

노동 정책 연구

2003. 제3권 제4호 pp. 1~24

© 한국노동연구원

연구 논문

노동력 활용지표에 관한 소고 여성 유희인력 지표를 중심으로

황수경*

경제활동참가율과 실업률은 한 사회의 노동공급 및 활용 상황을 보여주는 대표적인 노동력 지표이다. 그러나 이 같은 이들 지표가 노동시장에의 결속(attachment) 정도가 상대적으로 낮은 여성이나 청년층, 고령자들에 대해서는 노동시장의 공급 구조를 정확히 보여주는 데 한계가 있다는 문제 의식하에서 다양한 방식으로 노동력 지표들을 검토하고 재구성을 시도하고 있다. 특히 고용률-유희화율-이탈률의 개념을 도입하여 여성 유희인력 풀(pool)의 규모와 변화 추이를 분석한 결과, 경제활동참가율과 실업률에 의해서는 잘 드러나지 않지만, 우리나라 여성인력 활용 전망에 있어서의 구조적 맹점을 포착할 수 있음을 보이고 있다.

핵심용어 : 노동력 지표, 실업의 정의, 유희인력, 노동시장 결속도, 잠재실업, 실망실업자, 경계실업자

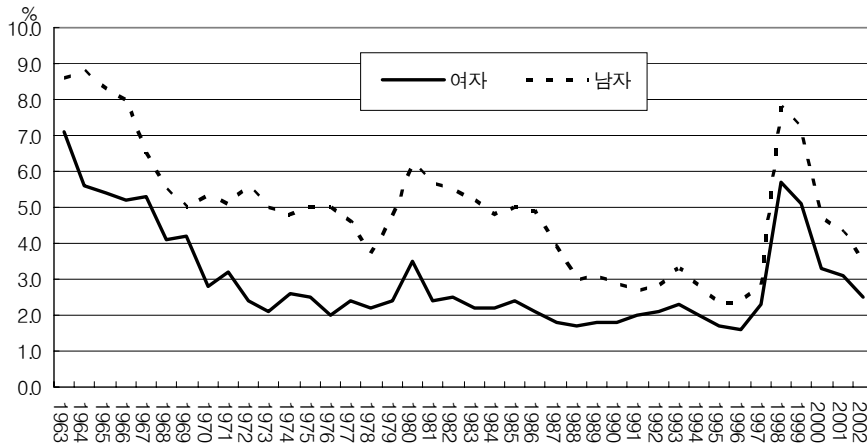
I. 문제의 제기

경제활동참가율과 실업률은 한 사회의 노동공급 및 활용 상황을 보여주는 대표적인 노동력 지표이다. 경제활동참가율은 가용인력의 규모를, 그리고 실업률은 그 중 유희인력의 규모를 포착하는 수단으로 활용된다. 그러나 통상의 경제활동참가율과 실업률이 노동시장의 공급 상황에 대한 정확한 그림을 그려 주기에는 역부족이라는 시각이 지배적이다. 노동공급이 독립적으로 결정되기보다는 노동시장 상황에 의해 영향을 받아 교

투고일 : 2003년 10월 14일, 심사의뢰일 : 10월 28일, 심사완료일 : 11월 10일

* 한국노동연구원 연구위원(skhwang@kli.re.kr)

[그림 1] 성별 실업률 추이 : 1963~2002



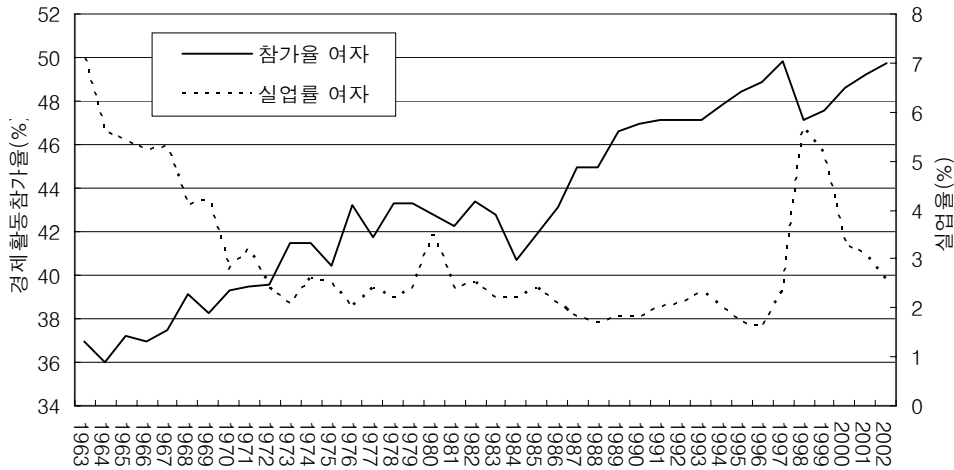
자료 : 통계청, 『경제활동인구조사』, 각년도.

란되기 때문이다. 특히 노동시장에의 결속(attachment) 정도가 상대적으로 낮은 여성이나 청년층, 고령자들에 대해서는 더욱 그러하다.

여성의 예를 들어 보자. 우리나라 여성의 실업률은 매우 낮은 수준에 불과하다. 2002년 여성 실업률은 2.5%로 남성 실업률 3.5%에 크게 못 미친다. 지난 40여 년간 여성 실업률은 항상 남성 실업률을 밑돌았다(그림 1). 그러나 실업률이 낮다고 해서 여성의 취업여건이 남성에 비해 상대적으로 양호하다는 것을 의미하는 것은 아닐 것이다. 우리나라와 같이 여성 경제활동참가율이 낮은 경우 비경제활동인구가 경기 변동에서 완충(buffer) 역할을 하고 있기 때문이다. 즉 노동시장에서 취업여건이 악화되면 아예 구직을 포기하여 노동시장에서 퇴장하는 여성이 늘어나 실업률이 충분히 상승하지 않고 비경제활동인구가 늘어나 경제활동참가율이 떨어지는 양상이 나타나는 것이다. [그림 2]는 여성의 실업률이 높아지는 시점에서 경제활동참가율이 일시적으로 낮아지는 현상이 존재함을 뚜렷하게 보여주고 있다(상관계수 -0.52).

실업률은 경제활동인구를 분모로 하여 실업자가 차지하는 비중을 수치화한 노동력 지표이다. 경제활동인구란 노동시장에 나와 있는 노동력의 규모를 의미하는데, 현재 취업하고 있는 취업자와, 취업을 희망하지만 현재 취업하고 있지 못한 실업자까지를 경제활동인구 범주에 포함시킨다. 통상 ‘취업을 희망’하는지의 여부는 ‘구직활동’이라는 객관적인 의사표시를 통해 포착되고 있다. 그러나 주관적으로 ‘취업을 희망’하더라도 노동시장에서 객관적으로 포착되는 ‘구직활동’을 포기하면 취업의사가 없는 것으로 간

[그림 2] 여성의 실업률과 경제활동참가율 추이 : 1963~2002



자료 : 통계청, 『경제활동인구조사』, 각년도.

주하여 비경제활동인구로 파악되고 가용노동력의 범주에서 제외된다.

결국 구직활동 여부가 경기변동의 영향을 강하게 받는다면, 유희인력으로 포착되는 실업자가 경기가 좋지 않을 때 지나치게 과소 평가되는 문제를 야기하고, 이로 인해 노동시장에의 결속 정도가 낮은 그룹의 노동공급 상황을 제대로 측정하기 어렵게 만드는 현상이 발생하게 되는 것이다. 대부분의 사람들이 노동시장 여건이 매우 좋지 않다고 느낄 때, 피부로 느끼는 체감실업률은 높지만 실제 공식적으로 잡히는 실업률이 낮게 나오는 것도 바로 이러한 현상에서 비롯된다.

이 글에서는 유희인력을 측정하는 통상의 실업자 정의 방식을 대신해 보다 포괄적인 방식으로 유희인력을 추정하고 이를 통해 여성의 노동력 공급 구조의 변화에 나타난 특징과 문제점을 기술적(descriptive)인 측면에서 살펴보고자 한다. 분석 자료로는 통계청의 「경제활동인구조사」가 사용되었다. 제Ⅱ장에서는 실업의 측정과 유희인력에 관한 선행연구를 중심으로 이론적 논의를 소개한다. 제Ⅲ장에서는 노동력 지표를 재구성하고 이를 토대로 잠재실업자를 포괄하는 여성 유희인력의 규모와 특징을 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 이 글의 논점을 요약한 후 향후 연구 방향을 제시하고자 한다.

II. 이론적 검토

1. 실업의 측정

대부분의 국가에서 공식 실업률은 노동력 접근방법에 기반을 두고 측정된다. 통상의 노동력 접근방법에서는 노동력의 상태를 취업자와 실업자를 포함하는 경제활동인구(labor force)와 노동시장 밖에 있는 비경제활동인구(out-of-the-labor force)로 구분하고 이 중 전체 경제활동인구 중에서 실업자가 차지하는 비율을 실업률(unemployment rate)로 정의한다.

통상의 노동력 접근방법에 의한 실업자 추계가 안고 있는 한계에 대한 최초의 문제 제기는 1930년 대공황을 거치면서 경기 변동과 노동공급의 관계에 주목하기 시작한 데서 비롯된다(정진호, 1986). Woytinsky(1940)는 경기 불황시 가계의 수입이 줄기 때문에 가구내 잠재노동력의 노동시장으로의 유입이 발생한다는 부가노동자가설(added worker theory)을 제기하였고, 이에 대해 Humprey(1940)와 Long(1958)은 경기 불황시 직장을 구할 가능성이 줄기 때문에 2차 노동력을 중심으로 비경제활동인구로의 이동이 발생한다는 실망실업자가설(discouraged worker theory)을 제기하였다. 최근 대부분의 실증 연구에서 경기 불황시 실망실업자효과가 부가노동자효과를 압도하는 것으로 나타나 노동공급과 경기 변동은 순경기적(pro-cyclical)이라는 시각이 정설로 되어 있다(McCornnell & Brue, 1992; Gray, Heath & Hunter, 2002). 우리나라에서는 정진호(1986)가 1970년부터 1984년까지 비농부문 노동공급의 경기 감응도를 분석한 결과 실망실업자효과가 부가노동자효과를 압도한다는 동일한 결론을 얻어냈다.

이 과정에서 실망실업자로 파악되는 잠재노동력에 대한 연구도 활발하게 진행되었고, ILO도 실망실업자를 잠재노동력을 구성하는 중요한 하위그룹으로 정의하기에 이르렀다(Husmanns, Mehran & Verma, 1990). 이러한 맥락에서 미국 노동통계국(BLS)을 포함하여 많은 국가들에서는 공식 실업률 지표 이외에 실망실업자를 포괄하는 보완실업률 지표를 제시하기도 한다. 최근 들어서는 실망실업자 외에도 노동시장에 미약하게 결속되어 있는 경계노동력(marginally attached to the labor market)의 특성과 변동에 대한 관심도 증가하여 이들을 잠재실업의 범주에 포함시켜 실업률 지표를 확장하려는 시도가 이루어지고 있다(Bregger & Haugen, 1995; Green, 1999; Gray, Heath &

* 공식 실업률 지표:

$$\frac{(\text{완전})\text{실업자}}{\text{노동력} (= \text{취업자} + (\text{완전})\text{실업자})}$$

* 잠재실업을 포함하는 보완실업률 지표:

$$\frac{(\text{완전})\text{실업자} + \text{잠재실업자}}{\text{노동력} (= \text{취업자} + (\text{완전})\text{실업자} + \text{잠재실업자})}$$

Hunter, 2002).

한편 노동력 접근방법이 아닌 방식으로 실업 지표를 정의하는 이론적 논의도 있다. 그 대표적인 예가 Greenwood & Kohli(2003)이다. 그들은 노동력 함수(labor aggregator function)를 이용하는 지수(index-number) 접근방법에 의해 실업률을 재구성하고 있는데, 노동력 접근방법에 의한 통상의 실업 측정이 모든 노동자가 동일한 노동력을 제공하고 노동공급은 (상대임금으로 측정되는) 노동시장 여건에 독립적이라는 가정을 전제로 하고 있음을 보이고 있다. 이에 대해서는 본 논문의 연구 범위를 벗어나므로 구체적인 소개는 생략하기로 한다.

2. 경계노동력과 유희인력

실업의 개념을 확장하려는 시도와 아울러, 비경제활동인구 중에서 잠재실업자를 가려 내고 이들을 실업자와 동일시하는 것이 타당한지에 대해서도 많은 논의가 진행되었다. 통상 설문조사에 의거하여 근로자 개인이 ‘취업의사’가 있는지를 기준으로 양자를 구분하게 되는데, 이 경우 노동시장의 요인에 의해 구직을 포기한 경우(실망실업자)에만 잠재실업으로 간주되기도 하고(Flaim, 1984), 더 나아가 ‘가사·육아나 ‘건강’ 등 개인적인 사유에 의해 구직을 포기한 경우에도 노동시장의 여건이 개선되면 충분히 노동력으로 유입될 수 있다고 보아 잠재실업의 범주에 포함시키기도 한다(Kodrzycki, 2000).

그러나 Hall(1970)과 Clark & Summers(1979)는 구직활동을 하지 않는 잠재실업자와 구직활동을 한 통상의 실업자는 행태상 명백한 차이를 보이기 때문에 단순히 주관적 ‘취업의사’만을 기준으로 실업자를 구분할 경우 실업자와 비경제활동인구의 구분이

자의적이고 모호해질 수 있음을 지적하였다. 반면에 Jones & Riddell(1999)은 노동력 상태를 취업, 실업, 경계노동력, 비노동력의 4개 범주로 나누어 Markov 이행확률 모형에 따라 상태이동을 분석한 결과 경계노동력(marginally attached)은 실업자와 다른 행태상의 특징을 보이지만 마찬가지로 순수비노동력과도 뚜렷이 구분되는 특성을 가지기 때문에 비경제활동인구 중 경계노동력과 비노동력을 구분할 필요가 있다고 주장하였다. 경계노동력의 행태상의 특징에 관해서는 Sutherland(1999), Jones & Riddell(2000) 등에서도 실증적으로 분석되고 있다.

최근 들어 이처럼 경계노동력에 주목하게 된 배경에는, 실업의 측정이 실업자 구제를 위한 소극적 정책 지표의 제공에서 일국에서의 노동력 공급 상황을 파악하고 유휴인력의 규모를 추정하는 방향으로 무게 중심이 이동하고 있기 때문이라 할 수 있다. 즉 잠재실업자를 실업자와 동일시하여 실업대책의 대상으로 본다면보다 사회적 통합이나 인력 저활용(underutilization)의 관점에서 유휴인력의 파악이 전 사회적으로 보다 중요한 과제로 부각되고 있다는 것이다.

이러한 관점의 변화는 미국 BLS의 실업률 지표 체계의 변화에서도 포착된다. 1994년 이전까지 BLS는 공식 실업률 지표 이외에 U1-U7의 체계로 실업지표(unemployment measures)를 정의해왔다. 그러나 1994년 「노동력인구조사(Current Population Survey)」부터 실망실업자(discouraged workers)를 확장하는 경계노동력(marginally attached to the labor market)의 개념을 새롭게 도입하고 이를 반영하여 실업 지표를 U1-U6의 체계로 개편하였다(Bregger & Haugen, 1995).¹⁾

우리나라에서 잠재실업 및 유휴인력에 관한 이론적 논의의 기반은 매우 취약하다. 조우현·강창희(1996)와 최강식·정진화(1997)에서 잠재실업 및 유휴인력에 관한 논의가 일부 포함되어 있을 뿐이다. 우선 조우현·강창희(1996)는 비경제활동인구를 잠재실업자와 순수비경제활동인구로 구분하고 여기에 자연실업률에 해당하는 실업자가 존재한다는 점을 감안하여 유휴인력(idle labor force)을 ‘실업자수+잠재실업자수-자연실업률 해당 실업자수’로 정의하고 있다. 그러나 여기서 잠재실업자는 통상적인 의미에서 잠재실업의 정의를 이용하지 않고 「대우가구패널조사」의 설문 문항을 이용하여 독특한

1) BLS에서 사용하는 경계노동자와 실망실업자의 정의는 엄밀하게는 다음과 같다.

- 경계노동자(Marginally attached workers) : (완전)실업자에 포함되지는 않지만, 취업을 희망하고 즉시 취업이 가능하며 지난 12개월 동안 한 번이라도 구직활동을 한 적이 있는 자.
- 실망실업자(Discouraged workers) : 비경제활동인구 중에서 취업을 희망하고 즉시 취업이 가능하지만 지난 12개월 동안 한 번이라도 구직활동을 한 적이 있는 자로서 현재 그들의 자격조건에 비추어 노동시장에 일자리가 없을 것이라고 판단하여 구직활동을 하지 않은 자.

〈표 1〉 미국 BLS의 실업 지표의 변화

1994년 이전	1994년 이후
U-1 노동력 인구 중 15주 이상 장기실업상태에 있는 실업자 비율	U-1 노동력 인구 중 15주 이상 장기실업상태에 있는 실업자 비율
U-2 노동력 인구 중 실직자(job loser)의 비율	U-2 노동력 인구 중 실직자(job loser) 및 임시고용이 종료된 자의 비율
U-3 25세 이상 노동력 인구 중 25세 이상 실업자의 비율	U-3 전체 노동력 인구 중 전체 실업자 비율 (=공식 실업률 지표)
U-4 전일제 노동력 인구 중 전일제 일자리를 희망하는 구직자 비율	U-4 전체 노동력 인구 및 실망실업 인구 중 전체 실업자 및 실망실업자의 비율
U-5 전체 노동력 인구 중 전체 실업자 비율 (=공식 실업률 지표)	U-5 전체 노동력 인구 및 경계노동력(marginally attached) 인구 가운데 실업자, 실망실업자 및 모든 다른 경계노동력을 합한 인구의 비율
U-6 전일제 노동력 인구와 파트타임 노동력 인구의 2분의 1을 합한 인구 가운데 전일제 희망 실업자, 파트타임 희망 실업자의 2분의 1, 경제적 이유에 의한 파트타임 취업자의 2분의 1을 합한 인구 비율	U-6 전체 노동력 인구 및 경계노동력 인구 가운데 전체 실업자, 전체 경계노동력 및 경제적 이유에 의한 파트타임 취업자를 합한 인구의 비율
U-7 전체 노동력 인구에 실망실업자를 더하고 파트타임 노동력 인구의 절반을 뺀 인구 가운데 전일제 희망 실업자, 파트타임 희망 실업자의 2분의 1, 경제적 이유에 의한 파트타임 취업자의 2분의 1, 실망실업자를 합한 인구의 비율	

출처 : Bregger & Haugen(1995)의 p.20과 p.23에서 재구성.

방식으로 파악하고 있다.²⁾

- 2) 조우현·강창희(1996)는 잠재실업자를 ‘비경제활동인구에 속하는 자로서 현재 일정한 직장에 정규 직원으로 취직하기 위해 구직활동을 하는 자’로 정의하고 이에 대해 지난주에는 구직활동을 하지 않아 비경제활동인구에 속하지만 지난주를 기준으로 미래의 시점인 현재에 구직활동을 하는 자를 잠재실업자로 정의한다고 설명하고 있다. 그러나 이러한 방식은 대우가구패널조사의 설문이 비표

반면에 최강식·정진화(1997)는 유희인력을 ‘취업의사와 능력이 있지만 전혀 활용되지 못하고 있는’ 인력으로 정의하여 ‘완전실업자수+잠재실업자수’로 그 규모를 파악하였다. 여기서 잠재실업자는 비경제활동인구 중 구직활동을 하지 않은 취업희망자로 정의되어 경계노동력에 보다 근접한 개념이다.

조우현·강창희(1996)는 1993년 「대우가구패널조사」를 이용하여 유희인력의 규모를 추정한 결과, 자연실업률을 감안하지 않았을 경우 115만 3천 명, 자연실업률을 감안하면 59만 1천 명이 되는 것으로 추산하였다. 한편 최강식·정진화(1997)는 통계청의 1993년 「고용구조조사」를 이용하여 유희인력의 규모를 추정하였는데, 그 규모는 258만 명에 달하는 것으로 추산되었고 이 중 잠재실업자는 전체 유희인력의 80%를 차지하는 180만 명인 것으로 파악되었다. 비록 동일한 시기에 조사된 연구 결과지만 유희인력의 규모는 매우 상이한데, 이는 기본적으로 두 연구에서 잠재실업자를 파악하는 기준이 매우 다르기 때문에 비롯된 것이라 할 것이다.

Ⅲ. 여성 유희인력 및 노동력 구조의 변화

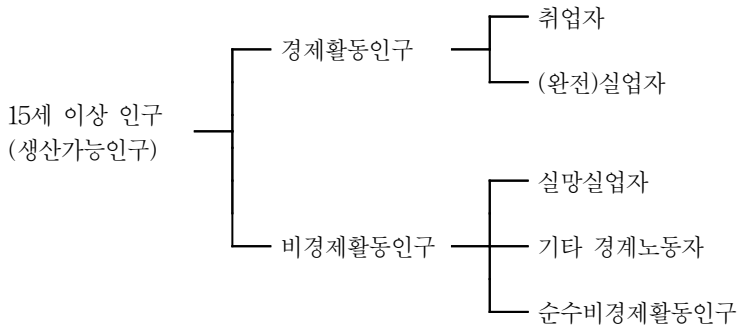
1. 실망실업자, 잠재실업자 및 유희인력의 정의와 규모

통상의 실업률과 경제활동참가율이 고용 상황을 나타내주는 지표로서 한계가 있음은 앞서 지적한 바와 같다. 근본적인 문제는 비경제활동인구 중에서 직접 구직활동을 하지는 않았지만 취업의사가 있는 자가 상당수 존재하기 때문에 발생한다. 이들을 순수 비경제활동인구와 구분하여 경계노동력(marginally attached workers) 혹은 잠재실업자(hidden unemployed)의 범주로 파악하면 노동공급 구조를 좀더 명확하게 이해할 수 있을 것이다. 경계노동력(또는 잠재실업자)은 다시 전통적인 의미의 실망실업자와 기타 경계노동자로 구분될 수 있다. 경계노동력의 범주까지 포함시켜 노동력 상태 구분을 확장하면 [그림 3]과 같다.

그렇다면 다음으로 비경제활동인구를 실망실업자, 기타 경계노동자, 순수비경제활동인구로 세분하는 분류 기준을 살펴보자.

준적으로 설계된 데 기인하는 것으로 실망실업자나 잠재실업자에 관한 일반적인 정의와도 일치하지 않고 개념적으로도 혼동의 여지가 있다.

[그림 3] 노동력 상태의 구분



<표 2>는 2002년 「경제활동인구조사」 원자료를 이용하여 비경제활동인구의 취업의사 및 비구직 사유를 살펴본 것이다. 2002년을 기준으로 전체 비경제활동인구 가운데 남성 124천 명, 여성 149천 명이 취업의사가 있는 것으로 파악되며 이들의 규모는 남성은 실업자(467천 명)의 30%, 여성은 실업자(241천 명)의 60% 수준에 달한다. 이들은 주관적인 의미에서 ‘취업의사’가 있지만 ‘구직활동’이라는 객관적인 취업의사를 드러내지 않은 사람들로써 미국 BLS에서는 이들을 경계노동자로 분류하고 있으며, ‘취업의사’를 좀더 포괄적으로 정의하면 광의의 실업자 범주에 포함될 수 있다는 의미에서 잠재실업자로 분류될 수 있을 것이다.

취업의사가 있으나 구직활동을 하지 않은 자의 비구직 사유를 살펴보면 크게 두 그룹으로 나누어진다. 첫 번째 그룹은 노동시장의 여건이 자신이 취업하는 데 불리하다고 판단하여 구직을 포기한 경우이다. ‘① 전공이나 경력에 맞는 일이 없을 것 같아서’, ‘② 원하는 임금수준이나 근로조건에 맞는 일이 없을 것 같아서’, ‘③ 근처에 일거리가 없을 것 같아서’, ‘④ 교육, 기술, 경험이 부족해서’, ‘⑤ 나이가 너무 어리거나 많다고 고용주가 생각할 것 같아서’, ‘⑥ 이전에 찾아보았지만, 일거리가 없어서’ 등의 이유가 여기에 포함된다. 이들은 흔히 ‘실망실업자(discouraged workers)’로 분류된다.

두 번째 그룹은 노동시장 상황보다는 육아, 가사, 통학 등 자신의 여건이 취업하기에 부적절하다고 판단하여 구직을 포기한 자들이다. 이들은 실망실업자는 아니지만 환경적 요인이 개선되면 노동시장에 나올 가능성이 높다는 점에서 통상의 비경제활동인구와 구분하여 ‘경계노동력(marginally attached workers)’에 포함되는 것으로 간주된다. 이하에서는 이들을 경계노동력 내에서 실망실업자와 구분하여 경계실업자로 분류하기로 한다.

〈표 2〉 비경제활동인구의 취업의사 및 비구직 사유

(단위: 천명, %)

	전 체	남 성	여 성
	인 원	인 원	인 원
전체 비경제활동인구	14,360 (100.0)	9,020 (100.0)	19,152 (100.0)
- 취업의사가 없는 자	13,813 (98.1)	4,385 (97.2)	9,427 (98.4)
- 취업의사가 있는 자	273 (1.9)	124 (2.8)	149 (1.6)
① 전공이나 경력에 맞는 일이 없을 것 같아서	29 (10.8)	18 (14.5)	11 (7.7)
② 원하는 임금수준이나 근로조건에 맞는 일이 없을 것 같아서	60 (21.8)	20 (16.4)	39 (26.3)
③ 근처에 일거리가 없을 것 같아서	39 (14.4)	16 (12.5)	24 (16.0)
④ 교육, 기술, 경험이 부족해서	7 (2.4)	3 (2.2)	4 (2.6)
⑤ 나이가 너무 어리거나 많다고 고용주가 생각할 것 같아서	31 (11.4)	16 (13.0)	15 (10.0)
⑥ 이전에 찾아보았지만, 일거리가 없어서	48 (17.4)	30 (23.8)	18 (12.1)
⑦ 육아, 가사	25 (9.1)	1 (0.5)	24 (16.3)
⑧ 통학	7 (2.6)	4 (3.4)	3 (2.0)
⑨ 기타	28 (10.1)	17 (13.7)	10 (7.0)

주: ()안은 취업의사가 있는 자 대비 구성비.

