측면)로 이루어지기보다는 사업체 단위(즉 수요측면)로 이루어져야 한다는 것이다.

둘째, 노동조합은 1991년에 들어와 임금효과의 존재유무와 상관없이 직장안정성을 높이는 효과가 있으며 이직률에 대한 노조효과의 크기는 비조직부문에 비해 사업체 단위 연간이직률로 보면 3.8%포인트 수준이며 근로자의 연간 이직확률로 보면 27.4%포인트 수준이고 근속기간으로 보면 24.8개월로 나타나고 있다. 따라서 노조가 어떤 경로를 통해 직장안정성을 제고하는가는 본 논문이 추적하고 있지 않으나 6·29이후 노조의 직장안정효과는 분명히 나타나고 있다. 6·29 이전에는 노조효과가 유의미하지 않았기 때문에 이 결과는 6·29이후 노동운동의 활성화로 노조가 조직사업체에서 급전직 혹은 비급전적인 측면에서 비조직사업체보다 유리한 직장환경을 만들어내고 있다는 시사를 준다.

이는 노동운동의 차원에서 보면 노조는 향후 제고된 직장안정성에 상응하는 정책과제를 추진해야 함을 시사해 준다. 즉 현재의 연공위주의 고정임금제(fixed wage)하에서는 장기근속 추세에 따라 임금과 생산성과의 괴리현상이 곧 나타날 것이고 이는 바로 근로자의 고용불안으로 귀결될 전망이다. 따라서 이에 대한 노동운동의 정책과제는 첫째, 유

21) 기대근속기간 E(T)는  $E(T) = 1/\delta = \exp(-X'\beta)$  이므로 노조의 근속효과는

$E(T \text{ union} = 1) - E(T \text{ union} = 0)$ , 으로 계산할 수 있다. 여기에서도 노조이외의 X 변수를 0으로 계산하였기 때문에 계산결과는 노조의 근속효과의 최대값임에 주의해야 한다.

연하고 합리적인 보수체계로의 보수구조 개혁 문제, 교육·훈련을 통한 능력개발의 지속적인 추진 셋째, 작업조직과 작업방식의 인간화 그리고 넷째, 의사결정에의 참여 등으로 요약될 수 있을 것이다(자세한 설명은 Eaton and Voos, 1992; 이수봉, 1992 참조).

한편 경영의 입장에서 노조의 이직률 하락효과를 보면 장·단점이 있을 수 있다. 한편으로는 직장안정성의 제고로 기업 특수직 기술이 보다 효과적으로 전달될 수 있으며 무임승차분제의 완화로 인력개발에 대한 안정적인 투자를 할 수 있어 생산성 증대효과를 기대할 수 있다. 그러나 조직부문에서의 장기근속 경향은 다른 한편으로는 보다 능력있는 신규 근로자를 채용하는 데 제약 조건으로 등장하고 있으며, 특히 장기근속경향이 생산성 증가와 연결되지 않을 경우 노동비용의 상승을 초래하게 된다. 기업 역시 이에 대응해 인사·조직관리, 보수관리 차원의 개혁을 추진해야 하는데 이에 대한 배경 설명과 주요 과제는 이수봉(1992)을 참조하고 여기에서는 생략하기로 한다.

셋째, 사업체 이직률분석과 근로자 이직행위분석의 결과는 6·29 이후 우리 노동시장이 조직부문과 비조직부문으로 분단되고 있음을 시사해준다.<sup>22)</sup> 특히 분석결과가 보여주듯이 규모와 노조변수는 노동이동에 매우 중요한 영향을 주고 있기때문에 노동시장이 노조가 조직된 대규모 사업체부문 그외의 다른부문으로 이분화되고 있지 않는가라는 참정적추론이 가능하게 된다.<sup>23)</sup> 만약 이러한 노동시장의 분단이 사실이라면 고용·임금측면의 노동시장정책은 부문별로 차별화되어야 한다는 주장을 뒷받침해 주는 것으로 보인다(조우현, 1992; 이선, 1993).

22) 기존의 연구들이 대부분 분단여부를 임금프리미엄의 여부로 추정한 반면(예를 들면 이종훈, 1992; 이주호, 1992; 조우현, 1992 등), 본 연구는 분단 가능성을 이직률에 대한 노조효과로 추정하고 있다. 한편 조우현·황수경(1993)은 독점·비독점간 노동시장분단여부를 숙련형성의 차이로 분석한 바 있다. 엄밀히 노동시장의 분단을 연구하기 위해서는 조직부문과 비조직부문 사이의 노동이동과정을 살펴보아야 하지만, 현재 자료의 한계상 불가능하기 때문에 조직부문의 노동이동률이 비조직부문의 노동이동률보다 낮다는 본고의 발견에 기초해 분단가능성을 언급하고 있음을 밝혀둔다.

23) 채창균(1993)은 생산물시장에서의 독점수준과 노조여부를 기준으로 노동시장을 4개부문으로 나눈 후, 각 부문 임금프리미엄의 크기를 측정하여 노동시장의 분단여부를 연구한 바 있다.