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 2002년 원자료.

이들 잠재실업자(=실망실업자 또는 경계실업자)는 순수비경제활동인구와는 달리 노동시장 상황에 따라 가용인력의 범주에 들어올 수 있다는 점에서 노동력의 가용상태를 파악하기 위한 개념으로 중요하게 고려될 필요가 있다. 특히 실업의 과정을 거치지 않고 취업에서 비경제활동인구로 쉽게 이동하거나 취업-실업-비경제활동 상태를 넘나들기 쉬운 2차 노동력 그룹에 대해서는 더욱 유용한 개념이다. 여기서 최강식·정진화(1997)의 방식과 마찬가지로 통상적 의미의 실업자에 잠재실업자를 포함하여 유휴인력으로 정의한다.

<표 3>은 취업상태, 취업의사 유무 및 비구직 사유를 토대로 2002년 경제활동상태 구성을 세분하여 재작성한 것이다. 비경제활동인구 중 실망실업자는 214천 명, 경계실업자는 60천 명 규모가 되는 것으로 나타나고 있다. 실망실업자와 경계실업자 모두 여성의 경우에 수적으로 월등히 많다. 실업자를 포함하여 유휴인력으로 파악하면 남성이

592천 명, 여성이 390천 명으로 여성보다는 남성에서 유휴인력이 많은 것으로 나타나고 있다. 물론 유휴인력의 구성에서 성별로 뚜렷한 차이를 보여, 남성은 유휴인력에서 잠재실업자가 차지하는 비중이 21.0%에 불과하나 여성의 경우 잠재실업자는 유휴인력의 38.2%를 차지하고 있다는 특징을 보인다.

그런데, 1992년 실시된 고용구조조사를 토대로 1993년 잠재실업자를 180만 명 규모로 추산한 최강식·정진화(1997)의 결과와 비교하면 2002년 잠재실업자 27만 명은 지나치게 적은 수치이다. 분석 자료의 상이함을 감안하더라도 지난 10년간 유휴인력의 구조에 어떤 변화가 있었던 것은 아닐까?

〈표 3〉 경제활동인구와 유휴인력의 구성

(단위: 천명, %)

		전 체	남 성	여 성
		인 원	인 원	인 원
15세 이상 인구		36,963 (100.0)	17,921 (100.0)	19,042 (100.0)
취업자	전일제취업자	19,597 (53.0)	11,835 (66.0)	7,762 (40.8)
	단시간취업자 1	2,045 (5.5)	818 (4.6)	1,227 (6.4)
	불완전취업자 2	527 (1.4)	292 (1.6)	235 (1.2)
	소 계	22,169	12,945	9,225
실업자(A)		708 (1.9)	467 (2.6)	241 (1.3)
비경활 인구	실망실업자(B) 3	214 (0.6)	103 (0.6)	111 (0.6)
	경계실업자(C) 4	60 (0.2)	22 (0.1)	38 (0.2)
	순수비경활인구	13,813 (37.4)	4,385 (24.5)	9,427 (49.5)
	소 계	14,086	4,510	9,576
* 잠재실업자(B+C)		273 [27.9]	124 [21.0]	149 [38.2]
* 유휴인력(A+B+C)		981 (2.7)	592 (3.3)	390 (2.0)

주: ()안은 15세 이상 인구 대비 구성비, []은 유휴인력 대비 구성비율임.

- 1) 단시간취업자는 실근로시간이 36시간 미만인 자 중 추가취업을 희망하지 않는 자.
- 2) 불완전취업자는 실근로시간 36시간 미만 취업자 중 추가취업을 희망하는 자.
- 3) 실망실업자는 취업의사는 있으나 앞의 표에서 ①~⑥항의 사유로 구직활동을 하지 않은 자.
- 4) 경계실업자는 취업의사는 있으나 개인적 제약으로 인해 구직활동을 하지 않은 자.

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 2002년 원자료.

〈표 4〉 혼인상태별 경제활동인구 및 유휴인력의 구성

(단위 : 천명, %)

		1992				2002			
		전 체	미혼	기혼 유배우	기혼 무배우	전 체	미혼	기혼 유배우	기혼 무배우
전 체	취업	19,009 (59.4)	4,278 (45.2)	13,582 (68.4)	1,150 (42.5)	22,169 (60.0)	5,017 (48.2)	15,660 (67.9)	1,492 (42.9)
	실업	474 (1.5)	306 (3.2)	154 (0.8)	15 (0.5)	708 (1.9)	392 (3.8)	273 (1.2)	42 (1.2)
	잠재실업	602 (1.9)	135 (1.4)	430 (2.2)	36 (1.3)	273 (0.7)	64 (0.6)	185 (0.8)	24 (0.7)
	순수비경활	11,935 (37.3)	4,745 (50.1)	5,684 (28.6)	1,506 (55.7)	13,813 (37.4)	4,933 (47.4)	6,959 (30.2)	1,921 (55.2)
	소 계	32,020 (100.0)	9,464 (100.0)	19,850 (100.0)	2,706 (100.0)	36,963 (100.0)	10,407 (100.0)	23,077 (100.0)	3,479 (100.0)
남 성	취업	11,370 (73.6)	2,290 (44.5)	8,845 (89.2)	235 (60.8)	12,944 (72.2)	2,795 (48.6)	9,718 (84.6)	431 (63.2)
	실업	315 (2.0)	182 (3.5)	125 (1.3)	8 (2.0)	467 (2.6)	259 (4.5)	189 (1.6)	20 (2.9)
	잠재실업	148 (1.0)	66 (1.3)	78 (0.8)	4 (1.0)	124 (0.7)	41 (0.7)	74 (0.6)	9 (1.4)
	순수비경활	3,618 (23.4)	2,608 (50.7)	871 (8.8)	140 (36.2)	4,385 (24.5)	2,656 (46.2)	1,508 (13.1)	222 (32.5)
	소 계	15,451 (100.0)	5,146 (100.0)	9,919 (100.0)	386 (100.0)	17,921 (100.0)	5,750 (100.0)	11,489 (100.0)	682 (100.0)
여 성	취업	7,640 (46.1)	1,988 (46.0)	4,737 (47.7)	915 (39.4)	9,225 (48.4)	2,223 (47.7)	5,941 (51.3)	1,061 (37.9)
	실업	159 (1.0)	124 (2.9)	28 (0.3)	7 (0.3)	241 (1.3)	134 (2.9)	85 (0.7)	23 (0.8)
	잠재실업	454 (2.7)	69 (1.6)	353 (3.6)	32 (1.4)	149 (0.8)	23 (0.5)	111 (1.0)	15 (0.5)
	순수비경활	8,317 (50.2)	2,137 (49.5)	4,814 (48.5)	1,366 (58.9)	9,427 (49.5)	2,277 (48.9)	5,451 (47.0)	1,699 (60.7)
	소 계	16,570 (100.0)	4,318 (100.0)	9,932 (100.0)	2,320 (100.0)	19,042 (100.0)	4,657 (100.0)	11,588 (100.0)	2,797 (100.0)

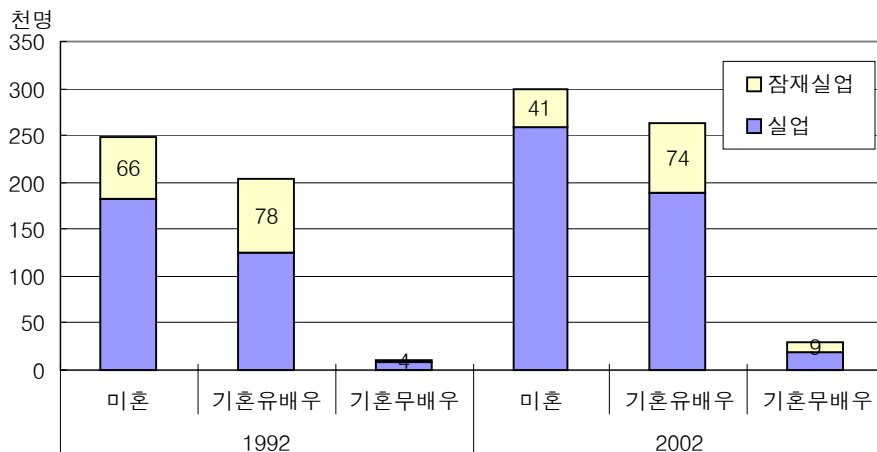
주: ()은 구성비.

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 1992년과 2002년 원자료.

2. 여성 유휴인력의 구조 변화

지난 10년간의 유휴인력의 구조 변화를 살펴보기 위해 1992년과 2002년에 대해서 앞 절에서 정의된 방식으로 경제활동인구와 유휴인력 구성을 재정리해 보았다(표 4).³⁾ 2002년에 비해 1992년의 경우 실업은 67% 수준에 불과하나 잠재실업은 2.2배에 달하고 있었음을 확인할 수 있다. 특히 여성의 경우 1992년 잠재실업은 2002년과 비교하여 3배를 넘는 수준이었다. 다시 말해 지난 10년 동안 여성 잠재실업은 454천 명에서 149천 명으로 3분의 1 수준으로 줄어들었다는 것이다.

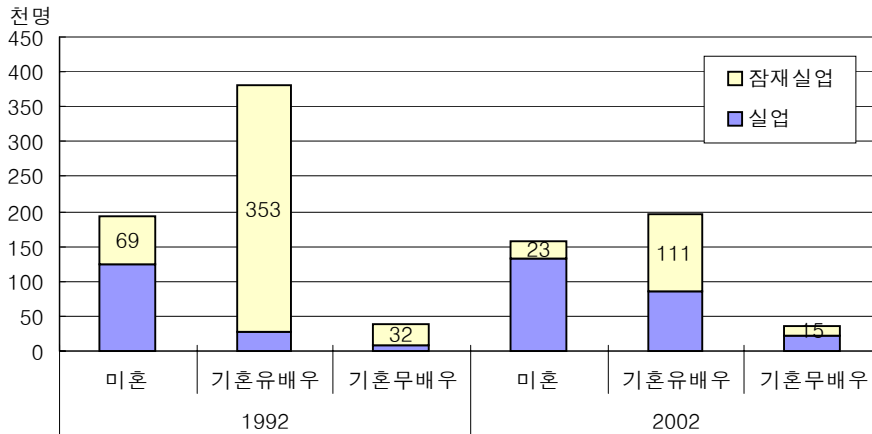
[그림 4] 유휴인력 구성의 변화 : 남성



혼인상태별로 유휴인력 구성의 변화를 보면 의문의 실마리를 찾을 수 있다. [그림 4]와 [그림 5]에서 확연히 드러나듯이 잠재실업이 줄어든 그룹은 다름 아닌 유배우 기혼여성으로 압축된다. 유배우 기혼여성에서는 실업자는 늘었지만 반대로 잠재실업자가 크게 줄어 결과적으로 유휴인력이 절반 수준으로 떨어지는 현상을 보여주고 있다.

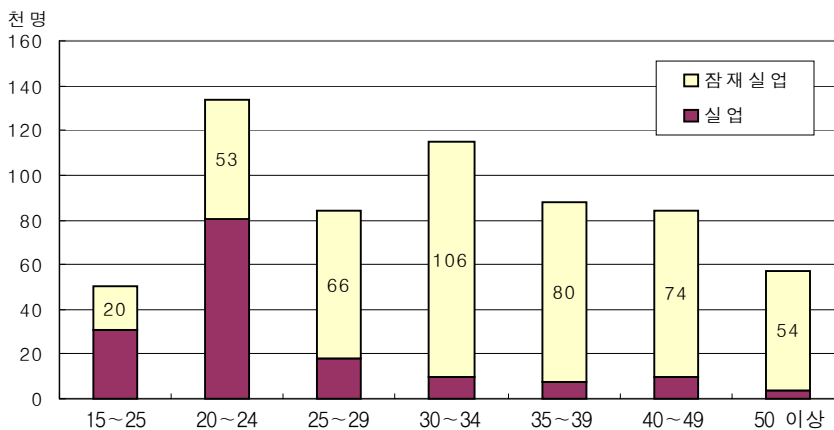
3) 취업의사 여부는 2002년의 경우 ‘취업희망 여부(지난주에 직장(일)을 원하였습니까?)’에 대한 응답에 의거하였고, 1992년의 경우에는 ‘취업의사 유무(지금이라도 알맞은 직장이나 일거리가 있다면 일하겠습니까?)’에 대한 응답을 이용하였다. 두 연도의 비교시 설문 구성의 차이로 인한 오차는 배제할 수 없다. 한편 1992년 「경제활동인구조사」에는 취업희망자의 비구직 사유에 대한 정보가 없어 세부적인 구분이 불가능하다.

[그림 5] 유휴인력 구성의 변화 : 여성



<표 5>는 여성을 연령대별로 구분하여 경제활동인구 및 유휴인력의 구성 변화를 살펴본 것이다. 여성 전 연령대에서 잠재실업이 줄어든 가운데 30대 초반과 30대 후반의 감소 폭이 가장 두드러진다(그림 6과 그림 7).

[그림 6] 연령별 여성 유휴인력 구성 : 1992



또한 증감수로 보면, 30대 이상 연령층에서 취업인구가 증가하는 만큼 비경제활동인구도 함께 증가하고 있음을 알 수 있다(표 5 하단). 고령화 추세에 따라 20대까지의 젊은 여성은 줄고 30대 이후 연령대 여성 인구가 늘고 있는 가운데, 30대 이후 여성

〈표 5〉 여성 연령대별 경제활동인구 및 유휴인력의 구성 변화

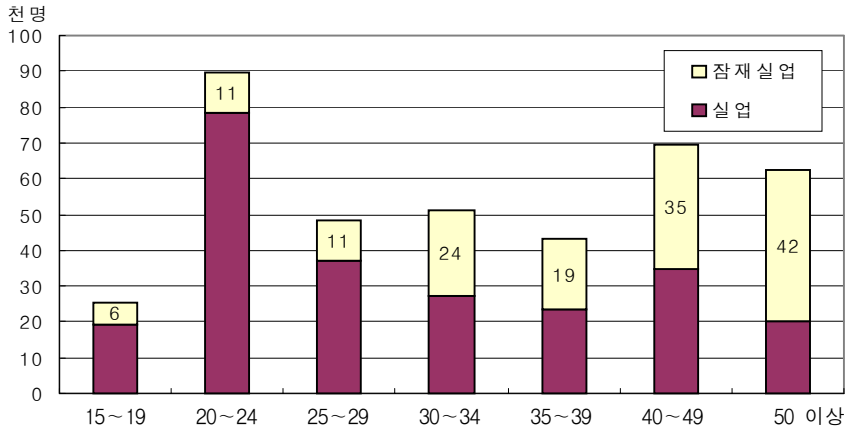
(단위 : 천명, %)

		15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~49	50+	전 체
1992	취업	315 (15.8)	1,338 (61.4)	887 (43.2)	993 (47.1)	973 (57.2)	1,413 (60.1)	1,721 (41.2)	7,640 (46.1)
	실업	31 (1.5)	81 (3.7)	18 (0.9)	9 (0.4)	8 (0.5)	10 (0.4)	4 (0.1)	159 (1.0)
	잠재실업	20 (1.0)	53 (2.5)	66 (3.2)	106 (5.0)	80 (4.7)	74 (3.2)	54 (1.3)	454 (2.7)
	순수비경황	1,631 (81.7)	709 (32.5)	1,082 (52.7)	1,002 (47.5)	641 (37.7)	854 (36.3)	2,400 (57.4)	8,317 (50.2)
	전 체	1,996 (100.0)	2,181 (100.0)	2,053 (100.0)	2,109 (100.0)	1,701 (100.0)	2,351 (100.0)	4,179 (100.0)	16,570 (100.0)
2002	취업	172 (10.5)	1,131 (58.3)	1,126 (57.5)	1,045 (48.6)	1,182 (58.2)	2,360 (63.0)	2,210 (39.5)	9,225 (48.4)
	실업	19 (1.2)	78 (4.0)	37 (1.9)	27 (1.3)	24 (1.2)	35 (0.9)	20 (0.4)	241 (1.3)
	잠재실업	6 (0.4)	11 (0.6)	11 (0.6)	24 (1.1)	19 (1.0)	35 (0.9)	42 (0.8)	149 (0.8)
	순수비경황	1,431 (87.9)	718 (37.0)	783 (40.0)	1,055 (49.0)	807 (39.7)	1,317 (35.2)	3,316 (59.3)	9,427 (49.5)
	전 체	1,628 (100.0)	1,939 (100.0)	1,957 (100.0)	2,151 (100.0)	2,032 (100.0)	3,747 (100.0)	5,588 (100.0)	19,042 (100.0)
증 감 수	취업	-143	-207	239	52	209	947	488	1,585
	실업	-12	-2	19	18	16	25	17	81
	잠재실업	-14	-42	-55	-82	-60	-40	-12	-305
	순수비경황	-200	10	-299	53	167	464	916	1,110
	전 체	-369	-242	-96	42	331	1,396	1,410	2,472

주 : ()은 구성비.

들의 일부가 취업으로 흡수되었지만 상당수는 더 이상 취업에의 미련을 버리고 비경제 활동인구로 정착하고 있는 것으로 판단할 수 있다. 취업욕구가 강한 20대의 증가는 소 폭에 불과하고 절대 다수를 차지하는 30대 이상 기혼여성의 노동시장 이탈이 이처럼 지속되고 있다면 여성인력 활용에 분명한 적신호가 아닐 수 없다.

〔그림 7〕 연령별 여성 유휴인력 구성 : 2002



3. 여성 노동력의 활용구조 변화

이쯤에서 경제활동참가율, 취업률, 실업률 등 노동력 지표들을 고용 상황 및 노동력 활용 정도의 측면에서 재구성할 필요가 있겠다. 크게 보면, 전체 15세 이상 인구(≡생산가능인구)는 노동시장에 진입하여 활용되고 있는 인력과 노동시장에 진입할 의사가 있으나 활용되고 있지 못한 인력, 그리고 노동시장에서 완전히 이탈하여 취업의사가 없는 인력 등 세 그룹으로 나누어진다. 각각은 고용률(또는 취업인구비율), 유휴화율, 이탈률(또는 휴면율)로 측정될 수 있을 것이다. <표 6>는 각각의 지표에 대한 정의와 계산식을 요약하고 있다. 이 가운데 고용률(employment-to-population ratio)은 비록 우리나라에서는 잘 알려져 있지 않지만 비경제활동인구가 많은 여성, 청년층, 고령자 등의 인력활용 상태를 포착하는 지표로 OECD, ILO 등 전 세계적으로 이미 통용되고 있는 대표적인 노동력 지표 가운데 하나이다.

이들 지표를 이용해 연령범주별 여성 유휴인력에 대한 논의로 돌아가 보자.

<표 7>은 1992년과 2002년의 고용률, 유휴화율, 이탈률을 성별로 나누어 제시하고 있다. 2002년 현재 여성인력의 48.4%만이 노동시장에서 활용되고 있고 나머지 51.6%는 활용되지 못하고 있다. 이 중 2.0%의 유휴인력은 일차적인 가용인력이라 할 수 있을 것이다. 남성인력의 72.2%가 활용되고 있음에 비추어 여성인력의 활용도는 매우 낮은 수준에 머물고 있다.

한편 1992년(3.7%)과 비교하면 여성 유휴인력이 크게 줄어들었음을 알 수 있다. 여

〈표 6〉 노동력 활용도를 나타내는 지표

지 표	정 의
고용률	- 생산가능인구 중 현재 노동시장에서 활용되고 있는 인구 비율 * 고용률 = 취업자 / 생산가능인구 × 100
유휴화율	- 생산가능인구 중 노동시장에 진입할 의사가 있으나 활용되고 있지 못한 인구 비율 * 유휴화율 = (완전실업+잠재실업) / 생산가능인구 × 100
이탈률	- 생산가능인구 중 노동시장에서 완전히 이탈하여 활용되고 있지 못한 인구 비율 * 이탈률 = 순수비경제활동인구 / 생산가능인구 × 100

주: 고용률, 유휴화율, 이탈률의 합은 100임.

성 유휴인력의 감소는 기본적으로 여성 취업이 늘어남에 따라 이들이 고용인구로 흡수된 데 기인한 것으로 볼 수 있다. 노동시장으로부터 이탈해 있는 여성비율(=이탈률)은 지난 10년 동안 크게 바뀌지 않았다. 여성인력의 활용도를 높이기 위해서는 상대적으로 더 많은 여성을 노동시장으로 유인하기 위한 적극적인 노력 없이는 불가능할 것처럼 보인다. 어떤 여성들이, 왜 노동시장에서 이탈해 있는지를 파악하기 위해서는 좀더 세부적인 구조를 들여다볼 필요가 있겠다.

[그림 8]과 [그림 9]는 고용률과 유휴화율의 연령별 구조를 도시하고 있다. 우선 고용률을 살펴보면, 남성의 경우 전 연령대에 걸쳐 고용률이 조금씩 하락한 데 반해 여성의 경우 20대 후반 여성의 고용률이 크게 상승하고 30대 이상의 기혼여성의 고용률이 근소하게 향상되었다. 한편 유휴화율을 보면, 남성은 고학력화의 영향으로 경제활동이 일정 기간 지연됨에 따라 기본 패턴이 우측으로 이동하고 20대 후반부터 전반적으로 상승한 것으로 나타난다. 그러나 여성의 경우 고령층을 제외한 전 연령대에서 유휴화율이 큰 폭으로 감소한 것으로 나타나고 있다. 20대 후반 연령대에서 고용률이 늘어난 것을 감안하면 30대 이상의 기혼여성은 원천적으로 취업을 포기하고 노동시장 밖에 머물고 있는 것으로 보인다.

<표 8>에서는 교육수준별로 여성인력 활용 정도를 보여주고 있다. 전문대졸 여성(63.5%)이 가장 높은 고용률을 보이고, 국졸 이하(32.4%)가 고용률이 가장 낮다. 국졸 이하 학력 소유자가 고용률이 낮은 것은 이들이 대부분 고연령층일 가능성이 높기 때문일 것이다. 전문대졸 여성까지는 학력수준이 높을수록 고용률이 증가하지만 대졸 이상 고학력자에서는 고용률이 전문대졸에 비해 8%포인트나 적은 55.3%에 머물고 있다(그림 10). 대졸자의 고용률이 전문대졸에 비해 낮은 것은 남성의 경우도 마찬가지이

〈표 7〉 연령범주별 노동력 활용 정도

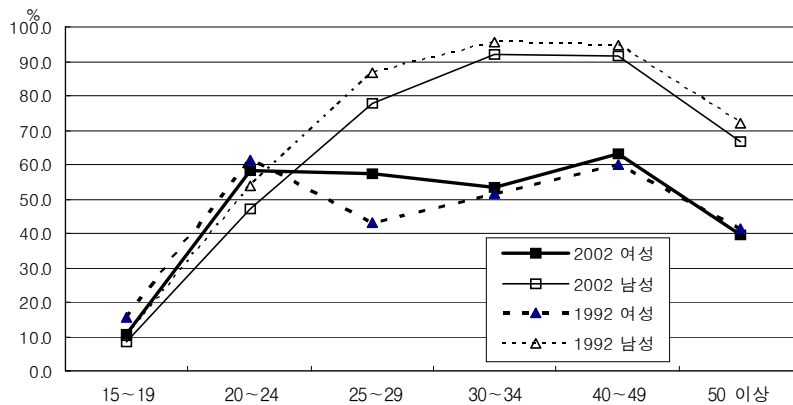
(단위 : %)

	2002			1992		
	고용률	유휴화율	이탈률	고용률	유휴화율	이탈률
<여성>	48.4	2.0	49.5	46.1	3.7	50.2
15-19	10.5	1.6	87.9	15.8	2.5	81.7
20-24	58.3	4.6	37.0	61.4	6.1	32.5
25-29	57.5	2.5	40.0	43.2	4.1	52.7
30-39	53.2	2.3	44.5	51.6	5.3	43.1
40-49	63.0	1.9	35.2	60.1	3.6	36.3
50+	39.5	1.1	59.3	41.2	1.4	57.4
<남성>	72.2	3.3	24.5	73.6	3.0	23.4
15-19	8.3	1.4	90.3	10.2	2.1	87.7
20-24	47.0	5.5	47.4	53.9	7.0	39.0
25-29	77.6	6.6	15.8	86.9	5.0	8.2
30-39	92.1	3.3	4.6	95.4	2.1	2.5
40-49	91.5	2.7	5.8	94.6	2.1	3.3
50+	66.6	2.4	31.1	72.0	2.2	25.9

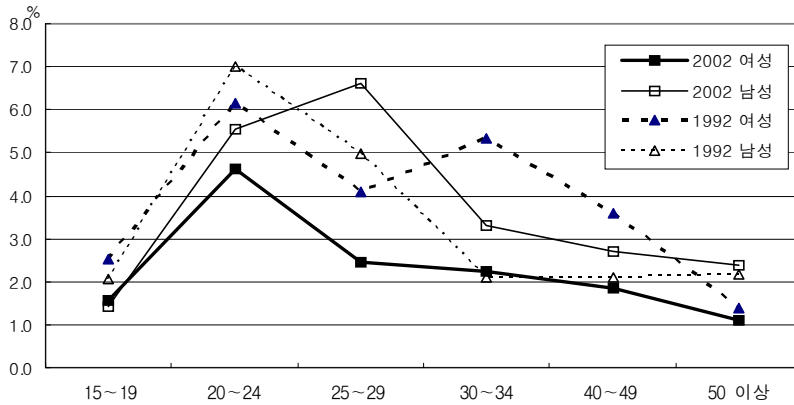
자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 1992년과 2002년 원자료.

나 격차 폭에서 여성의 경우가 훨씬 커 남성과 여성 간의 고용률 격차는 대졸 이상자에서 가장 크게 나타나고 있다. 더욱이 대졸 여성의 고용률은 10년 전보다도 오히려 낮아진 상태이다.

〔그림 8〕 고용률의 성별·연령별 구조



〔그림 9〕 유휴화율의 성별·연령별 구조



노동력의 유휴화 정도를 나타내는 유휴화율에서도 남녀 모두 전문대졸까지는 학력수준이 높을수록 유휴화율이 증가하지만 대졸 이상 고학력자에서는 유휴화율이 오히려 떨어지는 구조를 보이고 있다(그림 11). 10년 전과 비교하여 남성은 고졸자의 유휴화율만 거의 변동이 없고 나머지는 유휴화율이 전반적으로 높아진 것으로 나타난다. 그

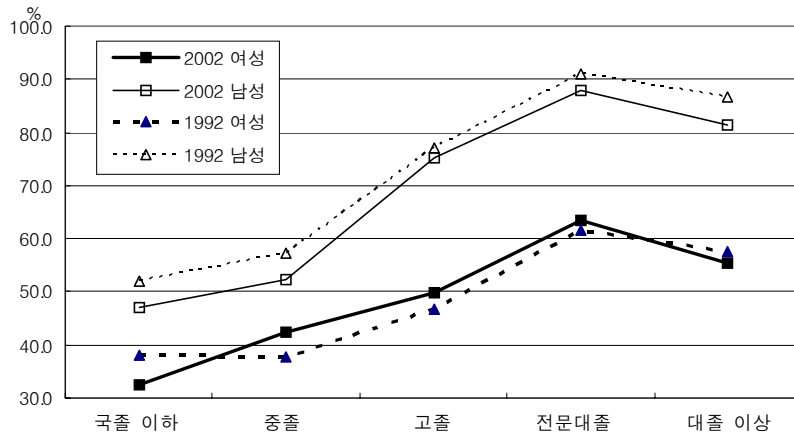
〈표 8〉 교육수준별 노동력 활용 정도

(단위 : %)

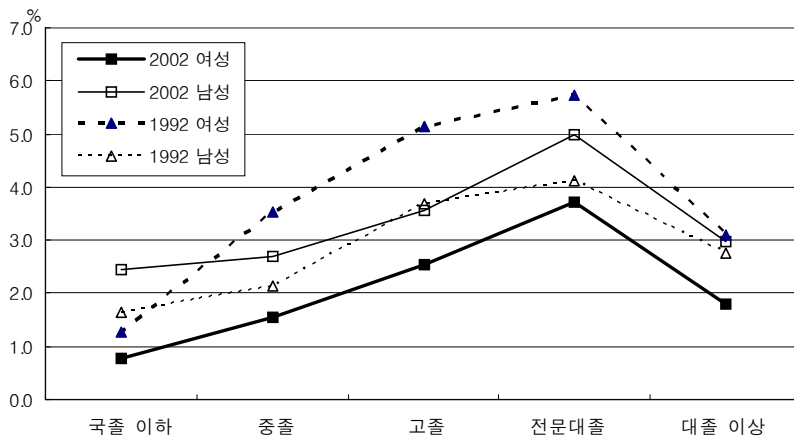
	1992			2002		
	고용률	유휴화율	이탈률	고용률	유휴화율	이탈률
<여성>	46.1	3.7	50.2	48.4	2.0	49.5
국졸이하	37.9	1.3	60.8	32.4	0.8	66.8
중 졸	37.9	3.5	58.6	42.5	1.5	56.0
고 졸	46.8	5.2	48.1	49.8	2.6	47.6
전문대졸	61.5	5.7	32.8	63.5	3.7	32.8
대졸이상	57.6	3.1	39.3	55.3	1.8	42.9
<남성>	73.6	3.0	23.4	72.2	3.3	24.5
국졸이하	52.0	1.6	46.4	47.0	2.5	50.6
중 졸	57.1	2.1	40.7	52.3	2.7	45.0
고 졸	77.2	3.7	19.1	75.2	3.6	21.2
전문대졸	91.1	4.1	4.7	88.0	5.0	7.0
대졸이상	86.6	2.8	10.6	81.3	3.0	15.7

자료 : 통계청, 『경제활동인구조사』, 1992년과 2002년 원자료.

[그림 10] 고용률의 성별·교육수준별 구조



[그림 11] 유희화율의 성별·교육수준별 구조



러나 여성의 경우 전 연령대에서 유희화율이 큰 폭으로 떨어졌음을 알 수 있다. 특히 대졸 이상 여성의 경우 고용률이 떨어졌음에도 불구하고 유희화율도 같이 떨어져 노동 시장에서 고학력 여성의 활용도가 낮아졌을 뿐만 아니라 이들의 활용 가능성도 더욱 낮아졌다.

전반적으로 고학력 여성의 유희화가 심각한 수준임을 확인할 수 있다. 고학력 여성이 노동시장 밖에 머물고 있는 것은 엄청난 국가적 자원의 낭비이며 손실이라는 측면에서 단순히 취업서비스나 취업여건을 소폭 개선함으로써 유인하는 이상으로 노동시장

에서 이탈해 있는 고학력 여성을 노동시장 안으로 끌어들이기 위한 적극적인 대책이 필요할 것이다.

IV. 맺음말

지금까지는 통상 사용되는 경제활동참가율, 취업률, 실업률 등의 노동력 지표들이 여성의 고용 상황 및 노동력 활용 정도의 측면을 정확히 보여주는 데 한계를 갖고 있다는 문제 의식하에 여러 방식으로 노동력 지표들을 검토하고 재구성을 시도하였다. 그리고 이들 지표를 이용해 여성노동력 구조의 주요 특징과 문제점들을 기술적으로 분석하였다. 이 글에서 제시하고 있는 노동력 지표들은 경제활동참가율 및 실업률에 의해서는 잘 드러나지 않는 측면의 현상과 문제점, 즉 여성 유휴인력 풀(pool)의 규모와 변화 추이를 포착하는 유용한 수단이 될 수 있음을 보여주고 있다.

그러나 이 글은 문제를 파악하는 데 그치고 있을 뿐 구체적인 원인 분석을 시도하지 못하고 있다. 이에 대해서는 유휴인력과 관련해 몇 가지 향후 분석 과제를 제시하는 것으로 대신하고자 한다.

첫째는 우리나라 여성 잠재실업자의 특성과 관련된 분석이 하나의 흐름이 될 것이다. 실망실업자를 비롯해 경계노동력에 포함되는 여성들은 어느 정도 노동시장에 결속되어 있는가? 실업자적 특성을 더 많이 갖고 있는가, 아니면 비경제활동인구적인 특성을 더 많이 갖고 있는가? 이러한 특성에 대한 분석이 결합되어야 비로소 잠재실업자의 분류가 독자적인 노동력 상태 중 하나의 분류로서 의미를 갖게 될 것이고 대상에 적합한 정책이 수립될 수 있을 것이다.

둘째는 노동시장에의 결속력이 약한 경계노동자에 포함되기 쉬운 여성에 관한 연구이다. 이에 대한 분석은 어떤 인구학적 그룹의 여성이, 그리고 어떤 조건하에서, 어떤 원인에 의해 노동시장에 진입하는 데 장애를 갖게 되는가 하는 것과 유사한 맥락이다. 이는 노동공급 분석과 함께 여성이 노동시장으로부터 이탈하려는 유인을 제거하는 데 유용한 정책적 함의를 제공할 것이다.

셋째는 잠재실업자를 포함하는 세부적인 노동력 상태간 이동에 주목하는 분석이 필요하다. 여성들은 남성과 비교하여 노동력 상태간 이동이 빈번하게 이루어지는가? 또한 여성의 경우 통상적인 방식대로 비경제활동→실업→취업의 경로를 거쳐 노동시장에 진입하거나 반대의 경로를 거쳐 노동시장에서 퇴출하지 않고 취업-실업-잠재실업-비

경할 간에 넘나드는 이동이 빈번한가? 이에 대한 분석은 여성고용정책의 범위가 전역적으로 이루어질 수 있는지의 가능성을 타진하는 것이기도 하다.

마지막으로 유휴인력에 대한 거시적 분석과 전망이 요구된다. 특히 여성의 노동공급은 노동시장의 긴박 정도와 매우 긴밀하게 결합되어 있다. 고령화 및 저출산력 시대를 맞아 여성 노동공급은 점점 더 인력정책의 핵심으로 부각되고 있지만, 지난 10년간의 유휴인력의 변화 추이는 여성인력의 일차적인 가용인력이 오히려 줄어들고 있음을 보여주어, 단순한 낙관론에 기대기보다는 과학적 분석 틀에 입각하여 유휴인력의 개념을 포함하는 중장기적인 공급 전망이 이루어질 필요가 있을 것이다.

참고 문헌

- 정진호, 「잠재실업에 관한 연구 - 한국 비농부문을 중심으로」, 한국노동경제학회, 『노동경제논집』 9권, (1986) pp.147-158.
- 정진화, 「제조업 인력부족현황과 여성인력 활용방안」, 산업연구원, 1991. 2
- 조우현·강창희, 「유휴인력과 인력난 병존의 경제분석」, 한국노동경제학회, 『노동경제논집』 19권 1호, (1996) pp.151-178.
- 최강식·정진화, 『여성 잠재인력의 활용방안』, 한국노동연구원, 1997.
- Australian Council of Social Service. "Hidden Unemployment in Australia." ACOSS Paper 131, November 2003.
- Bregger, John E., & Haugen, Steven E. "BLS Introduces New Range of Alternative Unemployment Measures." *Monthly Labor Review* 118(10) (Oct. 1995).
- Castillo, Monica D. "Persons Outside the Labor Force Who Want a Job." *Monthly Labor Review* (July 1998) pp.34-42.
- Clark, K., & L. H. Summers. "Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration." *Brookings Papers on Economic Activity* 1, (1979) pp.13-60.
- Flaim, P. O. "Discouraged Workers: How Strong are Their Links to the Job Market?." *Monthly Labor Review* 107 (8), (1984) pp. 8-11.
- Gray, M., Heath, A., & Hunter, B. "An Exploration of Marginal Attachment to

- the Australian Labour Market.” *Research Discussion Paper*. AIFS, RBA, ANU. (2002).
- Green, A. E. “Insights into Unemployment and Non-employment in Europe using Alternative Measures”. *Regional Studies* 33(5) (Jul 1999), Cambridge, p.453(12 pages).
- Greenwood, M. J., & U. Kohli. “Exact Unemployment Rate Indices.” *Contemporary Economic Policy* 21(2) (Apr. 2003), Huntington Beach, pp.218-226.
- Gunderson, Morley. “Probit and Logit Estimates of Labor Force Participation.” *Industrial Relations* 19(2) (Spring 1980), Berkeley, p.216.
- Hall, R. E. “Why Is the Unemployment Rate So High at Full Employment?” *Brookings Papers on Economic Activity*. (1970) pp.369-402.
- Humphrey, D. “Alleged ‘Additional Workers’ in the Measurement of Unemployment.” *Journal of Political Economy* 48, (1940) p.412. p.419.
- Jones, S. R. G., & W. C. Riddell. “The Measurement of Unemployment: an Empirical Approach.” *Econometrica* 67(1), (1999) p.147. p.162.
- _____(2000), “The Dynamics of US Labor Force Attachment.” *Preliminary Paper*. (September 2000).
- Kodrzycki, Y. K. “Discouraged and other Marginally Attached Workers: Evidence on Their Role in the Labor Market.” *New England Economic Review* (May/Jun 2000) p.35.
- Long C. D. “The Labor Force under Changing Income and Employment.” *Princeton University Press*. Princeton. (1958).
- McConnell, C. R., & Brue, S. *Contemporary Labor Economics*. 3rd edn, New York: McGraw-Hill, (1992).
- Norwood, J. L., & J. M. Tanur. “Measuring Unemployment in the Nineties.” *Public Opinion Quarterly* 58, (Summer 1994) p.2.
- Sutherland, J. “Further Reflections on Hidden Unemployment: an Examination of the Off-flows from the Claimant Count in the North West of England.” *Regional Studies* 33, (1999) pp.465-76.
- Woytinsky, W. S. “Additional Workers and the Volume of Unemployment.” Committee on Social Security of the Social Science Research Council, Washington, Pamphlet Series No 1.

**Indices of Labor Force Utilization :
An Application to a Study on Female Idle Labor Force**

Hwang, Soo Kyeong

Participation rate and unemployment rate are most popular and representative indices showing the situation of labor supply and labor force utilization in a country. Those indices, however, have limits to picture the exact structure of labor supply especially for the vulnerable workforce groups such as women, young people, and the aged. On the basis, this paper examines the limits of unemployment rate in various ways and tries to construct new indices including the employment-to-population ratio, the idle workforce rate, and the recessed workforce rate. This paper also demonstrates that these new indices are able to capture a structural blind spot on female labor force utilization which cannot find using the traditional indices.

Key words : labor force indices, definition of unemployment, idle labor force, attachment to the labor market, hidden unemployment, discouraged workers, marginally attached workers

자력의 실태와 노동시장 성과*

이병희**

본 연구는 자력의 실태와 노동시장 성과를 분석하였다. 1990년대 들어 자력 취득자가 크게 증가하고 있음에도 불구하고, 자력이 취업에는 도움을 주지만, 유의한 임금 증대 효과를 갖지는 못하는 것으로 나타났다. 이는 자력제도가 최근의 기술변화 및 노동시장의 수요를 충분히 반영하지 못하고 있으며, 또한 근로자의 지속적인 능력개발을 유도하는 현장형 자력으로서의 기능이 미약하다는 점을 시사한다. 평생능력개발을 촉진하고 능력 중심 사회를 구현하기 위해서는 자력의 현장성을 강화하여 활용도를 높여 나가야 할 것이다.

핵심용어 : 자력, 신학기제, 임금프리미엄, 노동이동

I. 머리말

인적자원의 가치를 알리는 지표로서의 자력은 근로자가 보유하는 능력에 대한 정보 획득비용을 낮추어 구인자와 구직자의 일치(match)를 촉진하여 노동시장의 효율적인 작동을 지원할 수 있다. 또한 노동이동에 따른 직장 전환비용을 최소화하여 노동시장의 유연성과 함께 안정성을 조화하는 데 기여할 수 있을 것이다. 나아가 특정 직무 수행에 필요한 능력의 표준을 제시함으로써 근로자의 경력개발을 촉진하고 교육훈련과 노동시장의 연계를 촉진할 수 있을 것이다.

투고일 : 2003년 10월 28일, 심사의뢰일 : 11월 10일, 심사완료일 : 11월 20일

* 유익한 논평과 함께 여러 연구주제를 제기한 익명의 논평자들에게 감사드린다.

** 한국노동연구원 연구위원(lbh@kli.re.kr)

인적자원에 관한 정보의 필요성은 언제나 강조됨에도 불구하고 그동안 자격제도에 대한 연구나 정책적 관심은 미미하였던 것이 사실이다. 이는 과거 압축적인 경제성장 과정에서 교육훈련기관 등의 공급자에 의한 신호기제가 주로 통용되어 왔기 때문이다.

그러나 주요한 신호기제로 기능하였던 학력의 역할이 최근 약화되고 있다고 지적된다. 급격한 고학력화 추세에 따라 학력의 개인능력 변별 기능은 크게 약화되어 대졸 청년의 실업 문제가 사회적인 현안으로 대두되고 있다. 또한 정형화된 지식·기능의 전수에 치중한 학교교육과 급격하게 변화하는 노동시장 간의 괴리는 커지고 있다. 뿐만 아니라 12~16년간의 정규 교육경력만으로는 40여 년에 걸친 근로생애에 필요한 직업능력을 충분히 확보하지 못하는 상황이 진행되고 있다.

한편 경제위기 이후 노동시장의 급격한 변화에 따라 자격에 대한 관심이 증가하고 있다. 경제개발연대에 유지되어 오던 평생고용 신화가 무너지고 실업 위험과 노동 이동성이 증대하고 있다. 대기업의 채용 관행 또한 신규 졸업자 중심으로부터 경력 근로자로 바뀌고 있으며, 고용관계의 외부화·다양화 추세가 확산되고 있다. 이처럼 근로자의 유동성이 증가함에 따라 개인이 보유하고 있는 능력에 대한 정확한 신호의 필요성이 증가하고 있는 것이다.

우리나라의 가장 대표적인 자격이라 할 수 있는 국가기술자격은 1973년 말 법 제정 이후 30여 년 동안 자격취득자가 연인원 23백만 명에 이르고 있다. 뿐만 아니라 의료법, 공인회계사법 등 개별 법령에 의한 국가자격이 2001년 기준으로 114개 종목에 이르며, 민간이 운영하는 약 600여 개의 종목 등 자격제도는 외연적으로 크게 확대되어 왔다. 그러나 그동안 자격제도는 인적자원의 신호 기능과 능력개발의 촉진 기능을 제대로 수행하지 못한 것으로 지적되어 왔다(강순희 외, 2002). 이는 무엇보다 자격과 일(산업현장)의 괴리를 좁히지 못하였기 때문으로 평가된다.

본 연구는 그동안 경험을 통해 지적되어 왔던 문제점에 대해 이용 가능한 자료들을 최대한 활용하여 실증적으로 밝히고자 한다. 자격의 실태와 노동시장에서의 성과에 대한 분석을 통해 자격이 학생과 취업 준비자를 대상으로 한 입직형 자격으로 주로 활용되어 왔으며, 재직근로자의 능력개발을 촉진하는 현장중심적 자격으로서의 기능은 극히 미흡하였음을 밝힌다. 또한 자격은 취업에는 도움이 되지만 유의하게 임금을 증대하는 효과는 가지지 못하여 자격의 활용도가 크게 낮다는 점을 보임으로써, 자격제도가 최근의 기술변화와 노동시장의 수요를 제대로 반영하지 못하고 있음을 지적한다. 그럼에도 불구하고 노동이동의 증대에 대응하여 자격의 통용성을 높일 수 있는 가능성을 제기하고자 한다.

II. 분석 자료

자력에 대한 실증적인 연구가 진전되지 못한 것은 신뢰성 있는 자료가 구비되어 있지 않았기 때문이다. 본 연구는 제한적이거나 이용 가능한 자료들을 최대한 활용하여 자력의 실태와 노동시장 성과를 분석하고자 한다. 본 연구에서 분석한 자료는 크게 세 가지이다.

첫째, 누가 자력을 취득하는지를 살펴보기 위하여 한국노동연구원이 2002년 10~11월에 조사한 「자력증 취득자 실태조사」를 이용하였다. 이 조사는 최근 5년 이내에 국가기술자격을 취득한 자 및 대한상공회의소가 관리·운영하는 공인민간자력 취득자를 추적하여 이루어졌다. 조사 표본은 한국산업인력공단과 대한상공회의소 국가기술자격 취득자 DB에서 자격 분야, 지역 등을 고려하여 비례할당추출법을 통해 추출하였다. 최종적으로 조사가 이루어진 표본은 5,124명이며, 자력의 복수 취득에 따라 13,520개 자력증에 대해 조사가 이루어졌다. 그러나 공인민간자력 취득자에 대해서는 대한상공회의소가 관리·운영하는 자력 종목에 대해서만 조사가 이루어졌기 때문에, 이하에서는 국가기술자격 취득자 4,684명에 대해서만 자력 취득실태를 분석하기로 한다.

둘째, 자력의 보유실태를 살펴보기 위해 노동부의 「임금구조기본조사」를 이용하였다. 상용근로자 5인 이상 사업체에 종사하는 근로자의 임금, 근로시간 등을 파악하기 위해 매년 실시되는 「임금구조기본조사」에는 자력의 보유 여부 및 자력증의 등급을 묻고 있다. 특히 2002년에는 처음으로 국가기술자력의 5등급뿐만 아니라 기타 국가자력, 민간 자력의 보유 여부도 조사하여, 자력 운영주체별로 자력의 보유 및 성과를 분석할 수 있는 기초 자료를 제공하고 있다¹⁾.

1) 「임금구조기본조사」는 자력 보유실태를 분석하는 데 다음과 같은 한계를 가지고 있다. 첫째, 「임금구조기본조사」는 전체 임금근로자의 자력 보유 현황을 대표하지는 않는다. 2002년 「임금구조기본조사」의 임금근로자수는 6,437천 명으로, 조사 시점인 2002년 6월 「경제활동인구조사」(통계청)의 전체 임금근로자 14,308천 명의 45.0%에 해당한다. 이는 「임금구조기본조사」가 민간 부문 5인 이상 사업체의 상용근로자만을 조사 대상으로 하고 있기 때문이다. 둘째, 자력의 종류를 구체적으로 조사하지 않으므로, 보유하고 있다고 응답한 자력이 실제 직무에 활용되지 않는 경우가 있을 수 있다. 셋째, 자력증을 2개 이상 보유하고 있는 경우에도 하나의 자력을 보유하고 있는 것으로 조사된다. 이러한 한계에도 불구하고 「임금구조기본조사」는 근로자의 특성과 사업체 특성별로 자력의 보유실태를 파악할 수 있는 가장 대규모의 자료이다.

셋째, 자격이 취업과 임금에 미치는 효과를 분석하기 위하여 한국노동연구원이 조사하는 「한국노동패널」을 이용하였다. 현 시점에서 이용 가능한 5차 년도까지의 조사 가운데 자격에 대해서는 2차 년도, 4차 년도, 5차 년도에만 조사가 이루어졌다. 2차 년도에는 조사 시점 현재의 자격보유 여부와 자격 취득 시기를 조사하고 있으며, 4차 년도에는 1999년 이후에 취득한 자격 유무 및 자격 취득 시기를 조사하고, 5차 년도에는 4차 년도 이후에 취득한 자격 유무 및 자격 취득 시기를 조사하고 있다. 본 연구에서는 1~5차 년도 자료를 결합하여 분석하였다. 분석 과정에서 직업자격이라고 보기 어려운 운전면허, 운동·교양 관련 자격 등을 제외하여 자격증 보유 여부를 판별하였다. 최종적으로 2차 년도의 자격 보유 응답 및 4~5차 년도의 자격 취득 응답을 누계하여, 2002년도 조사 시점에서의 자격 보유 현황을 집계하였다.

III. 선행 연구

자격의 노동시장 성과는 다양하게 나타날 수 있다. 개인적 차원에서는 인적자원의 가치를 노동시장에 제대로 전달함으로써 취업에 기여하고 구인-구직의 일치도(job match)를 개선하여 직무 만족도를 높이며, 능력개발을 촉진하여 임금과 고용의 질을 높일 수 있다. 또한 기업 차원에서는 모집·채용·훈련 비용을 절감하며, 인력의 효율적인 배치와 활용을 통해 생산성을 높일 수 있다. 사회 전체적인 차원에서는 노동력의 효율적인 이동과 배분을 달성할 수 있다.

자격의 노동시장 성과에 대한 국내 연구는 많지 않은데, 주로 개인적 차원에서 경제적 효과를 분석하였다. 이동임·김덕기(2001)는 「한국노동패널」 2차 년도 자료(1999년)를 이용하여 자격이 취업과 임금에 긍정적으로 기여함을 밝히고 있다. 즉 자격 보유자는 취업할 확률이 높으며, 자격을 보유한 임금근로자의 경우 직무 만족도가 유의하게 높게 나타난다. 또한 선택편의를 조정하고서도 자격 보유가 유의하게 임금을 증가하는 효과를 가지고 있음을 보이고 있다. 그러나 선택편의 교정 모형의 1단계인 프로빗 추정에서 임금근로자가 될 확률을 종속변수로 하여 추정함으로써 자격 보유 여부의 처리 효과(treatment effect)를 제대로 고려하지 않았을 가능성이 높다.

김우영(2002)은 「청년패널」 1차 년도 자료(2001년)를 이용하여 취업 준비와 관련된 학력, 훈련, 아르바이트, 자격의 노동시장 성과를 분석하고 있다. 분석 결과는 자격증이 취업에는 도움을 주나 임금상승 효과는 없는 것으로 나타난다. 즉 자격증 수가 많

을수록 취업확률이 높으며 졸업 후 첫 직장까지 걸린 미취업 기간을 단축하지만, 임금에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다.

김안국·강순희(2003)는 한국노동패널 1~4차년도(1998~2001년) 자료를 이용하여 자격이 취업에는 유의한 양의 영향을 미치는 반면 임금효과는 유의하지 않은 추정결과를 제시하고 있다. 그러나 자격을 취득하는 과정에서 능력개발을 통해 인적자원의 질을 높일 수 있다는 점에 비추어, 당해 연도 자격의 취득 여부만으로 자격의 임금효과를 평가하는 것은 무리라고 생각된다.

한편 사업체 차원에서의 경제적 효과를 분석한 연구는 거의 이루어지지 않았다. 이동임·김덕기(2001)는 설문조사를 통해 외부노동시장이 발달한 분야에서 자격의 활용도가 높으며, 자격이 근로자의 업무능력 향상에 다소 기여하고 있음을 밝히고 있다. 반면 강순희 외(2002)는 한국노동연구원이 조사한 2002년 「사업체 패널조사」를 이용하여 기업의 자격 활용도가 낮고, 자격 보유자의 직무수행능력에 대한 기업의 평가가 낮으며, 자격증 취득으로 획득한 직업능력과 현장에서 필요로 하는 직업능력 간에 차이가 크다고 밝히고 있다. 그러나 이러한 연구들은 서술적인 분석에 그치고 있다.

본 연구에서는 자격이 개별 근로자에게 어떠한 효과를 가져오는가를 분석하고자 한다. 이 때 자격의 경제적 성과로는 취업과 취업의 질, 임금, 노동이동 등으로 나누어 살펴볼 것이다. 자격의 성과를 종합적으로 이해하기 위해서는 기업의 자격 활용 실태와 그 평가를 조사한 사업체 단위의 자료가 필요하지만, 이용할 수 있는 자료의 한계 때문에 분석하지 못하였음을 밝힌다.