## 참 고 문 헌

- 김장호, 「노동조합의 임금효과: 우리나라 제조업부에서의 노동조합 유무별 임금결정 메카니즘의 차이」, 『경제학 연구』, 1991. 6.
- 朴世逸, 「勞動組合이 賃金水準 및 構造에 미친 影響 分析 -纖維 및 衣類産業을 중심으로」, 『春堂 鄭炳然 博士 還歷紀念論文集』, 비봉출판사, 1983.
- 裴茂基, 「勞動組合의 相對的 賃金效果」, 『韓國勞動研究』, 韓國勞動研究院, 1990.
- 어수봉, 『노동시장변화와 정책과제』, 한국노동연구원, 1991.
- 어수봉, 『한국의 노동이동』, 한국노동연구원, 1992.
- 어수봉, 「제조업 근로자의 이직행위에 관한 연구」, 『한국노동연구』, 한국노동연구원, 1993a, pp. 71~117.
- 어수봉, 「고용안정과 노동유연성」, 『분기별노동동향분석』, 한국노동연구원, 제6권 1호, 1993b, pp. 71~87.
- 어수봉·박기성, 「한국의 노동이동」, 한국노동연구원, 『노동동향분석』, 1991, 제4권 3호.
- 어수봉·이태현, 「노동조합의 임금평등효과」, 『한국노동연구』, 한국노동연구원, 1992 I, pp. 27~76.
- 李銑, 「임금현황과 임금교섭과제」, 『분기별노동동향분석』, 제6권 1호, 한국노동연구원, 1993, pp. 88~104.
- 이종훈, 「賃金프리미엄의 決定要因」, 국민경제교육연구소, 1992b.
- 李周浩, 「韓國의 二重勞動市場에 관한 實證分析」, 1992.
- 정이환, 『製造業 內部勞動市場의 變化와 勞使關係』, 서울대학교 사회학과 박사학위논문, 1992.
- 鄭寅樹, 『韓國의 賃金構造 - 6·29이후의 變化』, 韓國勞動研究院, 1991.
- 曹尤鉉, 「經濟力 集中이 賃金 및 賃金構造에 미치는 影響」, 한국경제학회 발표 논문, 1992b.
- 조우현·황수경, 「독점·비독점간 노동자 숙련의 폭과 깊이의 비교분석」, 한국노동경제학회 1993년도 상반기 발표논문.
- 채창균, 『독점력과 노동조합의 경제적 효과』, 서울대 사회대학 경제학과 박사학위 논문.
- Allen, S. G., "Unionized Construction Workers are More Productive", QJE, 99, May, 1984.
- Amemiya, T. *Advanced Econometrics*, Cabridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1985.
- Eaton, Adrienne E. and Paula B. Voos, "Union and Contemporary Innovations in Work Organization, Compensation, and Employee Participation", in Mishel, Lawrence and Paula B. Voos, eds., *Unions and Economic Competitiveness*, Armonk; New York: M. E. Sharpe, Inc., 1992, pp. 173~215.
- Freeman, Richard B., "The Exit-Voice Tradeoff in the Labor Market: Unionism, Job Tenure, Quits, and Separations", *Quarterly Journal of Economics*(94), June 1980.
- Freeman, and J. L. Medoff, "What do Unions do ?", *Basic Books*, 1984.
- Heckman, J. and B. Singer, "Social Science Duration Analysis", in eds., *Longitudinal analysis of labor market data*, pp. 39~110, Cambridge: Cambridge University Press, 1985.

- Hogg, R. V. and A. T. Craig, *Introduction to mathematical statistics*, New York: Macmillan Publishing Co., Inc., 1978.
- Kalbfleish, J. and R. Prentice, *The Structural Analysis of Failure Time Data*, New York: John Wiley and Sons, Inc., 1980.
- Maddala, G., *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press, 1984.
- Narendranathan, W. and S. Nickell, "Estimating the parameters of interest in a job search model", in Blundell, R. and I. Walker(eds.) *Unemployment, Search and Labor Supply*, Cambridge University Press, 1986, pp. 1~14.
- Olsen, R., "A Least Squares Correction for Selectivity Bias", *Econometrica*, 1980, pp. 1815~20.
- Park, Young-Bum, "Union/Non-Union Wage Differentials in the Korean Manufacturing Sector", *International Economic Journal*.
- Sargent, T. J. D *Dynamic Macroeconomic Theory*, Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press, 1987.
- Turner, Lowell, "Industrial Relations and the Reorganization of Work in West Germany: Lessons for the U. S.", in Mishel, Lawrence and Paula B. Voos, eds. , *Unions and Economic Competitiveness*, Armonk; New York: M. E. Sharpe, Inc., 1992, pp. 217~46.
- Uh, Soo-Bong, "Two Essays on Dynamic Labor Markets", Ph. D. Dissertation, Vanderbilt University, 1989.