IV. 자격의 실태

1. 자격의 취득 실태

<표 1>에서 국가기술자격 취득시의 연령을 보면, 20대와 10대가 각각 조사 대상자의 47.0%, 36.5%를 차지하여 노동시장 진입을 준비하는 젊은 계층이 주로 자격을 취득하는 것으로 나타난다. 이는 자격 취득시의 신분을 보아도 뚜렷이 확인된다. 국가기술자격 취득 당시 학생이 조사 대상자의 51.7%, 학교를 졸업한 취업 준비자가 7.4%로 나타나, 노동시장 진입을 위해 자격을 취득하는 경우가 압도적으로 많다. 한편 자격 취득 당시 취업자였던 경우는 29.3%이며, 그 대부분은 상용직 근로자로 조사되었

〈표 1〉 국가기술자격 취득시 인적 특성

(단위: 개, %)

			표본수	비중
자격 취득시 연령	10대		3,796	(36.5)
	20대		4,886	(47.0)
	30대		1,257	(12.1)
	40대 이상		466	(4.5)
자격 취득시 신분	임금근로자	상용직	2,683	(25.7)
		임시직	144	(1.4)
		일용직	56	(0.5)
	비임금근로자		178	(1.7)
	실직자		824	(7.9)
	학교 졸업후 미취업자		776	(7.4)
	학생		5,407	(51.7)
	기타		388	(3.7)
전 체			10,456	(100.0)

자료: 한국노동연구원, 「자격증 취득자 실태조사」, 2002.

다. 그리고 실직 상태에서 자격을 취득한 경우는 7.9%로 조사되었다. 이러한 조사 결과는 국가기술자격이 취업을 목적으로 학생들이 취득하는 입직형 자격으로 주로 활용되고 있는 반면, 근로자의 지속적인 능력개발을 유도하는 현장형 자격으로서의 기능은 적음을 보여준다.

입직형 자격으로서의 성격은 <표 2>의 자격 취득 목적을 조사한 결과에서도 뚜렷하게 나타난다. ‘취업을 위해’ 국가기술자격을 취득한 경우가 조사 대상자의 절반 이상인 54.9%를 차지한다. 반면 ‘자기개발’을 위한 자격 취득 응답이 25.6%, ‘현재의 직무를 잘 수행하기 위해’ 자격을 취득한 경우는 11.4%로서 자격이 근로자의 능력개발을 유도하는 기능이 낮은 것으로 나타나며, ‘창업’ 또는 ‘전직’을 위한 자격 취득은 3.7%에 불과하다.

자격 취득 당시의 신분별로 보면, 학생과 취업 준비자가 취업을 목적으로 자격증을 취득한 비중이 압도적으로 높으며, 임금 또는 비임금근로자로서 취업 상태에 있을 때는 상대적으로 현재의 직무를 잘 수행하기 위해서라는 응답 비중이 높다. 실직 상태에 있을 경우에는 재취업을 위해 자격을 취득하는 비중이 높다. 한편 창업 목적의 자격

〈표 2〉 국가기술자력의 취득 목적

(단위 : 개, %)

		취업	직무 수행	승진	자기 계발	창업	전직	기타	전 체	검정 통계량
자격 취득시 신분	임금 근로자	837 (29.1)	991 (34.5)	108 (3.8)	728 (25.3)	68 (2.4)	116 (4.0)	26 (0.9)	2,874 (100.0)	$\chi^2=$ 3624.63 p=0.000
	비임금 근로자	32 (18.0)	71 (39.9)	0 (0.0)	47 (26.4)	18 (10.1)	2 (1.1)	8 (4.5)	178 (100.0)	
	실직자	591 (71.8)	16 (1.9)	2 (0.2)	127 (15.4)	41 (5.0)	42 (5.1)	4 (0.5)	823 (100.0)	
	학교졸업후 미취업자	608 (78.4)	10 (1.3)	0 (0.0)	113 (14.6)	21 (2.7)	8 (1.0)	16 (2.1)	776 (100.0)	
	학생	3,479 (4.5)	86 (1.6)	16 (0.3)	1514 (28.1)	26 (0.5)	6 (0.1)	266 (4.9)	5,393 (100.0)	
	기타	180 (46.6)	15 (3.9)	0 (0.0)	144 (37.3)	36 (9.3)	3 (0.8)	8 (2.1)	386 (100.0)	
자격 등급	기술사	34 (23.1)	49 (33.3)	8 (5.4)	48 (32.7)	6 (4.1)	2 (1.4)	0 (0.0)	147 (100.0)	$\chi^2=$ 582.66 p=0.000
	기능장	36 (35.3)	31 (30.4)	2 (2.0)	27 (26.5)	5 (4.9)	1 (1.0)	0 (0.0)	102 (100.0)	
	기사	1,182 (59.3)	331 (16.6)	45 (2.3)	382 (19.2)	3 (0.2)	39 (2.0)	12 (0.6)	1,994 (100.0)	
	산업기사	989 (65.5)	125 (8.3)	25 (1.7)	339 (22.5)	6 (0.4)	17 (1.1)	9 (0.6)	1,510 (100.0)	
	기능사	3,453 (52.2)	641 (9.7)	45 (0.7)	1,861 (28.2)	189 (2.9)	115 (1.7)	305 (4.6)	6,609 (100.0)	

자료: 한국노동연구원, 「자격증 취득자 실태조사」, 2002

취득은 상대적으로 비임금근로자와 실직자에게서 높으며, 전직을 위한 자격 취득은 실직자와 임금근로자에게 상대적으로 높게 나타난다.

국가기술자력의 등급별로 보면, 기능사와 산업기사, 기사 자격 취득자는 취업을 목적으로 한 경우가 가장 많다. 이는 기사 이하의 자격 응시 요건이 학력수준과 대응되도록 설계되어 있기 때문에 학생들이 취업을 목적으로 자격을 취득한 경우가 많다는 점을 반영한 것으로 보인다. 기능사 자격의 취득 목적 가운데 자기계발이라는 응답 비중이 상대적으로 높은 것은 직업과 그다지 관련 없이 능력을 인정받기 위해 자격을 취득하는 경우가 많기 때문인 것으로 보인다²⁾. 한편 기술사와 기능장 자격의 경우에는

현 직무수행능력의 향상과 자기계발을 위해 자격을 취득하는 응답이 과반수를 상회하고 있다.

2. 자격의 보유 실태

<표 3>에서 2002년 6월 현재 상용근로자 5인 이상 사업체에 종사하는 임금근로자의 27.2%가 자격을 보유하고 있는 것으로 나타난다³⁾. 국가적 차원에서 자격제도의 개혁을 추진한 영국에서도 2001년 3월 현재 국가기술자격의 보유자가 노동력의 12% 수준(강순희 외, 2002: 51)이라는 사실에 비추어 우리나라 근로자의 자격 보유율은 상대적으로 높은 수준인 것으로 보인다.

자격의 운영주체별로 보면⁴⁾, 국가기술자격의 보유자가 11.7%, 기타 국가자격의 보유자가 13.5%, 민간자격의 보유자가 2.0%를 차지하고 있다. 기타 국가자격 보유자의 비중이 높은 것은 주로 보건·복지, 건설·교통, 교육·문화 등 특정 직업 종사자의 자격증 보유에 기인한다. 한편 민간자격 보유자가 낮게 나타나는 것은 민간자격이 활성화되지 않았고 민간단체가 영리 중심으로 자격을 운영하여 공신력이 아직 낮기 때문인 것으로 보인다. 국가기술자격을 등급별로 보면, 기능사가 가장 많고, 기사, 산업기사 순으로 나타나고 있다⁵⁾.

자격 보유율의 추이를 제시한 [그림 1]을 보면⁶⁾, 1990년대 들어 자격을 보유한 근

-
- 2) 자격 취득시 신분으로 나누어 보면, 자기계발을 위한 기능사 자격 취득 경향은 학생과 주부, 군인에서 뚜렷이 나타난다.
 - 3) 「한국노동패널」에서 15세 이상의 전체 조사 대상자의 자격 보유율은 14.6%이며, 직업자격과 관련 없는 자격을 응답한 경우까지 포함하면 18.6%가 자격을 보유한 것으로 나타난다. 한편 「임금구조기본조사」와 동일하게 상용 5인 이상 임금근로자를 대상으로 할 경우 「한국노동패널」에서 2002년 조사 시점의 자격 보유율은 21.7%, 직업자격과 관련 없는 자격을 응답한 경우까지 포함하면 27.7%로 분석되어, 「임금구조기본조사」의 자격 보유율 27.2%와 근사한 수준을 보인다.
 - 4) 자격의 운영주체별로 크게 국가자격과 민간자격으로 분류할 수 있다. 국가자격은 국가가 법률에 의하여 부여하는 자격으로서, 국가기술자격법에 의한 국가기술자격과 개별 법령에 의한 국가자격으로 분류된다. 그리고 민간자격은 자격기본법에 근거한 공인민간자격과 민간단체가 임의로 부여하는 순수민간자격으로 구분되며, 순수민간자격은 다시 사내자격과 기타 민간자격으로 나누어진다. 기업이 운영하는 사내자격에는 노동부 인정 사내자격과 기타 사내자격이 있다.
 - 5) 이는 국가기술자격의 취득자가 기능사, 산업기사, 기사 순으로 분포되고 있는 국가기술자격 취득자 통계와는 다른 결과이다. 1999년에 국가기술자격의 등급체계를 8등급에서 5등급으로 단순화하면서 기사2급·다기능기술사·기능사1급이 산업기사로 통합되었지만, 「임금구조기본조사」의 응답 과정에서 산업기사 대신 기사로 잘못 기재한 응답이 많기 때문으로 보인다.
 - 6) 「임금구조기본조사」는 조사 대상을 1999년부터 상용근로자 5인 이상 사업장으로 확대하였으나, 자격 보유율의 추이를 살펴보기 위해 본 연구에서는 상용근로자 10인 이상 사업장에 종사한 근로

〈표 3〉 임금근로자의 자격 보유 현황 : 상용근로자 5인 이상

(자료 : 천명, %)

		규 모	비 중
국가기술자격	기술사	38	(0.6)
	기능장	12	(0.2)
	기사	236	(3.7)
	산업기사	105	(1.6)
	기능사	359	(5.6)
	소계	751	(11.7)
기타 국가자격		872	(13.5)
민간자격		129	(2.0)
자격증을 소지 않음		4,686	(72.8)
전 체		6,438	(100.0)

자료 : 노동부, 「임금구조기본조사」 원자료, 2002.

로자가 크게 증가하였다. 상용근로자 10인 이상 사업장에 종사하는 임금근로자 가운데 자격 보유자가 차지하는 비중은 1980년 13.4%에서 1990년 15.4%로 별로 변동이 없다가 1990년대에 급격하게 증가하였으며 2002년 현재 26.9%에 이르고 있다.

1990년대에 자격을 보유한 근로자가 증가한 것은 국가기술자격 보유자만이 아니라 국가기술자격 이외의 자격⁷⁾을 소지한 근로자 모두 증가하였다. 또한 고등교육의 대중화에 따라 대졸 청년층의 자격 취득이 늘어난 것도 한 요인이다⁸⁾. 그 외에도 경제위기 이후 근로자의 고용 안정성이 약화되고 노동이동이 증대한 것도 자격 취득자가 늘어난 이유로 보인다.

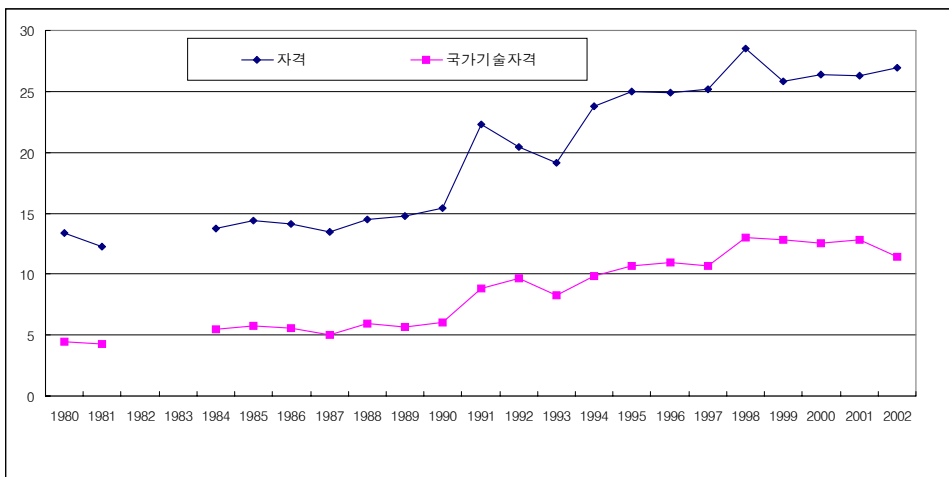
<표 4>에는 2002년 현재 인적 특성별로 자격 보유 현황이 제시되어 있다. 성별로 보면, 남성이 여성에 비해 자격증 보유율이 높다. 자격 운영주체별로 보면, 국가기술자격에서 성별 격차가 큰 것으로 나타나는데, 이는 제조업 남성 근로자를 중심으로 국가기술자격이 운영되어 왔기 때문일 것이다.

자료 국한하였다. 한편 1982년과 1983년에는 근로자의 자격 보유 여부를 조사하지 않았다.

- 7) 「임금구조기본조사」에서는 2001년까지 국가기술자격 이외의 자격을 ‘기타 공인 면허자격’으로 분류하고 있으며, 2002년에는 ‘기타 국가자격’과 ‘민간자격’으로 구분하였다.
- 8) 별도로 제시하지는 않았지만, 학력별 자격 보유율의 추이를 보면, 1980년대에는 중졸 이하 저학력 근로자의 자격 보유율이 늘어났지만, 1990년대 이후에는 고학력자의 자격 보유가 크게 증가한다.

(그림 1) 자격 보유율 추이 : 상용근로자 10인 이상

(단위 : %)



자료: 노동부, 「임금구조기본조사」 원자료, 각년도

학력별로는 대체로 학력이 높을수록 자격 보유율이 높은 것으로 나타난다. 고등 직업교육기관인 전문대 졸업자의 자격 보유율이 가장 높으며, 4년제 대학 졸업자, 고졸자의 순으로 나타난다. 우리나라의 자격제도가 직업훈련 과정을 마치면 부여하는 이수형 자격이 아니라 별도의 자격시험을 거쳐 합격자에게 부여하는 검정형 자격을 채택하고 있다는 점에 비추어 보면, 학력이 높을수록 자격 보유율이 높게 나타나는 현상은 고학력자의 학습능력이 상대적으로 높은 것을 반영하는 것일 수 있다. 그러나 다른 한편으로는 자격의 등급별 응시 요건이 학력 위주로 설정되어 있고 직무수행능력보다는 교과과정 위주로 출제 기준을 작성하는 데 기인할 수도 있다.

연령별로는 50대 이상의 중장년층을 제외하고 자격 보유율에서 큰 차이를 보이지 않는다. 이러한 현상은 근속이나 직종경력이 늘어나도 자격 보유율은 그다지 차이를 보이지 않는다. 이는 저근속·저경력·젊은 층이 자격을 더 많이 취득하는 추세를 반영한다. 그러나 다른 한편으로 현재의 자격제도가 노동시장에 신규로 진입하기 위해 취득하는 입직형 자격의 성격이 강하며, 근로자의 계속 능력개발을 유인하는 수단으로 그다지 기능하지 못한 데에도 기인하는 것으로 보인다. 국가기술자격의 수준별 등급을 보더라도, 연령·근속·경력의 증가에 따른 자격수준의 향상은 뚜렷이 나타나지 않는다.

〈표 4〉 인적 특성별 자격증 보유 현황 : 상용근로자 5인 이상

(자료 : %, 천명)

		자격 보유율	국가기술자격						기타 국가 자격	민간 자격	근로자수
			기술사	기능장	기사	산업 기사	기능사				
전 체		27.2	11.7	0.6	0.2	3.7	1.6	5.6	13.5	2.0	6,438
성	남자	30.5	15.1	0.8	0.2	4.8	2.1	7.1	13.2	2.2	4,483
	여자	19.7	3.7	0.1	0.1	1.1	0.5	2.0	14.4	1.7	1,955
연령	30세 미만	27.9	12.4	0.2	0.2	3.2	1.8	7.0	13.4	2.1	1,958
	30대	28.7	14.0	0.6	0.2	5.0	2.1	6.1	12.3	2.4	2,148
	40대	27.7	10.7	1.0	0.2	3.6	1.3	4.5	15.2	1.9	1,492
	50세 이상	21.0	5.8	0.7	0.1	1.7	0.7	2.5	14.3	1.0	840
학력	중졸 이하	19.2	3.4	0.1	0.1	0.3	0.2	2.9	15.0	0.8	755
	고졸	24.0	9.9	0.3	0.2	1.1	0.7	7.6	12.4	1.7	2,868
	전문대졸	37.6	18.4	0.6	0.3	5.5	3.9	8.1	16.7	2.5	995
	대졸	29.7	14.5	1.0	0.2	8.4	2.6	2.3	12.8	2.5	1,553
	대학원 이상	30.5	12.1	2.7	0.1	6.5	1.9	0.9	14.1	4.3	267
근속	1년 미만	28.4	11.5	0.5	0.2	3.5	1.8	5.5	15.1	1.8	1,474
	1~2년	26.6	10.8	0.4	0.2	3.3	1.7	5.2	13.9	1.9	1,731
	3~4년	26.9	11.2	0.6	0.2	3.6	1.5	5.4	13.9	1.8	697
	5~9년	26.9	12.6	0.7	0.2	4.1	1.7	5.8	12.4	1.9	1,248
	10년 이상	27.1	12.3	0.8	0.2	3.8	1.4	6.2	12.2	2.5	1,288
경력	1년미만	24.7	9.2	0.2	0.2	2.7	1.5	4.6	13.8	1.7	831
	1~2년	25.6	10.1	0.3	0.2	3.0	1.6	5.1	13.6	1.8	1,470
	3~4년	27.8	11.1	0.3	0.2	3.5	1.6	5.5	14.8	2.0	790
	5~9년	27.2	12.8	0.5	0.2	4.3	1.9	5.8	12.4	2.1	1,406
	10년 이상	29.3	13.3	1.1	0.2	4.2	1.6	6.2	13.7	2.2	1,940

자료: 노동부, 「임금구조기본조사」 원자료, 2002.

한편 <표 5>에 제시된 규모별 자격 보유율의 통계는 의외의 결과를 보인다. 산업별 차이를 고려하지 않을 경우, 규모별로 자격 보유율은 그다지 차이가 없으며 국가기술 자격의 수준별 등급에서도 그다지 차이를 보이지 않는다⁹⁾. 기업 규모간 인력의 질적

9) 다만, 제조업의 경우 500인 이상 대기업과 중소기업 간의 자격 보유율의 격차는 꾸준히 유지되고 있다. 그러나 2002년에는 크게 줄어들어 제조업에서 500인 이상 대기업 근로자의 자격 보유율은 19.2%에 머물러, 10~29인의 15.4%에 비해 큰 격차를 보이지 않는다. 규모별 자격의 활용 실태와 자격 보유율의 격차가 축소된 원인에 대한 규명은 이후의 연구 과제로 삼고자 한다.

〈표 5〉 규모별 자격 활용 현황 : 상용근로자 5인 이상

(단위 : %, 천명)

		자격 보유율	국가기술자격						기타 국가 자격	민간 자격	근로 자수
				기술사	기능장	기사	산업 기사	기능사			
사업체 규모	5~9인	29.0	12.9	0.5	0.2	3.4	2.0	6.6	14.5	1.6	946
	10~29인	27.1	12.3	0.7	0.3	3.7	1.9	5.8	12.6	2.1	1,513
	30~99인	26.1	10.2	0.4	0.1	3.2	1.6	4.9	14.4	1.5	1,464
	100~299인	30.0	10.3	0.7	0.1	3.1	1.4	5.0	17.8	2.0	1,087
	300~499인	27.2	12.9	0.4	0.1	5.9	1.5	5.1	11.8	2.4	364
	500인 이상	24.6	12.6	0.8	0.2	4.3	1.2	6.0	9.2	2.8	1,063
기업 규모	5~9인	29.5	12.5	0.5	0.2	3.2	1.9	6.5	15.6	1.5	767
	10~29인	28.5	13.1	0.5	0.4	3.9	1.9	6.4	13.7	1.7	1,277
	30~99인	26.3	10.2	0.6	0.1	3.1	1.7	4.8	14.5	1.6	1,325
	100~299인	29.9	9.1	0.4	0.1	2.7	1.4	4.5	18.9	1.9	1,011
	300~499인	26.1	11.7	0.5	0.0	4.8	1.4	5.0	12.5	1.8	376
	500~999인	27.2	11.8	1.0	0.3	4.4	1.2	4.9	13.9	1.5	659
	1,000~4,999인	21.5	12.4	0.4	0.2	4.5	1.3	6.0	5.6	3.5	672
	5,000~9,999인	27.7	15.9	1.2	0.1	3.8	2.2	8.6	9.0	2.9	134
	10,000인 이상	23.7	15.8	0.9	0.0	5.7	2.4	6.8	2.9	5.1	215

자료: 노동부, 「임금구조기본조사」 원자료, 2002.

차이가 생산성의 차이를 야기하는 주요한 요인 중의 하나라는 지적에 비추어, 이러한 현상이 나타난 것은 자격이 인력의 질을 충분히 반영하지 못한 결과가 아닌가 한다. 또한 대기업에서 자격 보유자의 비중이 높지 않게 나타난 것은 대기업에서도 자격을 통한 능력 인정과 능력개발을 유도하고 있지 않은 현실을 반영한 결과로 보인다.

Ⅲ. 자격의 노동시장 성과

1. 자격의 취업 효과

자격 보유가 취업률과 취업의 질에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보기로 한다. 이를 위해 「한국노동패널」 5차 년도(2002년) 자료에서 학교를 마친 졸업·중퇴자 8,623명을

대상으로 분석하였다. 자격 보유 여부는 2차, 4차, 5차 년도에 조사된 자격 보유 여부와 자격취득 시기를 결합하여 판별하였다.

학교를 마친 졸업·중퇴자 가운데 자격 보유자의 비중은 2002년 현재 16.2%로 나타난다. 자격 보유자의 경제활동참가율은 76.4%로, 자격 미보유자 64.6%에 비해 유의하게 높은 것으로 나타난다. 즉 자격 보유자는 취업이나 구직활동 등 노동시장 참여가 유의하게 높다고 할 수 있다. 한편 고용률(=취업/인구 비중) 또한 자격 보유자는 미보유자에 비해 11.0%포인트 높은 73.4%를 기록하여, 자격 보유가 취업에 유리하게 작용할 수 있음을 시사한다.

종속변수를 취업과 미취업의 두 가지 상태로 분류한 프로빗 모형 추정을 통해 자격 보유가 취업확률에 미치는 영향을 살펴보자.

<표 5>에서 인적 특성이 취업확률에 미치는 영향을 보면, 여성은 남성보다 취업확률이 낮으며, 연령이 증가할수록 취업확률이 증가하나 체감한다. 한편 기혼은 미혼보다 취업확률이 낮으며, 자녀수가 증가할수록 취업확률은 유의하지 않으나 낮게 나타난다. 그리고 가구소득이 많을수록 취업확률은 높다. 한편 학력별로는 대졸 이상이 고졸에 비해 취업확률보다 높으며, 의외로 중졸도 고졸에 비해 높은 것으로 나타난다. 이는 연령을 통제하였음에도 불구하고 우리의 표본에서 저학력 40~50대의 비중이 높기 때문인 것으로 보인다. 그리고 훈련 참여는 유의하게 취업확률을 높이는 데 도움을 주는 것으로 나타나지만, 이는 취업상태에 있을수록 훈련 참여율이 높게 나타나는 역의 인과관계(reverse causality)가 반영되어 있을 수도 있다.

우리의 관심인 자격 보유가 취업확률에 미치는 영향을 보면, 다른 여러 가지 요인들을 통제하고서도 유의하게 취업확률을 높이는 것으로 나타난다¹⁰⁾.

한편 「한국노동패널」에서는 종사상 지위¹¹⁾와 함께 임금근로자에게 본인이 하고 있는

10) 익명의 논평자는 자격 보유가 취업확률에 양의 영향을 미치는 추정 결과는 취업자 중에 자격취득자가 많기 때문에 나타난 현상이며, 따라서 자격 보유가 취업에 유리한 신호기제로 해석하기는 어렵다는 점을 지적하였다. 그러나 앞서 살펴보았듯이 자격취득자가 주로 학생 및 취업 준비생이며, 근속이나 경력이 증가하여도 자격 보유율이 그다지 증가하지 않았다는 사실을 고려하면, 취업상태에 있을수록 자격 보유율이 높게 나타나는 역의 인과관계가 존재할 가능성은 크지 않을 것으로 생각된다. 다만, 다른 특성이 동일함에도 불구하고 관찰하지 못하는 능력이나 태도가 우수한 사람이 자격을 취득하게 됨에 따라 자격 보유가 취업을 높이는 효과를 가질 가능성은 존재한다. 자격이 취업에 유리한 영향을 미치는가를 보다 분명하게 규명하기 위해서는 분석 대상을 학교교육을 마치고 노동시장으로 이행하는 청년이나 실업자로 국한하여 자격 보유 여부가 아닌 자격 취득 여부가 이후의 취업에 미치는 효과를 분석할 필요가 있다.

11) 「경제활동인구조사」(통계청)가 고용계약 기간의 유무와 이의 장단만이 아니라 퇴직금·사회보험수혜 여부 등의 보조적인 지침 등을 기준으로 종사상 지위를 판별하는 것과는 달리 「한국노동패널」에서는 고용계약 기간의 유무와 이의 장단에 따라서만 종사상 지위를 구분한다.

〈표 3〉 자격 보유가 취업에 미치는 영향 추정결과

	표본 특성		추정 결과	
	평균	표준편차	추정계수	표준오차
상수항	0.358	(0.479)	-2.076	(0.170) ***
여성	0.506	(0.500)	-0.892	(0.032) ***
연령(세)	43.203	(13.990)	0.161	(0.008) ***
연령의 제곱	2062.170	(1314.970)	-0.002	(0.000) ***
기혼	0.825	(0.380)	-0.231	(0.056) ***
가구원수(명)	3.719	(1.244)	-0.004	(0.013)
가구소득(만원)	2902.980	(3301.480)	0.000	(0.000) ***
교육수준[고졸]				
중졸	0.342	(0.474)	0.236	(0.040) ***
전문대졸	0.086	(0.280)	0.093	(0.058)
대졸 이상	0.161	(0.367)	0.115	(0.046) **
직업훈련 경험	0.179	(0.383)	0.348	(0.043) ***
자격 보유	0.162	(0.368)	0.110	(0.044) **
Log Likelihood	-4,653.608			
표본수	8,623			

주 : []는 기준변수이며, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 5차년도, 2002.

일자리가 정규직인가의 여부를 묻고 있다. 우리는 정규직 여부에 대한 자기선언적인 응답과 함께 임금근로자 여부의 취업형태를 이용하여 노동력 상태를 정규 임금근로, 비정규 임금근로, 비임금근로, 미취업 등 네 가지로 구분하였다. 이러한 조작적 분류를 이용하여 자격 보유가 2002년 조사 시점에서 취업의 질에 미치는 영향을 다항로짓모형(multinomial logit model)을 사용하여 추정하였다. 종속변수로 사용된 노동력 상태 변수는 정규 임금근로, 비정규 임금근로, 비임금근로, 미취업 등 네 가지의 명목형 반응변수로서, 이에 대응하는 반응확률을 $\{\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4\}$ 라 하면 $\sum_j \pi_j = 1$ 을 만족한다. 로짓은 미취업 집단을 기준으로 나머지 반응변수의 확률로 정의된다. 예를 들어 미취업 상태에 있지 않고 정규 임금근로자로 있을 가능성은 $logit(p_{14}) = \log\left(\frac{\pi_1}{\pi_4}\right)$ 로 나타난다. 추정하고자 하는 다항로짓모형은

$$\text{logit}(\pi_j) = \log\left(\frac{\pi_j}{\pi_J}\right) = \alpha_j + X' \beta_j, \quad j=1,2,3, \quad J=4$$

으로서, 각각의 로짓은 별개의 상수항과 회귀계수를 가진다. 설명변수로는 성, 연령, 교육수준, 혼인상태, 자녀수, 가구소득 등의 인적 특성과 함께 직업훈련 경험 여부, 자격 보유 여부 등을 포함하였다.

<표 6>의 추정 결과를 보면, 여성은 남성에 비해 미취업 대신 임금 또는 비임금근로자가 될 가능성이 낮은 것으로 나타난다. 이는 여성의 노동시장 참여가 낮은 현상에 기인한다. 연령계층별로 보면, 청년층은 핵심 노동력계층(30~54세)에 비해 미취업자가 되지 않고 정규직 임금근로자가 될 가능성은 높은 반면, 비임금근로자가 될 가능성은 낮다. 그리고 고령층은 핵심 노동력계층에 비해 임금 또는 비임금근로자가 될 가능성이 모두 낮게 나타난다.

한편 학력별로는 중졸 이하가 고졸에 비해 미취업자 대신에 정규직 임금근로자가 될 확률이 유의하게 낮은 반면, 비정규직 근로자나 비임금근로자가 될 가능성은 현저히 높다. 전문대졸의 경우 고졸자에 비해 미취업자가 아닌 정규직 임금근로자가 될 가능성이 높으며 비정규직 임금근로자로 취업할 가능성은 낮다. 대졸 이상의 경우에는 정규직 임금근로자가 될 가능성이 높으며 비정규 임금근로자나 비임금근로자로 취업할 가능성이 유의하게 낮다.

직업훈련을 받은 경험은 미취업자가 아닌 정규직 임금근로자가 될 가능성을 높이며 비정규근로자 및 비임금근로자가 될 가능성이 모두 높게 나타난다. 이는 직업훈련 경험이 노동시장 참여와 밀접한 관계를 가진다는 것을 보여주는 한편으로, 직업훈련 자체가 취업의 질을 반드시 높이는 것은 아니라는 점도 시사한다.

우리의 관심인 자격 보유가 노동력 상태에 미치는 영향을 추정한 결과를 보면, 자격 보유자는 미취업자가 아닌 정규직 임금근로자가 될 가능성이 유의하게 높다. 반면 비정규근로자나 비임금근로자가 될 가능성은 자격을 보유하지 않은 자와 유의한 차이를 보이지 않는다. 그러나 앞서 <표 1>에 살펴보았듯이 자격을 취득한 임금근로자의 대부분이 상용직이라는 점을 고려하면, 정규직 임금근로자에 자격 취득자가 많은 사실이 혼재되어 나타나는 결과일 수 있기 때문에 자격 보유가 취업의 질에 미치는 효과는 추정 결과보다 훨씬 제한적이라고 보아야 할 것이다.

〈표 4〉 자격 보유가 취업의 질에 미치는 영향 추정 결과

	정규 임금근로	비정규 임금근로	비임금근로
상수항	0.075 (0.108)	-1.483 (0.161) ***	-1.263 (0.127) ***
여성	-0.803 (0.032) ***	-0.605 (0.046) ***	-0.763 (0.035) ***
연령계층[30~54세]			
15~29세	0.542 (0.070) ***	0.125 (0.112)	-0.614 (0.105) ***
55세 이상	-1.271 (0.073) ***	-0.840 (0.099) ***	-0.282 (0.076) ***
기혼	-0.126 (0.048) ***	-0.192 (0.076) **	0.299 (0.073) ***
교육수준[고졸]			
중졸이하	-0.227 (0.062) ***	0.819 (0.090) ***	0.399 (0.066) ***
전문대졸	0.149 (0.076) **	-0.403 (0.148) ***	-0.180 (0.106) *
대졸 이상	0.314 (0.061) ***	-0.443 (0.123) ***	-0.192 (0.080) **
가구원수	0.009 (0.026)	0.038 (0.038)	0.052 (0.029) *
가구소득	0.000 (0.000) ***	0.000 (0.000) **	0.000 (0.000) ***
직업훈련 경험	0.377 (0.041) ***	0.205 (0.063) ***	0.244 (0.047) ***
자격 보유	0.136 (0.041) ***	-0.011 (0.069)	0.065 (0.050)
-2Log Likelihood	18251.453		
표본수	8,099		

주: []는 표준변수이며, *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 5차년도, 2002.

2. 자격의 임금효과

자격이 노동시장 진입에 미치는 영향과는 별도로 자격의 임금 수익률은 자격에 대한 기업의 평가를 판별할 수 있는 대표적인 지표라고 할 수 있다. 그러나 자격 유무별 평균 임금격차를 단순 비교하는 것은 자격 보유에 영향을 미치는 다른 요인들을 고려하지 않는 문제점을 가진다. 예를 들어 학력이 높을수록, 훈련에 참여한 근로자일수록 자격 보유율은 높게 나타난다. 이를 고려하지 않고 평균 임금을 비교하면, 자격의 임금효과를 과대 평가할 수 있다. 또한 자격 보유자가 미보유자에 비해 능력이 뛰어나거나 성취동기가 뛰어나다면 자격 유무별 평균 임금격차는 선택편의(selection bias)의 결과일 수 있다.

본 연구에서는 이러한 문제점을 고려하여 관찰가능한 특성만을 통제하는 것이 아니라 관측하지 못하는 요인에 의한 선택편의도 교정하여 자격의 임금효과를 살펴보기 위

하여 Heckman의 2단계 추정방법(two-step method)을 사용하였다. 우선 1단계에서는 자격 보유 여부를 종속변수로 하는 프로빗 모형을 추정하였다. 설명변수로는 일반적인 인적 특성과 함께 자격 취득에 큰 영향을 미친다고 판단되는 최종 학력·전공 변수를 포함하였다. 그리고 이러한 추정식으로부터 λ (inverse Mill's ratio)를 계산하여, 2단계의 임금방정식에 이를 설명변수로 추가하여 추정하였다. 이 때 분석 대상을 학교를 마치고서 비농 전산업에 종사하고 있는 임금근로자 2,801명으로 국한하여, 자격의 임금 수익률을 살펴보고자 한다.

1단계로 자격 보유 확률에 대한 프로빗 추정 결과를 보면, 여성은 남성에 비해 자격증 보유율이 낮다. 연령이나 근속이 늘어나도 자격증 보유율은 유의하게 증가하지 않는다. 이는 현행 자격이 입직을 위한 자격으로서의 성격이 강하기 때문일 것이다. 최종 학교와 전공별로 보면, 학력이 높을수록 자격증 보유율이 높게 나타난다. 또한 최종 전공 또한 자격증 보유 확률에 큰 영향을 미치는 것으로 나타나는데, 의약·사범·예체능 등 직업과 직접적인 관련을 가진 전공계열의 자격증 보유율이 특히 높으며, 이 공계열 또한 자격증 보유율이 높은 것으로 나타난다. 그리고 직업훈련 참여자 또한 자격증 보유율이 높다.

이제 1단계 추정으로부터 λ 를 계산하여 임금함수에 추가하였다. 이 때 설명변수로는 성, 혼인 여부, 연령, 교육수준, 근속, 직종 등의 인적 특성과 함께 사업체 규모, 산업 등의 사업체 특성, 그리고 훈련 경험 여부, 자격 보유 여부를 포함하였다. 종속변수로는 근로시간의 측정 오류를 고려하여 월 평균임금의 자연대수값을 사용하고, 주당 평균근로시간을 설명변수로 통제하여 통상회귀분석을 하였다.

추정 결과는 일반적인 임금함수의 추정 결과와 대체로 유사하게 나타났다. 여성은 남성에 비해 임금수준이 낮으며, 기혼자는 미혼자에 비해 높은 임금을 받는다. 연령과 근속이 증가할수록 임금수준이 높아지지만 체감하는 추세를 보이고 있다. 학력이 높을수록 임금수준이 높으며, 근로시간이 늘어날수록 임금은 증가한다. 종사상 지위별로는 상용직이 일용직에 비해 임금이 높으며, 임시직은 일용직과 유의한 차이를 보이지 않는다. 사업체 규모 또한 클수록 임금수준이 높다. 임금에 영향을 미치는 다양한 요인들을 통제하였을 때 산업별 임금프리미엄은 산업별 평균 임금격차와는 다소 다른 결과를 보이고 있다. 직종별로는 고숙련 직종일수록 임금수준이 높다. 그리고 직업훈련 경험은 임금수준을 높이는 효과를 가지는 것으로 나타난다.

〈표 5〉 자격의 임금효과 추정 결과 : 선택편의 조정

	1 단계		2 단계	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상수항	-0.625	(0.477)	3.070	(0.115) ***
여성	-0.118	(0.067) *	-0.370	(0.017) ***
기혼	0.057	(0.091)	0.084	(0.023) ***
연령	-0.028	(0.023)	0.051	(0.005) ***
연령 제곱	0.000	(0.000)	-0.001	(0.000) ***
교육수준[고졸]				
중졸 이하			-0.111	(0.024) ***
전문대졸			0.077	(0.026) ***
대졸			0.192	(0.022) ***
최종 학력과 전공계열[고졸 인문계]				
중졸 이하	-0.571	(0.122) ***		
고졸 실업계	0.381	(0.093) ***		
고졸 기타계	0.739	(0.393) *		
고졸 무응답	-0.082	(0.145)		
전문대졸 인문사회계	0.155	(0.183)		
전문대졸 이공계	0.469	(0.131) ***		
전문대졸 의약사범예체능	0.901	(0.164) ***		
전문대졸 무응답	0.424	(0.204) **		
대졸 인문사회계	0.220	(0.120) *		
대졸 이공계	0.296	(0.126) **		
대졸 의약사범예체능	0.464	(0.174) ***		
대졸 무응답	0.157	(0.169)		
근속	-0.003	(0.015)	0.027	(0.004) ***
근속 제곱	0.001	(0.001)	0.000	(-0.000) **
근로시간	-0.003	(0.002)	0.005	(0.001) ***
종사상 지위[일용직]				
상용직	0.413	(0.162) **	0.148	(0.031) ***
임시직	0.268	(0.189)	-0.033	(0.036)
사업체 규모[100-299인]				
1~29인			-0.064	(0.027) **
30~99인			-0.035	(0.029)
300~499인			0.047	(0.047)
500~999인			0.138	(0.044) ***
1000인 이상			0.130	(0.031) ***

〈표 7〉 자력의 임금효과 추정 결과(계속)

	1단계		2단계	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
산업[제조업]				
전기가스수도업			-0.112	(0.100)
건설업			0.133	(0.028) ***
도소매음식숙박업			0.021	(0.025)
운수창고통신업			0.025	(0.030)
금융보험부동산업			0.052	(0.025) **
기타공공사회개인서비스업			0.008	(0.026)
직종[단순노무직]				
관리자			0.649	(0.074) ***
전문가			0.434	(0.039) ***
준전문가			0.366	(0.031) ***
사무직			0.321	(0.031) ***
판매서비스직			0.216	(0.031) ***
농어업숙련직			0.224	(0.215)
기능원			0.187	(0.029) ***
조작원			0.141	(0.031) ***
직업훈련 경험	0.461	(0.063) ***	0.055	(0.023) **
자격 보유			0.006	(0.106)
lambda			0.001	(0.062)
	Log Likelihood -1236.8		Adj R-Sq 0.5478	
표본수	2,801			

주: []는 기준변수이며, *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 5차년도, 2002.

본 연구의 주된 관심인 자격 보유가 임금에 미치는 영향은 유의하지 않은 것으로 나타났으며, 그 크기 또한 작은 것으로 나타난다¹²⁾¹³⁾. 이러한 실증 결과는 자격이 높은 생산성을 통해 임금을 높이는 효과를 갖지 않는다는 것을 의미한다¹⁴⁾. 앞서 자격의

12) 별도로 제시하지는 않지만, 시간당 임금을 종속변수로 하여 추정하였을 때도 자격의 임금효과는 유의하게 나타나지 않았다.

13) λ는 유의하지 않게 나타나, 자격 보유 확률에 미치는 선택편의가 충분히 통제되지는 못하였음을 보여준다. 1단계 추정에서 엄밀하게는 자격 취득 당시의 설명변수를 사용하여야 하지만, 「한국노동패널」의 2차 조사 시점 이전에 자격을 취득한 경우에는 관련 정보가 제공되지 않는다.

14) 「임금구조기본조사」를 이용하여 자격의 임금효과 추이를 분석한 이병희 외(2004)에 따르면, 자

취업효과와 연관하여 해석하면, 자격을 보유한 근로자가 그렇지 않은 근로자에 비하여 우수한 능력을 가지고 있거나 임금이 높은 직장에 취업할 가능성은 높을 수 있지만, 이러한 요인들을 통제하였을 때 자격의 임금프리미엄은 존재하지 않은 것으로 나타난다. 현행 자격제도가 재직근로자의 능력개발을 유도하는 현장형 자격으로서의 성격이 미약하다는 점을 감안하면, 자격이 능력의 평가·인정 수단으로서 취업(전직)에는 도움을 줄 수 있지만 실제 직무수행에 필요한 능력을 향상시키는 수단으로는 제대로 기능하지 못할 수 있음을 시사한다.

3. 자격과 노동이동

노동이동이 증가할수록 자격의 역할은 중요해진다. 노동이동에 따른 개인적인 직장 전환비용을 최소화하고 사회적으로 노동력의 효율적인 배분을 달성하기 위해서는 근로자가 보유하고 있는 직업능력에 대한 정확한 정보의 필요성이 증대하기 때문이다. 본 연구에서는 근로자가 보유하고 있는 숙련이 다른 기업에서도 통용되는가라는 측면에서 간접적으로 자격의 효과를 살펴보기로 한다¹⁵⁾.

「한국노동패널」에서는 취업자에게 ‘현재 일자리에서 일하면서 배운 지식이나 기능·기술이 비슷한 일을 하는 다른 직장에 들어갈 경우 얼마나 유용한가’를 묻고 있다. 이를 통해 자격 유무별로 숙련의 일반성을 판별할 수 있다. 현재 일자리의 숙련이 다른 직장에서도 거의 똑같이 유용하다는 응답이 자격 보유자는 61.2%로 나타나, 미보유자의 47.4%에 비해 유의하게 높은 것으로 나타난다. 이는 노동력의 유동화 증대에 따른 위험성이 자격 보유자에게 낮을 가능성이 높음을 시사한다.

본 연구에서는 <표 8>에서 자격 보유와 숙련의 일반성 간의 관계를 서열 프로빗(ordered probit) 모형을 통해 추정하였다. 추정하고자 하는 서열 프로빗 모형은

$$y_i^* = X_i\beta + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i = M[0,1]$$

$$y_i = j \quad \text{if and only if } \alpha_j < X_i\beta + \varepsilon_i < \alpha_{j+1}$$

으로서, j 는 1(전적으로 유용), 2(부분적 유용), 3(거의 쓸모 없음), 4(특별한 숙련 없

격의 임금효과는 최근 들어 지속적으로 감소하고 있다. 이는 최근 고학력자의 자격 취득률이 증가하였음에도 불구하고 자격의 시장성이 크게 저하하여 왔음을 의미한다.

15) 자격 보유별로 노동이동의 결과, 즉 임금 변화나 취업의 질을 직접 비교하는 것이 보다 바람직할 것이다. 이에 대한 분석은 추후의 연구 과제로 삼고자 한다.

〈표 8〉 자격 보유와 숙련의 일반성에 대한 추정결과

	추정계수	표준오차
상수항 1	0.002	(0.061)
상수항 2	0.867	(0.019)
상수항 3	1.354	(0.025)
여성	-0.184	(0.032) ***
연령계층(30~54세)		
15~29세	0.118	(0.057) **
55세 이상	-0.318	(0.047) ***
기혼	0.008	(0.055)
교육수준(고졸)		
중졸 이하	-0.017	(0.039)
전문대졸	0.175	(0.059) ***
대졸 이상	0.347	(0.045) ***
취업형태(정규 임금근로)		
비정규 임금근로	-0.231	(0.047) ***
비임금근로	-0.120	(0.036) ***
직업훈련 경험	0.181	(0.039) ***
자격 보유	0.204	(0.043) ***
Log Likelihood	-6298.094	
표본수	5,535	

주: []는 표준변수이며, **는 5% 수준, ***는 1% 수준에서 유의함.

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널』 5차년도, 2002.

음)로 정의된다. 설명변수로는 성, 연령, 교육수준, 혼인상태, 취업형태와 함께 직업훈련 경험 여부, 자격 보유 여부 등을 포함하였다.

추정 결과를 보면, 여성은 남성에 비해 직장을 옮길 경우 현 직무의 숙련을 상실할 가능성이 높은 것으로 나타난다. 연령계층별로는 주력 근로자계층에 비해 청년은 현 직무 숙련의 일반성이 높은 반면, 고령층은 직장이동에 따른 숙련 상실이 높다. 그리고 학력수준이 높을수록 현 직무 숙련의 일반성이 높아 직장이동에 따른 위험이 작은 것으로 나타난다. 취업형태별로 보면, 정규 임금근로자에 비해 비정규 임금근로자, 비임금근로자가 숙련의 일반성이 낮은 것으로 나타난다. 비정규 임금근로자가 현재 일자리에서 배운 숙련이 다른 직장에서도 통용될 가능성이 낮다는 사실은 현재 일자리에서 숙련 향상 기회가 거의 없거나 제한적임을 시사하며, 이는 비정규 근로자가 안정된 고

용으로 나아가기 위해서는 능력개발이 요구됨을 의미한다.

한편 직업훈련을 받은 적이 있는 취업자는 그렇지 않은 취업자에 비해 숙련의 일반성이 높은 것으로 나타났다. 이는 직업훈련을 경험하였다고 응답한 대부분이 현장 이외의 직업훈련기관에서 집체훈련을 받은 것이기 때문에 숙련의 일반성이 높게 나타난 것으로 보인다.

자격 보유 또한 현 직무에서 배운 숙련이 다른 직장에서 통용될 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 추정 결과는 노동이동의 증대에 대응하여 근로자가 보유하고 있는 직업능력을 인정받을 수 있는 자격의 유용성이 높을 수 있음을 시사한다.

IV. 요약과 시사점

본 연구에서는 이용가능한 자료들을 최대한 활용하여 자격의 활용 실태와 그 노동시장 성과를 살펴보았다.

주된 분석 결과는 첫째, 임금근로자의 자격 보유율은 2002년 현재 27.2%에 이르러 높은 수준을 기록하고 있다. 또한 1990년대 이후 자격 보유율은 크게 증가하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 자격의 외연적 확대는 한편으로 고학력화에 따라 대졸 청년층의 자격 취득이 늘어났을 뿐만 아니라 경제위기 이후 노동시장이 유연화되면서 자격에 대한 취득 수요가 커지고 있기 때문인 것으로 보인다.

둘째, 자격은 취업을 목적으로 학생과 취업 준비생이 취득하는 입직형 자격으로 주로 활용되고 있는 반면, 근로자의 지속적인 능력개발을 유도하는 현장형 자격으로서의 기능은 적은 것으로 나타났다. 특히 근속이나 직종경력이 증가하여도 자격 보유율이 그다지 증가하지 않는다는 사실은 자격이 근로자의 경력개발을 유인하는 기능이 미약하다는 것을 시사한다.

셋째, 자격은 취업에는 도움을 주지만 유의한 임금효과를 가지지는 않은 것으로 나타났다. 이는 자격이 노동시장 진입에서 직업능력 또는 태도를 알리는 기능은 가지지만, 자격을 통해 획득한 직업능력이 노동시장에서 필요로 하는 직업능력과 차이가 있기 때문에 유의한 임금효과가 나타나지 않은 것으로 보인다.

넷째, 자격 보유자가 갖춘 숙련은 다른 직장에서 통용될 가능성이 높은 것으로 분석되었다. 최근 평생고용으로부터 평생직업으로 노동시장 패러다임이 전환하는 가운데 자격이 직장전환비용을 줄이고 차별없는 정당한 보상이 이루어질 수 있는 주요한 수단

이 될 수 있음을 시사한다.

그러나 본 연구는 자력의 활용 실태와 노동시장 성과에 대한 기초적인 분석에 그친다는 한계를 가진다. 자력의 인적자원 신호기능을 규명하기 위해서는 학교교육을 마치고 노동시장으로 이행하는 청년이나 실업자를 대상으로 자력 보유 여부가 아닌 자력 취득 여부가 이후의 취업에 미치는 효과를 분석할 필요가 있다. 자력의 임금효과 추정에서도 패널자료의 장점을 살려 관측하지 못하는 개인별 특성을 고정효과 모델 등을 이용하여 통제할 필요가 있다. 그리고 자력의 노동시장 성과를 체계적으로 규명하기 위해서는 기업의 자력 활용 실태에 대한 사업체 단위의 분석이 통합되어야 할 것이다. 나아가 자력의 보유 여부만이 아니라 자력 유형과 종목, 등급 등으로 세분화하여 자력의 경제적 성과를 분석할 필요가 있다.

그럼에도 불구하고 본 연구 결과는 자력이 노동시장의 효율성을 높이는 제도로 정착하기 위해서는 현장성을 강화할 필요가 있음을 보여준다. 그럴 때에만 자격제도가 학생 및 취업 준비생 외에 근로자의 평생능력개발을 촉진하는 국가적인 인력정책의 핵심적인 수단이 될 수 있을 것이다.

참고 문헌

- 강순희·김안국·박성재·김주섭·김승택·김덕호·정주연·박충렬. 『자격제도의 비전과 발전 방안』 한국노동연구원, (2002).
- 김안국·강순희. 「자격취득의 결정요인 및 자력의 취득효과」. 제4회 한국노동패널 학술대회 발표논문, (2003).
- 김우영. 「학력, 훈련, 아르바이트, 자격증의 경제적 효과」. 제1회 산업·직업별 고용구조조사 및 청년패널 심포지엄 발표논문, (2002).
- 노동부. 「국가기술자격법 개정(안)」. (2003).
- 이동임·김덕기. 『노동시장에서 자력의 활용도 제고 방안』. 한국직업능력개발원, (2001).
- 이병희·김주섭·박성재·류장수. 『자력과 노동시장 연구』. 한국노동연구원, (2004).
- 한국산업인력공단·한국직업능력개발원. 『국가기술자격법시행령 개정 추진반-Workshop 자료집』, (2003).

The effects of Vocational Qualifications on Labor Market Outcomes in Korea

Lee, Byung-Hee

The role of vocational qualification as a signal device of human resources becomes important as the cycle of skill practice becomes shorter and the mobility of labor forces becomes more frequent. This study investigates the role of vocational qualifications in the Korean labor market.

Key findings are as follows :

Firstly, the number of qualification-holders in Korea is regarded to be about a quarter of total wage and salary workers. The number of qualification-holders has been increasing because of labor market flexibilization and high youth joblessness.

Secondly, those who acquire vocational qualification are mainly students rather than employees. This means that vocational qualification may play a role in the school-to-work transition process, that employers and employees do not place too much importance on qualifications for career development.

Thirdly, holding vocational qualification positively contributes to employment, but has not significant effect on wage level. It implies that vocational qualification system needs to appropriately reflect the changing demand of labor market.

Key words : qualification, signaling device, wage premium, labor turnover

정보통신기술이 작업장 참여에 미치는 영향 : 양호한 노동(Decent Work)의 관점에서*

황 준 욱**
허 재 준***

본고는 양호한 노동의 관점에서 정보통신기술이 작업장 참여에 미치는 영향을 한국노동연구원 「사업체패널자료」를 이용하여 분석하고 있다. 우선, 전체 기업을 대상으로 한 결과로부터 우리는 정보통신기술이 절대적인 참여 정도를 제고시켜 줌으로써 노동의 양호성을 향상시키는 역할을 하고 있다는 것과 참여 유형간 정보통신기술 도입 속도와 참여 정도간 상관관계의 차이를 통해 정보통신기술 도입이 참여 제고에 효과를 미치고 있는 경로는 의견수렴보다는 정보제공과 의사결정 참가를 통해서임을 알 수 있다. 기업 특성별 분석 결과는 정보통신기술에 대한 투자가 참여에 미치는 영향은 기업 특성별로 다르며 특히 참여의 유형별로 다른 모습을 보여주고 있는데 우리는 이로부터 기업이 정보통신기술을 이용하여 노동자 참여를 통해 자발적인 생산 의욕을 제고하고 노동의 질을 높이하고자 하는 경우 기업의 특성과 참여 유형을 고려하여 투자가 이루어지는 것이 바람직하다는 시사점을 얻을 수 있다.

핵심용어 : 참여, 정보통신기술, 양호한 노동, 기업 특성

투고일 : 2003년 11월 3일, 심사의뢰일 : 11월 14일, 심사완료일 : 11월 25일

* 이 글은 KLI 1차 사업체 패널 학술대회에서 발표한 “정보통신기술과 노동자 참여”를 보완·수정 한 것이다. 수정 과정 중에 유익한 논평을 해주신 한국노동연구원 전병유 박사께 감사드리며, 익명의 두 심사자에게도 감사드린다. 물론 본 논문에서의 오류는 전적으로 필자의 책임이다.

** 한국노동연구원 연구위원(hjunwook@kli.re.kr)

*** 한국노동연구원 연구위원(hurjj@kli.re.kr)

I. 서론

정보통신기술(ICT)의 급속한 확산은 경제구조의 급격한 변화를 야기하고 있다. 고용 구조 및 작업방식도 근본적으로 변화하고 있는 여러 측면 중의 하나이며, 이에 따라 노동 및 고용의 질도 크게 변화하고 있다.

ILO는 1999년 87차 국제노동회의(International Labour Conference 87th Session 1999)에서 사무총장의 보고서를 통해 “자유롭고, 안전하고, 평등하고, 인간의 존엄성이 존중되는 환경 속에서 남녀에게 양호하고 생산적인 일을 제공하는 것이 ILO의 당면한 최우선 목표이다”¹⁾라고 주장함으로써 모든 사람들에 대해 양호한 노동(decent work)을 보장하는 것이 ILO의 분명한 목표임을 확고히 하였다. 또한 양호한 노동이라는 최종적인 목표를 달성하기 위한 전략적인 목적으로서 노동에서의 권리 제고, 고용, 사회 보장, 사회적 대화 등 4가지를 제시하고 있다²⁾. 1999년 국제노동회의 이후 ILO의 양호한 노동에 대한 연구는 양호한 노동의 개념, 이에 도달하기 위한 전략, 이를 측정하기 위한 지표를 개발하는 것에 집중되고 있으며, 특히 최근 각 회원국에 양호한 노동을 달성하기 위한 정책적인 지원과 이에 대한 평가를 위해 계량적인 지표를 이용한 DWI(decent Work Indicator) 개발에 많은 연구가 이루어지고 있다.

ILO가 제시하는 양호한 노동의 개념은 크게 노동기회(opportunities for work), 고용 선택의 자유(freedom of choice of employment), 생산적인 노동(productive work),

1) The Primary goal of the ILO today is to promote opportunities for women and men to obtain decent and productive work, in conditions of freedom, equity, security and human dignity(ILO, 1999).

2) ① 노동 권리는 노동자의 노동계약 형태, 노동 장소, 조직화 여부를 불문하고 노동을 하는 자는 모두 가지는 것이며, 따라서 비정형화된 임금노동자, 자영업자, 가사노동, 자원봉사적 노동 등 모든 유형의 노동을 포함한다. ② 고용의 영역은 고용 기회의 양적인 확대와 더불어 질적으로도 고용 기회에 대한 평등성과 임금, 산업안전 등의 영역에서 양질의 근로조건을 제공하는 것을 의미한다. ③ 하지만 이러한 장치들이 완벽하게 구비되었다고 하더라도 양호한 노동이 충족되는 것은 아니다. 세계화에 기반한 경쟁 심화는 급격한 산업구조의 변동을 가져올 수 있으며 이에 따라 실업의 위험에 대비한 대응책이 마련되어 있어야 한다. 양호한 노동에는 이런 노동의 취약성을 보호하기 위한 사회보장도 강조된다. ④ 고용에서의 안정성을 확보하고 노동의 기본적인 권리를 신장하며 고용을 늘리는 일은 기본적으로 한 사회의 여러 관련 주체간의 적극적인 참여를 기반으로 한 지속적인 대화와 타협을 통해 가능하다. 따라서 양호한 노동을 달성하기 위해서는 사회적 수준에서의 대화가 선결요건이 된다.

노동에서의 형평(equity in work), 고용안정성 등 노동에서의 안정성(security of work), 노동에서 존엄성(dignity at work) 등을 포함하며 이외에도 양호한 노동의 달성을 통해 얻을 수 있는 국가경제 및 사회의 발전, 노동 성과의 제고 등을 의미하는 양호한 노동의 거시경제사회적 함의 또한 중요시한다(Anker et al., 2002). 이러한 개념에 기초하여 ILO는 양호한 노동의 측정을 위해 임금, 시간, 작업장 및 사회적 수준에서의 노사협의 등 11개 분야에 대해 대표적인 지표들을 제시하고 있다(Anker et al., 2002)³⁾.

노동자의 참여는 작업장 및 사회적 수준에서 자율성을 증가시키고 의사결정에의 능동적 참가를 통해 궁극적으로 ‘노동의 인간화’를 달성할 수 있다는 측면에서 양호한 노동을 가늠할 수 있는 주요한 종합적 지표 중의 하나라고 판단된다. 보다 구체적으로는 참여를 통해서 노동자들의 근로조건과 권리 등에 대해 정보를 제공받고, 의견을 표출하며 스스로 의사결정을 하는 등 사회적 수준에서의 노사협의(social dialogue)에 중요한 부분을 차지함으로써 양호한 노동을 가늠하는 데 주요한 역할을 하고 있다.

본고는 양호한 노동이라는 관점에서 ICT 확산이 작업장에서 노동자의 참여를 촉진시키고 있는가를 살펴봄으로써 작업장 수준에서 ICT가 노동의 질에 미치는 영향을 고찰하고자 한다. 이를 위해 본고는 두 가지 측면을 고려하고자 한다. 그 하나는 정보통신기술이 기업 전체를 대상으로 전반적 참여 수준 자체를 제고시키는가 라는 측면이고, 다른 하나는 정보통신기술이 여러 특성별로 구분되는 기업 그룹간 참여 정도의 격차를 완화시키는가 라는 측면이다.

양호한 노동이라는 관점에서 첫째 측면 이외에 기업간 격차라는 두 번째 측면에 대한 고려가 필요한 이유는 상기한 바와 같이 양호한 노동은 (참여라는 한 요소 이외에도) 이에 영향을 미치는 여러 가지 변수에 의해 종합적으로 판단되어야 할 개념이므로 정보통신기술이 참여라는 한 변수의 전반적인 수준 제고에 긍정적인 영향을 미친다고 해서 정보통신기술이 노동의 양호성에 긍정적인 영향을 미치는 요소라고 판단하기 힘들기 때문이다. 노동의 양호성에 영향을 미치는 각 변수는 개별적 차원에서는 상호

3) 11개의 영역은 고용 기회(employment opportunities), 받아들일 수 없는 노동(unacceptable work), 적절한 소득과 생산적 노동(adequate earnings and productive work), 적정 노동시간(decent hours), 노동 안정성(stability and security of work), 공정한 대우(fair treatment in employment and at work), 안전한 작업환경(safe work environment), 사회보장(social protection), 노동과 가정생활의 조화(combining work and family life), 작업장 및 사회적 수준의 노사협의(social dialogue and workplace relations), 양호한 노동의 사회경제적 맥락(economic and social context of decent work) 등이다. 예를 들어 고용 기회의 영역에서 제시하는 측정지표로는 고용률, 청년실업률 등이고, 공정한 대우의 영역에서는 직종별 성비, 관리직 여성 비율 등이다.

간 대체 혹은 보완이라는 관계 속에서 상쇄(trade-off) 될 수 있다. 예를 들어 한 노동자, 혹은 한 기업에서 조건이 비슷한 다른 기업보다 더 긴 초과노동시간이라는 노동의 양호성에 부정적인 영향을 미치는 요소는 더 높은 임금으로 상쇄될 수 있다. 따라서 본 연구가 택하고 있는 노동의 양호성을 나타낼 수 있는 여러 가지 요소 중 어떤 한 요소(참여)를 통한 분석이라는 개별적 접근이 가지는 한계를 극복하기 위해서 본 연구는 형평성(equality)의 관점을 취한다. 양호한 노동(decent work)이라는 개념은 형평성을 적극적으로 보장하려는 접근방법이며(HEPPLE, 2001), 각 주체가 개별적으로 노동의 양호성에 대해 상대적인 관점을 가지고 있는 상황에서 노동의 양호성은 사회적으로 보다 형평성을 증진시킬 수 있으나 라는 관점으로 이해 될 수 있기 때문이다. 이러한 형평성의 도입은 정보통신기술이 참여에 미치는 영향이 기업간 참여 수준의 격차를 확대하는 방향으로 진행되는가 혹은 축소하는 방향으로 진행되는가에 대한 질문으로 이어지게 된다.

선험적으로 판단해 보면 ICT의 도입은 인터넷, 인트라넷 등 네트워크를 이용한 이메일, 게시판 등을 통해 노동자의 참여를 위한 절차를 간소화시킬 수 있고 참여 비용을 감소시킬 수 있으리라고 예상된다. 이에 힘 입어 기업들은 노동자들에게 보다 신속하고 용이하게 다양한 영역에 대한 정보를 제공하고 노동자들의 의견을 수렴할 수 있으리라고 예상된다. 한편, 의사결정에 노동자가 참여하는 정도는 ICT가 제공하는 가능성보다는 기업내 의사결정방식, 작업방식, 기업문화 등에 의해 지배적 영향을 받을 수 있다. 그러나 ICT로 말미암아 경쟁이 가속화하고 그로 인해 신속한 의사결정이 필요하다면 노동자들로 하여금 의사결정에 참여하게 하는 폭이 증가했으리라고도 예상된다.

물론, 이러한 정보제공과 의견수렴을 확대할 수도 있는 정보통신기술의 도입은 그 자체로써 노동에 대한 감시나 통제의 수단이 되어 실제로 노동의 질을 훼손하는 역할을 할 수 있으며 또한 참여 자체도 경영진이 자신의 뜻에 맞는 행동을 유인하기 위해 노동자들에게 행하는 통제(control)의 관점에서 파악할 수 있다(Frenkel et al. 1999). 이러한 점에서 정보통신기술이 참여와 통제 및 감시라는 보다 더 넓은 범위에 미치는 영향은 조직 내에서의 주체간(경영진과 노동자간) 권력관계에 좌우될 수도 있다⁴⁾.

지금까지의 여러 연구 결과에 따르면 정보통신기술을 중심으로 하는 기술변화는 참

4) 이러한 견해는 익명의 심사자 한 분의 지적 사항이기도 하며 필자도 이에 전적으로 동의한다. 이는 노동자의 참여를 통한 노동의 질 파악에 있어 근본적인 제약이며 본 연구가 택하고 있는 정량적 방법보다는 사례연구 등 정성적인 방법에 의해 추가적으로 연구되어야 할 부분이라고 사료되므로 본 연구에서는 이 부분을 중점적으로는 다루지 않으며 결론의 분석 결과 해석시 관련된 일부 사례를 이용하는 것에 그친다.

여에 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. Parks(1995)는 작업장의 성과를 증진하기 위한 작업장의 이론적·역사적 변천 과정을 기술한 논문에서 현재 노동 참여를 주내용으로 하는 소위 고성과 조직으로의 작업장 변화는 경쟁격화에 따른 노동비용 대비 생산성의 제고 필요, 정보통신기술로 대표되는 신기술의 도입, 노조 가입률의 하락 등 노동시장의 변화 등을 그 배경으로 하고 있다고 밝히면서 신기술의 도입은 작업 과정에서 작업자에게 더 많은 책임을 부여하고, 인지적 능력을 요구하며, 노동자와 경영진 간의 긴밀한 협조를 필요로 하고 있다고 말하고 있다. 또한, Whitfield & Poole(1997)도 고성과 작업조직의 성과에 대한 논문에서 시장에 대한 맞춤형 대응을 가능하게 하는 신기술의 도입이 작업자의 참여를 보다 강화한 보다 유연한 작업조직을 야기할 수 있다고 주장하고 있다.

본고는 이러한 정보통신기술이 노동참여에 미치는 영향을 파악하기 위해 ICT 확산이 참여의 정도를 제고하는지, 어떤 참여의 유형에 영향을 미치는지, 모든 참여 유형에 영향을 미친다면 어떠한 참여 유형에 상대적으로 큰 영향을 미치는지를 살펴본다. 또한 ICT 확산이 노동자 참여에 미치는 영향이 기업의 규모(중소기업, 대기업) 혹은 업종(제조업/서비스업, ICT관련산업), 기업의 특성(노조 유무, 여성 종업원 비율, 시장에 대한 반응 정도, 모기업/협력업체) 여부에 따라 차이가 있는지에 대해서도 살펴보고 ICT가 기업간 참여 격차에 어떠한 영향을 미치는지에 대해서도 분석해 본다.

II. 기존 연구의 검토 및 연구의 틀

조직 내 참여의 개념적 정의와 경계를 구분한 Dachler와 Wilpert(1978)에 따르면, 참여에 관한 이론적 접근은 크게 조직의 구성원으로서 참여가 민주성을 제고할 수 있다는 민주적 접근, 생산 과정에의 적극적인 참여를 통해 인간이 경제적으로 해방될 수 있다는 사회적 접근, 참여를 통해 인간의 능동성, 독립성, 자기통제성 등을 개발할 수 있다는 인적자원개발 접근, 작업장에서의 소외와 불만족으로 인해 발생하는 비효율을 참여를 통해 극복해 나갈 수 있다는 생산성 접근 등으로 나뉜다. 1970년대까지 주로 산업 내 민주주의를 제고하고 기존의 노사협상의 틀이 가지고 있는 한계를 보완하기 위한 목적으로 민주적 및 사회적 이론에 기초한 연구가 주로 이루어졌다면, 1970년대 석유위기로 야기된 경기 침체를 계기로 노동자 참여가 경영혁신을 통한 ‘기업의 경쟁력 확보’의 주요 수단이라는 인식이 등장함에 따라 인적자원개발 및 생산성에 기초한

연구의 비중이 높아지고 있다고 볼 수 있다.

이러한 여러 가지 접근방법에 따라 참여에 대한 다양한 분류와 정의가 존재하고 있지만 참여의 영역에 따라 기업의 분배 과정에서의 참여와 의사결정 과정에서의 참여로 크게 나눌 수 있으며(이원덕·유규창, 1997), 전자와 후자를 모두 포함하는 광의의 의미와 후자만을 포함하는 협의의 의미에서의 참여로 나누어 볼 수 있다(김동배·이경목, 2003). 정보통신기술이 양호한 노동(decent work)에 미치는 영향이라는 본 연구의 관점을 고려하면 보다 주의 깊게 관찰해야 할 참여의 영역은 성과배분이라는 결과에 대한 참여보다는 (노동)과정에서의 참여이며, 이에 따라 연구 범위를 협의의 의미에서의 참여로 한정한다. 또한 참여의 문제는 개념상 개별 노동자 수준의 참여 이외에 노동조합, 노사협의회 등을 통한 집단적 참여도 포함하나⁵⁾ 본 연구에서는 노동자 개별적인 참가만을 대상으로 한다⁶⁾.

의사결정 과정에서의 노동의 참여는 다시 참여의 형태, 정도, 수준, 내용, 범위 등 여러 가지 기준에 따라 분류할 수 있지만 본 연구에서는 Dachler & Wilpert(1978)가 제시한 의사결정 과정에서의 참여에 대한 접근성(Access to participation in decisions)이라는 기준을 채택한다. 이는 의사결정 과정에서의 참여라는 것이 참여 혹은 비참여라는 이분법적인 구분이 아닌 비참여로부터 참여에 이르는 연속선상의 한 점을 의미한다는 Dachler & Wilpert의 전제가 기업에서 노동의 참여를 연구하는 데 있어 보다 현실적인 가정이라고 판단하기 때문이다. 종업원들이 가지고 있는 정보의 양과 질에 따라 결정되는 의사결정 과정에서의 참여에 대한 접근성이라는 기준으로 참여를 구분하면 의사결정에 관한 사전정보를 주지 않는 상태(1단계), 의사결정에 관한 사전 정보가 있는 상황(2단계), 결정사항에 대한 의견 제시(3단계), 의사결정 과정에 의견 반영(4단계), 결정에 대해 거부권을 가지거나 사전 동의권을 가지는 경우(5단계), 종업원과 경영진의 구분 없이 조직 구성원의 결정이 가능한 경우(6단계)로 나눌 수 있다. 이러한 기준 및 분류와 맥을 같이하는 여러 가지 참여에 대한 구분을 찾아볼 수 있다. Levine & Tyson(1990)은 노동자의 영향력 행사 정도를 기준으로 협의적 참여와 실질적 참여의 두 가지로 구분하는데, 협의적 참가란 노동자들이 의견을 개진하고 경영진은 이를 수렴하지만 최종적인 의사결정은 경영진이 행하여 노동자의 의견이 직접적으로는 의사

5) 김동배·이경목(2003)은 개별적 참가를 직접참가로, 근로자 대표를 통한 참가를 간접참가로 칭한다.

6) 실제 작업장에서는 전자와 후자 형태가 분리되어 나타나는 것이 아니라 후자인 노사협의회 및 노조의 활동을 주요 요소로 하여 형성되는 노사관계 속에서 전자인 개별적 수준의 참여가 발현된다고 보는 것이 더욱 타당할 것으로 필자는 생각하고 있다. 하지만 이 부분은 논란의 여지가 있어 보이는 관계로 집단적 참가와는 구분되는 개별적 참가만을 주대상으로 한다.

결정에 영향을 미치지 못하는 것을 의미하는 것으로서 상기한 6단계 접근성 중 1단계에서 4단계의 과정에 해당하며, 실질적 참가란 노동자들이 재량권을 가지고 결정을 하여 의사결정에 직접적으로 영향을 미치는 것을 의미하는 것으로 6단계 중 5~6단계에 해당한다.

우리는 이상의 참여 정도에 대한 구분을 고려하여 노동자의 참여 정도를 크게 세 유형으로 나누어 보고자 한다. 첫째 유형은 정보제공(information sharing)으로 노동자의 참여를 위해 작업장, 경영, 시장상황 등에 대한 기본적인 정보를 노동자에게 제공하는 것이며, 두 번째 유형은 의견 수렴(consultation)으로서 생산 및 경영 등에 노동자가 의견을 표출하고 이를 경영진이 의사결정에 반영하는 것을 의미하며, 세 번째 유형은 자율적 의사결정(autonomous decision-making)으로 노동자가 자신의 책임하에 직접적으로 의사결정에 참여하는 것이다.

이러한 분류는 참여 유형을 정보의 제공으로부터 자율적인 의사결정에 이르기까지 필요한 단계를 규범적으로 규정하고 있지만 실제로 기업 내에서의 참여 유형이 이런 단계를 순차적으로 밟으며 진행된다고 볼 수는 없다. 또한 반드시 이런 단계를 거치는 것이 바람직하다고 볼 수도 없다. 하지만 장기적으로 볼 때는 필요한 수준의 정보제공과 의견수렴이 확보되지 않은 상태에서 의사결정에 노동자들이 참가하고 있다면 그 실효성에 있어 의문이 제기될 수 있다. 예를 들어 작업장에서 작업방식에 대한 노동자들의 자율적인 의사결정은 시장 및 기업 내부에 관한 다양한 정보와 이에 대한 노동자들의 의견들이 수렴되는 과정에서 이루어지는 것이 바람직하나 이미 많은 정보 제공과 의견수렴이 이루어진 경우이거나, 자율적인 의사결정이 정보제공과 의견수렴과정을 크게 필요로 하지 않는 경우도 존재한다. 하지만 장기적으로 볼 때 기업을 둘러싼 많은 정보들이 급변하는 상황에서 노동자들의 새로운 의사결정이 새로운 정보의 흡수와 이에 대한 의견수렴 과정을 거쳐 이루어지지 않는다면 노동자들의 의사결정은 그 효과성에 있어 문제를 제기하게 되며 자율적인 의사결정의 지속적인 유지가 힘들어진다.

한편, 김동배·이경묵(2003)의 참여에 영향을 미치는 요소들에 대한 기존 연구 결과 정리에 따르면, 의사결정 과정에의 참여에 영향을 미치는 주요 요인에는 기업의 규모, 노조, 경영자 가치, 수출기업, 숙련수준, 경쟁환경, 경쟁전략, 신기술 도입 등이 있다. 그런데, 정보통신기술의 도입은 단순히 컴퓨터나 통신장비를 들여옴으로써 자본스톡을 늘리는 것이 아니라 기술 도입에 따르는 조직의 재설계가 이루어지고⁷⁾ 이를 통해 재

7) 정보통신기술 도입에 따른 조직 변화에 대한 연구는 1990년대 초반 소위 업무재설계(Business Process Reengineering) 개념에 영향을 미친 Hammer & Davenport에 의해 촉진되기 시작하였다(Vendramin & Valenduc, 2002). Davenport & Short(1990)는 IT는 조직을 변화시킬 수 있는

화와 서비스의 생산방식이 변화하는 과정이다(Bresnahan et al., 2002) 또한 기업의 정보통신기술 도입은 전략적 차원에서 이루어져 정보통신기술은 전략적 수단이며, 그 정도에 따라 단순히 변화를 용이하게 하는 역할을 수행하는 것부터 보다 적극적으로 혁신을 유인하고 구체적 구조조정의 기제를 이루기도 한다(Vendramin & Valenduc, 2002). 기업의 전략적인 정보통신기술 도입은 최근 활발한 도입과 논의가 진행되고 있는 ‘지식경영(knowledge management)’에서 잘 나타나고 있다. 지식경영은 ‘정보의 창출, 획득, 공유, 배분, 이해 등의 과정을 단편화하고 개선시키는 수단(Khandelwal & Gottschalk, 2003; Davenport, 1998)’이며 정보통신기술은 의사 교환과 협력을 증진시키며 지식을 탐색하는 데 도움을 주며 협력적 학습을 가능하게 함으로써 성공적인 지식경영에 중요한 역할을 수행한다(Khandelwal & Gottschalk, 2003).

따라서 정보통신기술 도입시 기업전략을 실현하기 위한 조직 변화를 수반하게 되며 이에 따라 생산방식, 의사결정 구조 등 노동자의 참여에 영향을 미칠 수 있는 요소들을 변화하게 한다. 따라서 최종적인 정보통신기술의 참여에 대한 영향은 이러한 조직 변화를 거쳐 일어나게 된다고 예상할 수 있으며, 이런 의미에서 정보통신기술과 관련된 조직 변화 또한 노동자의 참여에 상당한 영향을 미치는 요소라고 볼 수 있다.

본 연구에서는 정보통신기술이 참여에 미치는 영향을 분석하기 위해 정보통신기술이 외 노동자의 참여에 영향을 미치는 요인을 제어변수로 활용하게 되는데, 제어변수로써 기업규모(대기업/중소기업 여부), 업종 특성(제조업/서비스업 여부, ICT산업 여부), 노조(설립 여부), 경영자 가치를 규정하는 기업 공개 여부, 경쟁환경 및 경쟁전략(시장점유율, 시장에서의 요구 및 변화에 대한 반응 정도), 조직 변화(정보통신기술 도입 전후의 조직 변화 유무) 등을 이용한다.

III. 분석자료 및 변수

본 연구는 한국노동연구원이 조사한 2002년 KLI 사업체 실태조사를 이용한다. 본 조사는 대상 업체의 인사 담당자와 노무관리자를 대상으로 회사 경영환경, 인사관리 전반(고용현황, 모집 및 선발, 교육훈련, 인사고과, 승진/승급, 보상 등), 작업조직 및 노동자 참가, 근로시간, 정년제도, 자격제도, 정보/전산화 및 노사관계 등 광범위한 분

강력한 수단이며 IT를 활용하여 조직재설계를 이루는 조직은 새로운 시대에 성공할 수 있는 조건을 갖추는 것이라고 예견하였다.

아에 관한 기업체 현황 조사 자료로서 유효표본수가 총 1,900여 개에 이른다. 그러나 전산관련 지출이나 전산기 및 PC 구입액 등의 변수에 응답한 기업이 559~723개에 불과하여 본고에서 정보통신기술이 참여에 미치는 영향과 관련하여 유효하게 사용된 자료의 수는 이들 500여 개로 한정된다.

ICT 확산과 노동자 참여 사이의 관계를 살펴보기 위해 우리는 우선, 사업체 실태조사에 나타난 참여관련 변수들 중 성과배분과 노조 및 노사협의회를 통한 참여관련 변수를 제외한 변수들을 위에서 설명한 세 가지 참여 유형에 따라 구분하였다⁸⁾. 첫째 변수군은 경영자가 일방적으로 노동자에게 정보만을 제공하는 것과 관련된 정보제공(information sharing) 관련 변수들이다. 여기에는 기업설명회 개최 횟수, 정기적 소식지 발간 여부, 직제 회의를 통한 경영정보 공유 여부 등이 있다. 둘째 변수군은 기업이 노동자의 의견을 수렴하는 것과 관련된 의견수렴(consultation) 관련 변수들이다. 근로자 1인당 제안권수, 소집단 참여 비율, 종업원 간담회 개최 횟수, 사내 전자게시판⁹⁾, 현장에서 경영자와 근로자 간 정기적 대화, 경영자와의 핫라인 설치 등 노사간 의사소통 프로그램 관련 변수들과 고충처리기관 운영 여부 등의 변수가 여기에 포함된다. 셋째 변수군은 자율적 의사결정(autonomous decision-making) 변수군으로 작업장에서 업무량/업무수행방식/업무속도/업무시간/업무배분/로테이션/훈련/신입사원 채용 등에 있어 작업단위가 가지는 자율성 정도의 변수가 이에 포함된다. 해석의 편의성을 위해 설문지의 일부 문항에서 변수들의 값이 커질수록 참여 정도가 낮은 방식으로 답하게 되어 있는 것을 일률적으로 변수들의 값이 커질수록 참여 정도가 높은 것을 가리키는 방식으로 조정하였다.

다음으로 이렇게 선정된 각 범주별 변수들을 종합하여 참여지표를 생성하기 위해 참여유형 I, II, III에 속하는 각 변수 $X(=CA84,...AI101)$ 를 먼저 다음과 같은 방식으로 정규화하였다.

$$X = \frac{X - \text{최소값}}{\text{최대값} - \text{최소값}}$$

-
- 8) 세 가지 유형에 속하는 변수 이외에도 노동자 참여와 관련된 변수들로서 이사회 참석시 노동자대표 권한, 비정규직 채용시 노사협의회가 갖는 권한 등이 있으나 이들 변수는 한 가지 유형에만 속하지 않고 세 가지 참여형태를 모두 포함하여 이들 변수는 분석에서 제외한다.
- 9) 사내 전자게시판은 사내 중요한 정보를 제공한다는 의미에서 정보공유 기능을 담당하는 도구로 볼 수도 있다. 하지만 최근 사내 전자게시판은 특정 정보에 대한 댓글(리플)의 형식을 빌려 노동자들의 의견이 표출되는 기회로 사용되는 경우가 많아 본 논문에서는 사내 전자게시판을 의견수렴의 도구로 간주한다.

〈표 1〉 사업체 패널에서 참여 관련 변수의 유형별 분류 및 기술적 통계

	참여 관련 변수	변수 기호	N	평균	표준 편차
정보 제공 (I)	기업설명회 개최 횟수(연간)	CA84	1754	2.08	3.34
	정기적 소식지 발간 여부(2점, 중단/미실사=1, 실사=2)	CB12	1781	1.24	0.43
	직제회의 통한 경영정보 공유 여부(2점, 중단/미실사=1, 실사=2)	CB16	1741	1.74	0.44
	정보제공 관련 참여지수	Y1	1791	0.34	0.23
의견 수렴 (II)	노동자 1인당 제안건수	AI68	1480	4.55	38.38
	소집단 참여 비율(%)	AI76	1472	13.16	28.48
	종업원 간담회 개최 횟수(연간)	CA86	1618	3.41	5.74
	사내 전자게시판 설치 여부(2점, 중단/미실사=1, 실사=2)	CB13	1784	1.54	0.50
	현장에서 경영자·노동자 간 정기적 대화 여부(2점, 중단/미실사=1, 실사=2)	CB14	1783	1.79	0.41
	경영자와의 핫라인 설치 여부(2점, 중단/미실사=1, 실사=2)	CB15	1780	1.53	0.50
	고충처리기관 운영 여부(미운영=1, 운영=2)	CB21	1791	1.60	0.49
	의견수렴 관련 참여지수	Y2	1297	0.37	0.19
의사 결정 (III)	작업단위 업무량 자율적 결정 정도(5점, 전혀 없다=1, 전적 자율=5)	AI94	1198	3.02	0.96
	작업단위 업무수행방식 자율적 결정 정도(5점, 전혀 없다=1, 전적자율=5)	AI95	1193	3.19	0.95
	작업단위 업무 속도 자율적 결정 정도(5점, 전혀 없다=1, 전적자율=5)	AI96	1197	3.15	0.92
	작업단위 업무시간 자율적 결정 정도(5점, 전혀 없다=1, 전적자율=5)	AI97	1195	3.21	0.99
	작업단위 업무배분 자율적 결정 정도(5점, 전혀 없다=1, 전적자율=5)	AI98	1191	3.23	0.96
	작업단위 로테이션 자율적 결정 정도(5점, 전혀 없다=1, 전적자율=5)	AI99	1179	2.82	1.13
	작업단위 훈련 자율적 결정 정도(5점, 전혀 없다=1, 전적자율=5)	AI100	1183	2.90	0.96
	작업단위 신입사원 채용 자율적 결정 정도(5점, 전혀 없다=1, 전적 자율=5)	AI101	1184	2.29	1.03
	작업장 의사결정 관련 참여지수	Y3	1164	0.49	0.18
전체	종합적 참여지수	Y123	999	0.40	0.14

이러한 변환을 통해 각 변수는 0과 1 사이의 값을 갖게 된다. 예컨대, 가부의 두 가지 척도만이 존재하는 변수는 여전히 0 또는 1의 두 가지 값만 갖지만, 5점 척도를 가진 변수라면 1~5의 값에 각각 0, 0.25, 0.50, 0.75, 1.0이 대응하게 된다. 이러한 변환을 한 뒤 각 변수의 경중에 대한 사전적 판단 없이 각 참여변수들에 대해 동일한 가중치를 부여한 상태에서 다음과 같은 4개의 지표를 만들었다.

- Y1은 정보제공 관련 변수들의 평균
- Y2는 의견수렴 관련 변수들의 평균
- Y3은 의사결정참가 관련 변수들의 평균
- Y123은 Y1, Y2, Y3의 평균

즉 Y1은 정보제공지표, Y2는 의견수렴지표, Y3은 자율적 의사결정참여지표이고 Y123은 세 가지 지표를 합성한 전반적 참여지표이다. 4개의 지표는 0과 1 사이의 값을 가진 변수들의 산술평균값으로 정의되므로 자신들 역시 각각 0과 1 사이의 값을 갖게 된다. 위의 세 가지 유형에 의해 사업체 패널에 나타난 노동자 참여변수들과 참여지수의 기술통계치를 정리하면 <표 1>과 같다.

이 표에 의하면 Y3가 상대적으로 가장 높고, Y1이 가장 낮아 우리나라의 조사 대상 기업에서는 정보제공에 비해 작업장 의사결정 과정을 통한 참여가 상대적으로 활발하며 의견수렴을 통한 참여(Y2)는 중간 정도의 위치를 차지하고 있는 것으로 나타나고 있다¹⁰⁾.

본 연구에서 정보화 변수는 ICT 도입 속도와 정보통신 자본스톡 수준의 두 측면에서 파악하기로 한다. 정보화 속도는 기업의 1인당 전산 예산 지출총액(IC)으로 정의하고, 정보화 수준은 1인당 정보통신기술 자본스톡(KC)으로 정의한다.¹¹⁾ 전산 예산 지출총액은 2001년도 한 해 동안 지출된 전산관련 예산 지출액이다. 정보통신기술 자본스톡은 2001년 말 기준 PC, 주전산기, 단말기 등 H/W 관련기기 가치에 2001년 연간 SW구입비 및 전산관련 인건비의 3배를 합한 값을 이용하였다. SW자본스톡을 SW구입비 및 전산관련 인력 인건비의 3배로 한 이유는 SW는 3년간 감가상각 없이 사용되

10) 상기하였듯이 본 연구의 3가지 참여 유형에 대한 구분은 횡단면적으로 정보제공, 의견수렴, 자율적인 의사결정 순으로 참여 정도가 높게 나타나는 것을 상정하고 있는 것이 아니다.

11) 본고는 각종 자료를 DB화 하는 속도나 수준이 아니라 ICT투자율과 ICT자본스톡이라는 물적 지표로 정보화 속도와 정보화 수준을 포착하고 있다. 따라서 이하에서 단순히 정보화 속도 혹은 정보화 수준이라고 언급하더라도 이는 ICT투자율과 ICT자본스톡을 가리킨다. 정보화 속도를 본 고에서와 같이 정의한 근거에 대해서는 한국은행(2000), 허재준 외(2002) 참조.

〈표 2〉 ICT관련 변수의 기술적 통계

	N	평 균	표준편차
IC1	723	193.25	1175.86
LIC1(≡Log IC)	723	3.23	2.00
KC1	559	331.53	1258.93
LKC1(≡Log KC)	558	4.13	1.89

고 전산 관련 인력 인건비만큼은 SW스톡으로 축적된다고 가정하는 것이다. 정보화 관련 두 변수 모두 원형값을 이용할 경우보다 로그값을 이용했을 때 상관관계의 유의성이 높으므로 자연로그값을 이용하기로 한다.

IV. 분석 결과

1. 전체 기업

우선 전체 기업 수준에서의 정보통신기술이 참여에 미치는 영향을 분석한다. 이를 위해 적절한 제어변수들을 고려하여 정보화 확산 속도 혹은 수준이 상기한 세 가지 유형별 지수와 유의한 상관관계를 살펴보기로 하자.

상기한 바와 같이 참여변수는 노조 유무, 기업규모(대기업/중소기업 여부), 기업 공개 여부, 경쟁환경 및 경쟁전략(시장점유율, 시장에서의 변화에 대한 반응 정도), 조직 변화 유무 등에 영향을 받을 것으로 판단된다. 회귀식에는 이들 제어변수들과 함께 산업특성(제조업/서비스업 여부)과 같은 전형적 더미변수들을 고려하였다. 또한 정보화변수는 정보통신산업 여부와도 밀접한 관련을 가질 것이므로 정보통신산업 여부를 추가적으로 고려하였다.

먼저 전체 기업에 대해 식 (1), (2)와 같은 모형을 회귀분석(OLS)하였다.

$$Y = x' \beta \quad (1)$$

$x'=(1, LIC, \text{대기업/중소기업 여부}, \text{제조업/서비스업 여부}, \text{ICT산업 여부}, \text{기업공개}$

여부, 노조 유무, 시장점유율, 조직 변화 유무, 시장수요에의 반응 정도)

$$\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots)'$$

$$Y = Y1, Y2, Y3, Y123$$

$$Y = x' \beta \quad (2)$$

$x' = (1, LKC, \text{대기업/중소기업 여부}, \text{제조업/서비스업 여부}, \text{ICT산업 여부}, \text{기업공개 여부}, \text{노조 유무}, \text{시장점유율}, \text{조직 변화 유무}, \text{시장수요에의 반응 정도})$

$$\beta = (\beta_0, \beta_1, \dots)'$$

$$Y = Y1, Y2, Y3, Y123$$

회귀분석 결과는 비록 추정계수의 값은 크지 않지만(0.0094) 유형을 종합한 전반적 참여관련 변수(Y123)에 대해 정보통신기술 도입 속도가 통계적으로 유의미한 정의 상관관계를 보여 정보통신기술 도입 속도가 빠른 기업일수록 참여가 확대되는 것을 알 수 있다. 또한, 각 참여 유형별 지표도 모두 정보통신기술 도입 속도와 통계적으로 유의미한 양의 상관관계를 보이고 있다. 한편, 조직 변화와 시장에 대한 유연한 반응 정도를 제어변수에서 제외한 결과(모형 2)에서도 추정계수의 값과 통계적 유의성이 약간씩 높은 것을 제외하고는 이와 비슷한 결과를 보여주고 있다(모든 참여관련 지표에서 모형 1이 모형 2보다 더 큰 조정된 R^2 값을 보여준다. 이후 분석은 모형 1의 결과만을 사용한다).

각 참여 유형별로 살펴보면 추정계수의 크기는 의견수렴지표에서보다 작업장 의사결정 참가와 정보제공과 관련된 참여지표에서 상대적으로 커 정보통신기술 도입 속도가 빠른 기업에서 의사결정 참가가 늘어나는 경향이 의견수렴이 늘어나는 경향에 비해 약 40% 정도 큰 것으로 나타나 그 차이의 절대적 크기는 그리 크지 않다. 참여에 영향을 미치는 다른 요소들을 살펴 보면 기업의 규모, 조직변화 유무, 시장에서의 변화에 대한 반응정도, 노조 유무 등이 일부 참여지수들과 통계적으로 유의미한 상관관계를 보인다. 특이한 점은 통계적 유의미성을 가지는 다른 제어변수들은 모두 정의 상관관계를 보이나 노조 유무 제어변수와 시장점유율은 작업장 참여지수와 음의 상관관계를 보인다는 사실이다. 한편, 정보통신기술 도입 수준(LKC)과의 상관관계에서는 전반적

〈표 3〉 정보통신기술 도입 속도(LIC)와 참여 관련 지표간 회귀 분석 결과

	정보제공(Y1)		의견수렴(Y2)		의사결정 참가(Y3) ¹²⁾		종합적 참여(Y123)	
	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2
상수	0.1154*	0.192***	0.177***	0.2538***	0.4561***	0.5026***	0.2611***	0.3299***
LIC1	0.0156**	0.0246***	0.012**	0.0183***	0.0169***	0.0208***	0.0094**	0.0145***
size	0.1214***	0.1246***	0.0752**	0.0901***	-0.0237	-0.0141	0.0624***	0.0722***
indc1	0.0855	0.0485	0.0466	0.0334	0.0136	-0.0385	0.0472	0.0137
indc2	0.0624	0.0243	0.029	0.0114	0.0117	-0.0446	0.0381	0.0102
indc3	0.0575	0.0298	0.0318	0.0358	-0.0083	0.0055	0.0292	0.0260
shc	-0.0037	0.0085	0.0216	0.0370	-0.0167	0.0009	-0.001	0.0138
unc	0.0139	0.0069	0.0336	0.0173	-0.1134***	-0.1020***	-0.0135	-0.0108
ochange	0.0434*		0.0453**		0.0515**		0.0451***	
flex	0.1157**		0.1394***		0.0027		0.0884***	
mshare	-0.0006	-0.0001	-0.0007*	-0.0002	-0.0006	-0.0003	-0.0006**	-0.0001
F-value	5.21***	6.37***	6.03***	6.19***	4.06***	4.13***	5.51***	4.18***
Adj. R ²	0.126	0.106	0.157	0.111	0.101	0.073	0.156	0.082
N	291	363	271	334	271	317	245	285

주: LIC1: 정보통신기술 도입 속도, size: 대기업/중소기업, indc1: 제조업, indc2:서비스업, indc3: ICT 관련 사업 여부, shc: 기업공개 여부, unc: 노조 유무, ochange: 조직 변화 유무, flex: 시장예의 반응 정도, mshare:시장점유율.

***=1%, **=5%, *=10% 유의수준

참여지표와 유형별 참여지표 모두 도입 수준과 양의 상관관계를 보이거나 계수의 크기에 있어 도입 속도의 경우에 비해 상대적으로 큰 것으로 나타나고 있다.

한편, 참여지수를 구성하는 각 변수들과 정보통신기술 도입 속도 및 수준과의 상관관계를 알아보면 특정지수를 구성하는 변수 중 일부만이 정보통신기술과 통계적으로 유의미한 상관관계를 갖는 것으로 드러난다.

12) 작업장 의사결정 참가에 있어 상기한 8개의 변수 모두가 비슷하게 노동자의 참여를 반영한다고 단정하기 힘들다. 작업단위별 훈련, 작업단위 내 업무 배분, 작업단위 내 로테이션, 신입사원 채용 등 인사관리와 관련된 부분은 작업량, 작업 시간, 작업 속도, 작업 방식 등 순수한 작업장 수준의 변수에 비해 노동자가 참여할 여지가 상대적으로 적다고 인식되어지기 때문이다. 하지만, 순수한 작업장 수준의 변수만을 사용하여 작성한 지수를 가지고 분석한 결과도 8개 변수 모두를 사용한 경우와 비슷하여 여기서는 8개의 변수를 구분하지 않고 모두 사용한 지수를 사용한다.

〈표 4〉 개별 변수와 정보통신기술 도입 속도 및 수준과의 회귀분석 결과

	참여 관련 변수	추정계수	
		LIC1	LKC1
정보제공 (I)	기업설명회 개최 횟수	0.002	0.004
	정기적 소식지 발간 여부	0.029**	0.063***
	직제회의 통한 경영정보공유 여부	0.015	0.043**
	정보제공 관련 참여지수	0.016**	0.036***
의견수렴 (II)	노동자 1인당 제안건수	-0.002	-0.004
	소집단 참여 비율	0.001	0.0002
	종업원 간담회 개최 횟수	0.004	0.005
	사내 전자게시판 설치 여부	0.06***	0.1***
	현장에서 경영자, 노동자 간 정기적 대화 여부	0.001	-0.019
	경영자와의 핫라인 설치 여부	0.019	0.036
	고충처리기관 운영 여부	0.016	0.03
	의견수렴 관련 참여지수	0.012**	0.015*
의사결정 (III)	작업단위 업무량 자율적 결정 정도	0.01	0.005
	작업단위 업무 수행방식 자율적 결정 정도	0.024***	0.018
	작업단위 업무 속도 자율적 결정 정도	0.017**	0.024**
	작업단위 업무시간 자율적 결정 정도	0.014	0.016
	작업단위 업무 배분 자율적 결정 정도	0.029***	0.031**
	작업단위 로테이션 자율적 결정 정도	0.013	0.021
	작업단위 훈련 자율적 결정 정도	0.018**	0.019
	작업단위 신입사원 채용 자율적 결정 정도	0.008	-0.002
	작업장 의사결정 관련 참여지수	0.017***	0.017*
전체	종합적 참여지수	0.018***	0.019***

주 : ***=1%, **=5%, *=10% 유의수준.

표에서 알 수 있듯이 정보통신기술 도입 속도와 통계적으로 유의미한 상관관계를 가지는 변수들은 정보제공 관련 변수들 중 정기적 소식지 발간 여부, 의견수렴 관련 변수 중 사내 전자게시판 설치 여부, 작업장 참여 관련 변수 중 업무수행방식/업무배분/훈련 변수에 국한된다. 정보통신기술 도입 수준과의 관계에서도 대체로 비슷한 결과를 보여주어 일부 변수만이 통계적으로 유의미한 상관관계를 보이고 있다.

비록 낮은 수치이지만 전반적인 참여수준지표와 각 유형별 지표에서 정보통신기술 도입 속도와 통계적으로 유의한 상관관계를 보여주며, 다른 유형에 비해 작업장에서의 의사결정 관련 참여지표에서 가장 큰 상관관계를 보여주고, 참여지표를 구성하는 변수 중 특정 변수만이 정보통신기술 도입 속도와 상관관계를 갖는 결과로부터 우리는 다음

과 같은 해석을 할 수 있다. 첫째, 정보통신기술의 도입 속도는 기업내 정보제공, 의견수렴, 작업장 의사결정 등 전 분야에 걸친 노동자의 참여를 확대하는 요소라는 것이다. 이는 정보통신기술이 가지는 정보 생성□저장□유통 비용 및 시간의 절약이라는 특성상 도입된 정보통신기술은 참여의 정도를 확대시키는 역할을 할 수 있다는 일반적인 상식과 부합되는 사실이기도 하다. 둘째, 정보통신기술은 기업규모 및 조직변화 유무와 함께 기업내 참여를 설명하는 주요한 변수라고 판단된다. 그 외 노조 유무가 의사결정참가(Y3)에만 유의미한 변수이고 정보제공이나 의견수렴의 경우에 유의하지 않은 것으로 나타난 점은 노조가 근로자에게 정보제공을 하고 의견수렴을 하는 데 기여하는 경향은 적고 의사결정에 영향을 행사하는 방식으로 작업조직을 변화시키는 경향을 갖는 데 기인하는 것은 아닌가 사료된다. 하지만 상관관계의 부호가 음(-)이라는 사실에 대한 해석은 단순히 노조가 작업장에서의 의사결정 참여에 부정적인 영향을 미친다고 해석하기보다는 노조의 의사결정과 관련된 참여가 주로 이루어지는 영역이 작업장(시간, 작업량, 작업방식 등)보다는 다른 영역에 집중되어 있다고 보는 것이 타당하다고 할 수 있다. 한편, 정보제공이나 의견수렴의 경우에는 시장에서의 반응변수가 주요 설명변수로 보이는데 이는 시장에 민첩하게 반응하기 위해서는 근로자에게 시장관련 정보제공 및 이에 대한 근로자의 의견수렴이 필수적이라는 점을 방증하는 증거라고 해석된다. “셋째, <표 1>에서 의사결정관련 참여지표(Y3)의 평균이 타유형의 평균보다 높고 편차도 적은 상태(표 1)를 전제로 고려할 때 정보통신기술이 다른 유형보다 의사결정 관련 지표에 더 높은 영향을 미치는 것으로 나타난 결과(표 3)는 (다른 조건이 일정하다는 가정하에서) 정보통신기술이 참여 정도의 유형간 차이를 완화시키기보다는 오히려 확대시키는 경향을 가질 것임을 예상케 한다. 물론 우리나라의 정보통신기술 확산이 벤치마킹 차원에서 일종의 쇼크 형태로 급격히 도입된 탓에 과도적으로 자율적 의사결정에 많이 맡기는 방식의 작업조직문화가 크게 나타났을 수 있고 그에 따라 정보통신기술이 다른 유형보다 의사결정 관련 지표에 더 높은 영향을 미치는 것으로 나타났을 수 있다. 어떻게 해석하든 우리나라 기업의 작업조직에서는 정보제공(Y1)과 의견수렴(Y2)에 정보통신기술을 보다 적극적으로 활용하기 위한 노력이 필요한 상태라고 판단된다. 왜냐하면 참여 관련 지표(Y1, Y2, Y3)가 비참여로부터 참여에 이르는 연속선상에 위치한다는 점을 염두에 둘 때 의사결정에의 참여(Y3)가 실질적인 기능을 발휘하기 위해서는 충분한 정도의 정보제공(Y1)과 의견수렴(Y2)이 필요하리라고 예상되기 때문이다. 넷째, 정보통신기술의 도입이 모든 종류의 참여수단을 제고하여 참여의 정도를 높이는 것이 아니라 몇 가지의 수단을 제고함으로써 전체적인 참여 정도를 높이는 것으로 판단된다. 정보제공 및 의견수렴과 관련해서는 소식지, 사내 전자게시판 등 전자적인 수

단을 통해 시행이 가능한 부분에서만 도입 속도 및 수준이 높을수록 그 정도가 제고되는 경우를 보이며 이는 인터넷, 인트라넷 등 통신망을 이용한 사내 게시판 등이 설치·운영되는 경우 대부분의 기업 관련 정보제공과 의견수렴이 이루어져 종업원 간담회, 고충처리기관 등 기존 오프라인상의 다른 방법들의 필요성이 줄어드는 결과라고 해석해 볼 수 있다. 한편, 작업장 참여와 관련해서는 작업량, 작업시간, 채용 등에 비해 상대적으로 작업장에서 결정되기 쉬운 부분인 작업방식, 작업 배분, 훈련 등에서 도입 속도 혹은 도입 수준이 높은 기업일수록 참여 정도가 늘어나고 있는 모습을 보여준다.

이렇듯, 전체 기업 수준에서 도출된 결과는 정보통신기술이 (비록 작은 규모이지만) 참여의 정도를 전반적으로 제고시켜 주고, 참여의 세 유형 모두에 긍정적인 효과를 끼침으로써 참여를 통한 노동의 양호성에 도움을 주는 것으로 나타나고 있다.

2. 기업 특성별

이러한 정보통신기술 도입 속도가 참여에 미치는 영향이 반드시 모든 기업에 비슷하게 적용된다고 확신할 수 없다. 이를 알아보기 위해 이번 장에서는 각 기업의 특성별로 기업을 구분하여 정보통신기술과 참여간 회귀분석을 통해 추정계수를 산출하고 이를 비교한다.

또한 서론에서 밝혔듯이 정보통신기술이 참여를 통해 양호한 노동(Decent Work)에 미치는 영향을 분석하기 위해서 앞에서 살펴본 전체 기업 수준에서 기술 도입에 따라 참여의 일반적 수준이 어떠한 영향을 받느냐에 대한 분석 이외에 각 부문간 형평성(equity) 관점에서 정보통신기술 도입이 특성별 기업간 참여 수준의 격차에 어떠한 영향을 미치느냐에 대한 분석도 하게 된다. 이를 위해 우리는 해당 집단간 참여 관련 지표 평균값을 우선 비교한 후 추정계수를 비교한다. 가령, A 집단의 참여지표 평균이 B 집단보다 높은 경우 A 집단의 추정계수가 B 집단보다 높게 나온다면 정보통신기술은 해당 집단간 참여 정도의 격차를 확대하는 역할을 할 것으로 예상할 수 있으며, 반대의 경우(A 집단의 추정계수가 B 집단보다 작은 경우)에는 격차를 축소하는 역할을 할 것으로 기대할 수 있다.

가. 대기업과 중소기업

우선 기업의 규모를 기준으로 대기업과 중소기업으로 나누어(300인 기준) 참여 관련

〈표 5〉 대기업과 중소기업의 유형별 참여 관련 지표

	대기업	중소기업	유의성 검증
기업수	445	1318	
정보제공(Y1)	0.458(0.241)	0.303(0.213)	***
의견수렴(Y2)	0.477(0.166)	0.335(0.18)	***
의사결정 (Y3)	0.509(0.162)	0.486(0.185)	**
종합적 참여(Y123)	0.484(0.128)	0.377(0.133)	***

주: 각 특성별 평균값이며, ()안은 표준편차. 유의성 검증은 대기업과 중소기업 간 각 변수의 차이에 대한 T-검정 결과.

***=1%, **=5%, *=10% 유의수준, n은 유의하지 않음.

지표를 살펴보면 중소기업에 비해 대기업에서 참여 정도가 월등히 높으며 이러한 차이는 참여의 세 유형 모두에 걸쳐 있는 것으로 나타난다. 특히, 정보제공과 의견수렴에서의 차이가 작업장 의사결정 참여보다 더 큰 것으로 나타나고 있다.

참여 수준에서 차이를 보이는 대기업과 중소기업에서의 정보통신기술 도입 속도와 참여 관련 지수간의 회귀분석 결과는 표에서 볼 수 있듯이, 정보통신기술 도입 속도가 전반적 참여지표에 미치는 영향은 중소기업에서보다 대기업에서 더 크고(추정계수), 통계적으로도 의미가 있는 것으로 나타나고 있다¹³⁾. 참여 유형별로 살펴보면 대기업에서는 주로 의견수렴과 관련되어 영향을 미치는 것으로 나타나며, 중소기업에서는 정보제공과 작업장 의사결정 참가를 통한 참여가 좀더 영향을 받고 있다. 한편, 정보통신기술 수준과의 상관관계를 보면 표본수가 유의한 회귀분석을 위해 필요한 30개에 미치지 못하는 경우가 있어 대기업·중소기업 간 비교를 하기 어려우나 다만 중소기업에서 정보제공과 작업장 참여에 있어 통계적으로 유의한 상관관계가 나타나는 것을 볼 수 있다.

한편, 대기업·중소기업 간 존재하는 참여 수준의 격차를 고려할 때 도입 속도의 관점에서 전반적 수준에서는 정보통신기술이 양 집단간 참여 정도 격차를 확대하는 역할을 할 것으로 기대되며, 유형별로 파악하면 의견수렴에 있어서는 격차를 확대하는 반면 정보제공과 작업장 의사결정에 있어서는 격차를 줄여 줄 것으로 기대된다.

13) 양 집단간 추정계수의 차이를 보여주기 위해서는 원칙적으로 통계적인 검정이 필요하나 양 집단간 추정계수의 크기가 상당히 차이가 나고 통계적 유의미성도 뚜렷이 차이가 나고 있어 통계적 검정은 생략한다(이하의 집단 비교에서도 동일).

〈표 6〉 대기업과 중소기업에서의 정보통신기술 도입 속도와 참여변수 간 회귀분석 결과

변 수	대기업		중소기업(LIC)	
	LIC	LKC	LIC	LKC
정보제공(Y1)	0.008	0.048	0.018**	0.032***
의견수렴(Y2)	0.034***	0.018a	0.007	0.013
의사결정 (Y3)	0.007	-0.016	0.02***	0.027***
종합적 참여(Y123)	0.021**	0.018a	0.008	0.019***

주 : ***=1%, **=5%, *=10% 유의수준.

a: N<30

〈표 7〉 제조업과 서비스업의 유형별 참여 관련 지표

	제조업	서비스업	유의성 검정
기업수	876	777	
정보제공(Y1)	0.355(0.225)	0.329(0.236)	**
의견수렴(Y2)	0.392(0.189)	0.342(0.18)	***
의사결정 (Y3)	0.492(0.164)	0.498(0.208)	n
종합적 참여(Y123)	0.41(0.133)	0.389(0.152)	**

주: 각 특성별 평균 값이며, ()안은 표준편차. 유의성 검증은 제조업과 서비스업 간 각 변수의 차이에 대한 T-검정 결과.

***=1%, **=5%, *=10% 유의수준, n은 유의하지 않음.

나. 제조업과 서비스업

다음으로 기업의 업종을 기준으로 제조업과 서비스업으로 구분하여 분석해 보자. 우선 사업체패널 조사를 통해 드러난 이들의 참여 관련 현황을 살펴보면 제조업과 서비스업 간 참여의 정도에 있어 제조업이 전반적인 참여의 정도나 각 유형별 참여의 정도 모두에서 약간 높으나 차이가 그렇게 크지 않은 것으로 나타난다. 특히 의사결정 참가에 있어서는 제조업과 서비스업 간 차이는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타난다.

한편 회귀분석을 통해 양 기업군의 정보통신기술 도입 속도와 참여 관련 지표와의 상관관계를 살펴보면 참여의 전반적 수준에서는 제조업에 비해 서비스업에서의 계수가 더 크게 나타나고 있으나 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 한편,

〈표 8〉 제조업과 서비스업의 정보통신기술 도입속도와 참여변수간 회귀분석 결과

변 수	제조업		서비스업	
	LIC	LKC	LIC	LKC
정보제공(Y1)	0.011	0.027**	0.021*	0.042***
의견수렴(Y2)	0.011	0.014	0.012	0.014
의사결정 (Y3)	0.017**	0.016	0.015	0.021
종합적 참여(Y123)	0.009	0.012	0.015	0.03***

주 : ***=1%, **=5%, *=10% 유의수준.

유형별로 살펴보면 작업장 의사결정 참여에 있어서는 서비스업에 비해 제조업에서 도입 속도가 빠른 기업일수록 참여의 정도가 높아지는 경향이 통계적으로 유의미하며 정보제공은 서비스업에서만 통계적으로 유의미하게 도입 속도가 빠른 기업일수록 증가하는 것으로 나타난다. 한편, 정보통신기술 도입 수준과의 상관관계를 살펴보면 제조업에 비해 서비스업에서 도입 수준이 높은 기업일수록 정보제공 정도가 높아지는 경향이 더 큰 것을 알 수 있다.

제조업과 서비스업 간 참여지표의 차이가 비록 통계적으로 유의미하지만 그 절대적 크기가 그리 크지 않아 정보통신기술이 제조업과 서비스업 간 참여 정도의 격차에 어떤 방향으로 영향을 미칠 것인가에 대한 예상은 큰 의미가 없다.

다. 정보통신산업 · 비정보통신산업

다음으로 조사 대상 기업들을 정보통신산업 여부에 의해 구분하여 참여 현황을 살펴보면 비록 기업수의 차이가 심해 대표성의 문제가 있지만 정보통신산업에서의 참여의 정도가 비정보통신산업에 비해 상당히 높은 것으로 나타나며, 의사결정 참가를 제외하고는 그 차이가 모두 통계적으로 유의미하다. 특히, 정보제공과 의견수렴에 있어서는 그 차이가 심한 것을 알 수 있다.

두 기업군의 정보통신기술과 참여 간 상관관계 비교는 정보통신산업에 속해 있는 기업군에서 관측치의 수가 적어 유의한 회귀분석이 불가능하여 어렵다. 하지만 표에서 알 수 있듯이 비록 통계적으로는 유의하지는 않지만 정보통신산업과 비정보통신산업 간에는 정보통신기술 도입 속도가 참여에 미치는 영향은 뚜렷하게 차이가 난다. 정보통신산업에 속하는 기업들에서는 통계적으로 유의하지 않지만 도입 속도가 빠른 기업

〈표 9〉 정보통신산업과 비정보통신산업의 유형별 참여 관련 지표

	정보통신산업	비정보통신산업	유의성 검정
기업수	134	1666	
정보제공(Y1)	0.431(0.242)	0.334(0.228)	***
의견수렴(Y2)	0.452(0.186)	0.362(0.185)	***
의사결정 (Y3)	0.523(0.194)	0.49(0.177)	n
종합적 참여(Y123)	0.449(0.148)	0.399(0.136)	***

주 : 각 특성별 평균 값이며, ()안은 표준편차. 유의성 검증은 정보통신산업과 비정보통신산업간 각 변수의 차이에 대한 T-검정 결과.

***=1%, **=5%, *=10% 유의수준, n은 유의하지 않음.

일수록 참여의 정도가 낮아지는 경향이 보이는 반면, 비정보통신산업에서는 전반적인 참여의 정도는 물론이고 모든 참여 유형이 정보통신기술 도입 속도와 통계적으로 유의미한 양의 상관관계를 보이고 있어, 정보통신기술 도입 속도가 빠른 기업일수록 참여의 정도가 높다는 것을 보여준다. 정보통신기술 도입 수준을 이용한 분석에서도 도입 속도의 경우와 전반적으로 비슷한 결과를 얻는데, 다만 작업장에서의 의사결정 참여에 대해서는 정보통신산업에서는 양의 상관관계가 보이는 반면, 비정보통신산업에서는 통계적으로 유의미한 결과를 얻지 못하고 있다. 관측치의 부족을 고려하면 이에 대한 해석은 제한적일 수밖에 없다. 하지만 비정보통신산업에서 뚜렷하게 나타나는 정보통신기술 도입과 참여 정도와의 상관관계는 정보통신산업에 비해 상대적으로 낮은 참여 수준을 가지고 있고 낮은 정보통신기술 도입을 보일 것으로 기대되는 비정보통신산업에서 정보통신기술 도입의 확산이 참여 확대와 연결되어 있는 것으로 해석된다.

〈표 10〉 정보통신산업과 비정보통신산업의 정보통신기술 도입 속도와 참여변수 간 회귀분석 결과

변 수	정보통신산업		비정보통신산업	
	LIC	LKC	LIC	LKC
정보제공(Y1)	-0.064*a	-0.129*a	0.020***	0.042***
의견수렴(Y2)	-0.017a	0.023a	0.013**	0.015*
의사결정 (Y3)	0.032a	0.144**a	0.016**	0.015*
종합적 참여(Y123)	-0.019a	-0.011a	0.011**	0.02***

주 : ***=1%, **=5%, *=10% 유의수준.

a: n<30.

한편, 정보통신기술 도입이 정보통신산업과 비정보통신산업 간 참여 정도의 격차에 어떠한 영향을 미치는가에 대해서는 판단하기 힘들다.

라. 노조가 있는 기업과 노조가 없는 기업

다음으로 노조의 유무에 따라 정보통신기술 도입과 참여 간의 상관관계가 어떻게 차이가 나는지를 살펴보자. 전반적인 참여 정도를 보면 노조가 없는 기업에 비해 노조가 있는 기업에서 높은 것으로 나타나고, 유형별로 살펴보면 정보제공과 의견수렴에서는 유노조 기업에서의 참여 정도가 높은 반면 작업장에서의 의사결정 참여는 (정보제공과 의견수렴에서의 차이에 비해 작은 크기지만) 반대로 노조가 없는 기업에서 더 높은 것으로 나타나지만 이는 통계적으로 유의미하지 않다.

두 기업군에서 정보통신기술 도입이 참여에 미치는 영향을 살펴보면 참여의 전반적인 정도에서는 유노조 기업이 무노조 기업에 비해 정보통신기술 도입 속도가 빠를수록 참여의 정도가 올라가는 경향이 더 크게 나타나고 있으며, 유노조 기업에서의 관계는 통계적으로 유의하다. 유형별로는 무노조 기업에 비해 상대적으로 유노조 기업에서 특히 의견수렴과 작업장 의사결정 참가 부분에서 이러한 상관관계가 뚜렷이 나타나며, 무노조 기업에서는 정보제공에서 상관관계가 뚜렷하다. 이러한 결과는 노조가 있는 기업에서는 노조가 없는 기업들에 비해 정보통신기술 도입이 보다 고차원의 참여 유형인 의견수렴과 작업장 의사결정 참가와 관련을 가지고 진행되고 있음을 의미한다고 볼 수 있다.

〈표 11〉 유노조 기업과 무노조 기업의 유형별 참여관련 지표

	유노조기업	무노조 기업	유의성 검정
기업수	682	1119	
정보제공(Y1)	0.400(0.252)	0.306(0.209)	***
의견수렴(Y2)	0.418(0.188)	0.340(0.18)	***
의사결정 (Y3)	0.485(0.182)	0.497(0.178)	n
종합적 참여(Y123)	0.440(0.145)	0.381(0.130)	***

주: 각 특성별 평균 값이며, ()안은 표준편차. 유의성 검정은 유노조기업과 무노조기업간 각 변수의 차이에 대한 T-검정 결과.

***=1%, **=5%, *=10% 유의수준, n은 유의하지 않음.

〈표 12〉 유노조 기업과 무노조 기업의 정보통신기술 도입 속도와 참여변수 간 회귀분석 결과

변 수	유노조기업		무노조 기업	
	LIC	LKC	LIC	LKC
정보제공(Y1)	-0.0003	0.021	0.021**	0.037***
의견수렴(Y2)	0.033***	0.041***	0.002	0.009
의사결정 (Y3)	0.023**	0.014	0.014*	0.018
종합적 참여(Y123)	0.019**	0.023*	0.004	0.016**

주 : ***=1%, **=5%, *=10% 유의수준.

이러한 상관관계의 기업군간 차이는 정보통신기술 도입이 전반적인 수준에서 유노조 기업과 무노조 기업 간의 참여의 격차를 확대시키는 역할을 할 것으로 기대되며, 유형 별로는 정보통신기술 도입이 의견수렴에서의 격차는 더욱 확대시키나 정보제공에서의 격차는 줄어 나갈 것으로 기대된다. 정보통신기술 도입 수준과의 상관관계를 보더라도 비슷한 결과를 얻는다.

마. 정보통신기술 도입 속도·수준이 높은 기업과 낮은 기업

정보통신기술 도입과 참여의 간 상관관계 분석에 있어 ICT 도입 속도 및 수준 정도는 기업을 구분하는 또 다른 기준이 될 수 있다. 그리고 두 가지 기준 중 보다 기업의 특성을 잘 구분지을 수 있는 것은 1년간 ICT 예산 지출액과 연관된 도입 속도보

〈표 13〉 정보통신기술 도입 수준이 높은 기업과 낮은 기업의 유형별 참여관련 지표

	도입수준 높은 기업	도입수준 낮은 기업	유의성 검정
기업수	279	279	
정보제공(Y1)	0.353(0.221)	0.237(0.192)	***
의견수렴(Y2)	0.383(0.18)	0.296(0.167)	***
의사결정 (Y3)	0.52(0.184)	0.454(0.182)	***
종합적 참여(Y123)	0.421(0.128)	0.332(0.124)	***

주: 각 특성별 평균 값이며, ()안은 표준편차. 유의성 검증은 정보통신기술 도입 수준이 높은 기업과 정보통신기술 도입 수준이 낮은 기업간 각 변수의 차이에 대한 T-검정 결과.

***=1%, **=5%, *=10% 유의수준, n은 유의하지 않음.

〈표 14〉 정보통신기술 도입수준 높은 기업과 낮은 기업의 정보통신기술 도입속도와 참여변수 간 회귀분석 결과

변 수	도입수준 높은 기업		도입수준 낮은 기업	
	LIC	LKC	LIC	LKC
정보제공(Y1)	0.023	0.045**	-0.003	-0.015
의견수렴(Y2)	0.0003	0.019	-0.008	-0.029
의사결정(Y3)	0.01	0.014	0.031*	0.041
종합적 참여(Y123)	-0.0008	0.016	0.001	-0.013

주 : ***=1%, **=5%, *=10% 유의수준.

다는 지금까지의 투자로 인한 결과인 ICT 도입 수준이 된다. 본 연구에서는 4분위수를 이용하여 정보통신기술 자본스톡 수준이 상위 50%에 속하는 기업을 높은 기업, 하위 50%에 속하는 기업을 낮은 기업으로 정의하였다. 우선 양 기업군 간 참여의 정도를 살펴보면 전반적 참여 수준과 유형별 참여지표 모두에 있어 도입 수준이 높을수록 참여의 정도가 높았다.

이러한 양 기업군에서 정보통신기술 도입 속도와 참여지수 간의 상관관계 분석은 대부분에 있어 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보여준다. 통계적으로 볼 때, 이는 처음기대와는 달리 정보통신기술 도입 속도와 참여 정도 간의 상관관계 분석에 정보통신기술 도입 수준의 차이에 따른 기업 구분이 크게 의미가 없음을 의미하며, 앞서 보았던 정보통신기술 도입 속도가 빠른 기업일수록 참여의 정도가 높아지는 경향이 기업의 기존 정보통신기술 도입 수준과는 무관하게 발견된다고 해석할 수 있다. 한편, 정보통신기술이 도입 속도를 기준으로 구분한 기업 집단간 참여의 격차에 대해 미치는 영향에 대한 예상은 통계적으로 유의미하지 않다.

바. 여성 노동자 비율이 높은 기업과 낮은 기업

정보통신기술이 특성별 기업간 격차를 줄일 수 있느냐 라는 여부는 기업 내 여성 노동자 비율을 기준으로 기업을 구분하여 비교함으로써도 파악될 수 있다. 여성 노동자 비율을 기준으로 기업을 구분하여 보면 큰 차이는 아니지만 여성 노동자 비율이 낮은 기업(전체 하위 50%)에서 참여의 정도가 더 높은 것으로 나타나며 그 차이는 의견수렴 부분에서 상대적으로 가장 크지만 통계적으로는 의사결정 참가에 있어서만 유

〈표 15〉 여성 노동자 비율이 높은 기업과 낮은 기업의 유형별 참여관련 지표

	여성 노동자 비율 높은 기업	여성 노동자 비율 낮은 기업	유의성 검정
기업수	641	641	
정보제공(Y1)	0.331(0.229)	0.343(0.232)	n
의견수렴(Y2)	0.347(0.18)	0.381(0.192)	***
의사결정 (Y3)	0.495(0.177)	0.488(0.191)	n
종합적 참여(Y123)	0.394(0.136)	0.409(0.144)	n

주: 각 특성별 평균 값이며, ()안은 표준편차. 유의성 검증은 여성 노동자 비율이 높은 기업과 여성 노동자 비율이 낮은 기업간 각 변수의 차이에 대한 T-검정 결과.

***=1%, **=5%, *=10% 유의수준, n은 유의하지 않음.

의미하다.

그런데 이들 기업군간 정보통신기술 도입 속도가 참여에 미치는 영향을 분석하면 여성 노동자 비율이 높은 기업에서는 대부분의 참여지수와 도입 속도가 통계적으로 유의미한 관계가 나타나지 않음에 비해 비율이 낮은 기업에서는 전반적 수준의 참여지수(Y3)와 유형별 참여지수 모두 유의미한 양의 추정계수를 보인다. 이는 여성 비율이 높은 기업보다는 남성 비율이 높은 기업에서 정보통신기술 도입 속도가 빠른 기업일수록 참여가 확대되는 경향이 뚜렷하다는 의미로 해석할 수 있다. 하지만 양 기업군간 참여 정도의 격차가 의견수렴을 제외하고는 통계적으로 유의미하지 않기 때문에 정보통신기술에 대한 투자가 양 기업군간 참여 정도의 격차에 미치는 영향에 대해서는 통계적으로 유의미한 예측이 어렵다(단, 의견수렴 관련 참여의 격차는 정보통신기술 도입으로 확대될 것으로 예상된다).

〈표 16〉 여성 노동자 비율이 높은 기업과 낮은 기업의 정보통신기술 도입 속도와 참여변수 간 회귀분석 결과

변 수	여성 노동자 비율 높은 기업		여성 노동자 비율 낮은 기업	
	LIC	LKC	LIC	LKC
정보제공(Y1)	-0.003	0.029**	0.035***	0.049***
의견수렴(Y2)	0.008	0.02*	0.02*	0.01
의사결정(Y3)	0.015*	0.013	0.022**	0.026*
종합적 참여(Y123)	0.002	0.02**	0.02***	0.021*

주: ***=1%, **=5%, *=10% 유의수준.

사. 시장에 대한 반응정도가 빠른 기업과 느린 기업

서론에서 밝혔듯이 시장에서의 노동자 참여에 대한 최근의 관심이 급변하는 기업환경에 대응하기 위해 보다 유연하고 참여적인 소위 ‘고성과 조직’의 필요에 의해 제기되고 있다는 사실을 감안할 때 시장에 대한 반응정도라는 기준은 기업 특성별로 정보통신기술이 참여에 미치는 영향을 분석할 때 또 하나의 좋은 기준이 될 수 있다. 동 기준에 따라 기업을 구분하여 참여 정도를 알아보면 예상대로 통계적으로 유의하게 시장에 대한 반응 정도가 빠른 기업에서 전반적인 참여의 정도가 높은 것으로 나타난다. 하지만 유형별로 살펴보면 정보제공과 의견수렴에서는 차이가 상당한 반면, 작업장 의사결정 참가에 있어서는 그 차이가 거의 나지 않으며 이는 통계적으로도 유의미하지 않다.

〈표 17〉 시장에 대한 반응 정도가 빠른 기업과 느린 기업의 유형별 참여관련 지표

	시장에 대한 반응 정도 빠른 기업	시장에 대한 반응 정도 느린 기업	유의성 검정
기업수	631	566	
정보제공(Y1)	0.390(0.225)	0.324(0.227)	***
의견수렴(Y2)	0.423(0.182)	0.354(0.182)	***
의사결정 (Y3)	0.508(0.17)	0.489(0.17)	n
종합적 참여(Y123)	0.438(0.128)	0.392(0.136)	***

주: 각 특성별 평균 값이며, ()안은 표준편차. 유의성 검증은 시장에 대한 반응 정도가 빠른 기업과 시장에 대한 반응 정도가 느린 기업간 각 변수의 차이에 대한 T-검정 결과.

***=1%, **=5%, *=10% 유의수준, n은 유의하지 않음.

한편 양 기업군 간의 정보통신기술 도입 속도와 참여지수 간의 상관관계를 살펴보면 대응 속도가 빠른 기업에서 도입 속도가 빠를수록 전반적 참여 수준이 올라가는 경향이 2배가 넘는 수준으로 크게 나타나며(통계적 유의성은 빠른 기업에서만 나타남), 유형별로는 정보제공과 작업장 의사결정 참가에서는 대응 속도가 느린 기업보다 빠른 기업에서 정보통신기술 도입 속도가 빠른 기업일수록 참여 정도가 올라가는 경향이 크게 나타나며(통계적 유의성은 빠른 기업에서만 나타남), 의견수렴에 있어서는 오히려 느린 기업에서의 경향이 더 큰 것으로 나타난다(통계적 유의성은 느린 기업에서만 나타남). 이러한 결과는 시장의 변화에 대한 대응 속도가 빠른 기업에서 보다 유연한 대응을

〈표 18〉 시장에 대한 반응 정도가 빠른 기업과 느린 기업의 정보통신기술 도입 속도와 참여 변수 간 회귀분석 결과

변 수	시장에 대한 반응 정도 빠른 기업		시장에 대한 반응 정도 느린 기업	
	LIC	LKC	LIC	LKC
정보제공(Y1)	0.024**	0.051***	0.006	0.023*
의견수렴(Y2)	0.01	0.012	0.016*	0.013
의사결정 (Y3)	0.029***	0.009	0.006	0.019*
종합적 참여(Y123)	0.015**	0.024**	0.006	0.014

주 : ***=1%, **=5%, *=10% 유의수준.

위해 노동자 참여를 독려하고 있으며, 이 과정 중에 정보통신기술은 정보제공을 확대하고 작업장 의사결정 참가를 확대함으로써 참여의 전반적 수준을 제고하고 있다는 사실을 의미한다.

한편, 이러한 양 기업군 간의 차이는 정보통신기술에 대한 투자가 전반적 수준과 정보제공에서 양 기업군 간의 참여 정도 격차를 늘리는 역할을 하는 반면(의사결정에 대해서는 양 기업군 간의 차이가 통계적으로 유의미하지 않아 예상 어려움), 의견수렴에 있어서는 그 격차를 줄이는 역할을 할 것으로 기대된다. 정보통신기술 수준을 기준으로 분석한 결과도 비슷한 추론을 가능하게 한다.

아. 협력업체와 모기업

정보통신기술이 양호한 일자리에 미치는 영향은 기업이 처한 상황이 모기업에 속한 협력업체인가, 혹은 협력업체를 두고 있는 모기업인가 여부에 따라 달라질 수 있다. 모기업의 하청 관계에 놓여 있는 협력업체는 생산방식, 생산량, 노동시간 등 노동의 질을 좌우할 수 있는 여러 분야에 걸쳐 모기업의 의사에 좌우되는 정도가 높아 기업의 독자성과 재량권이 적으며, 이러한 상황은 정보통신기술의 활용이라는 면에서도 영향을 줄 것이라고 예상할 수 있기 때문이다.

우선 대상 기업을 협력업체와 모기업으로 나누어 참여 현황을 살펴보면 예상대로 협력업체의 경우가 모기업에 비해 전반적 참여 수준이 낮으며 유형별로는 작업장에서의 자율적 결정에서의 차이는 타부분에 비해 상대적으로 적고 이는 통계적으로도 유의미하지 않으며, 정보제공과 의견수렴 부분에서의 차이는 상대적으로 크며 이는 통계적으

〈표 19〉 협력업체와 모기업의 유형별 참여 관련 지표

	협력업체	모기업	유의성 검정
기업수	326	355	
정보제공(Y1)	0.336(0.196)	0.417(0.233)	***
의견수렴(Y2)	0.369(0.169)	0.44(0.18)	***
의사결정 (Y3)	0.496(0.180)	0.503(0.168)	n
종합적 참여(Y123)	0.402(0.128)	0.452(0.127)	***

주: 각 특성별 평균 값이며, ()안은 표준편차. 유의성 검증은 협력업체와 모기업 간 각 변수의 차이에 대한 T-검정 결과.

***=1%, **=5%, *=10% 유의수준, n은 유의하지 않음.

로 유의미한 것을 알 수 있다.

이러한 격차를 가진 협력업체와 모기업에서 정보통신기술이 참여에 미치는 영향을 살펴보면 참여 수준이 상대적으로 낮은 협력업체에서 정보통신기술 도입 속도가 참여 수준에 미치는 영향이 더 큰 것으로 나타나 양 기업군이 모두 통계적으로 유의한 부분은 없다. 다만, 협력업체에서의 추정계수는 정보제공 관련 참여 부분을 제외하면 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 참여 유형별로 보면, 정보제공에 비하여 의견수렴과 작업장 참여에 있어 협력업체에서 정보통신기술의 도입 속도가 빠른 기업일 수록 참여 정도가 높아지는 경향이 큰 것을 알 수 있다. 이런 결과를 참여 수준의 격차와 같이 고려하면 정보통신기술은 참여라는 영역에서 협력업체와 모기업 간의 격차를 줄여 줄 수 있는 역할을 할 것으로 기대되며 그 효과는 의견수렴에서 가장 클 것으로 예상할 수 있다.

정보통신기술 도입 수준과 참여 정도와의 상관관계를 보더라도 비슷한 결과를 얻을 수 있다.

〈표 20〉 협력업체와 모기업의 정보통신기술 도입 속도와 참여변수 간 회귀분석 결과

변 수	협력업체		모기업	
	LIC	LKC	LIC	LKC
정보제공(Y1)	0.021	0.039	0.04*	0.051*
의견수렴(Y2)	0.027*	0.066***	0.008	-0.011
의사결정 (Y3)	0.053***	0.066***	0.007	-0.004
종합적 참여(Y123)	0.028**	0.056***	0.017	0.005

주 : ***=1%, **=5%, *=10% 유의수준.

IV. 요약 및 결론

1. 요약

지금까지 참여와 정보통신기술 도입 속도 및 수준과의 상관관계에 대한 회귀분석을 통해 ‘양호한 노동(Decent Work)’이라는 관점에서 기업에서 노동자 참여와 정보통신기술 도입 속도 및 수준 간의 관계를 알아보았다. 지금까지 도출된 결과를 요약하면 다음과 같다.

우선 전체 기업 수준에서 통계적으로 유의미하게 정보통신기술 도입 속도가 높은 기업일수록 전체적 참여 수준이 높은 것으로 나타났다. 또한, 정보제공, 의견수렴, 작업장 의사결정 참가라는 세 가지 유형별로 나누어 분석한 결과도 모두 정보통신기술 도입 속도와 참여 정도 간에 통계적으로 유의미한 양의 상관관계를 보이고 있다. 그리고 세 유형간에는 의사결정 참가에 있어 정보통신기술 도입 속도와 참여 간의 상관관계가 다른 부분에 비해 상대적으로 큰 것으로 드러났다. 한편, 참여지수를 구성하는 각 변수들과 정보통신기술 도입 속도 및 수준과의 상관관계를 알아보면 특정지수를 구성하는 변수 중 일부만이 정보통신기술과 통계적으로 유의미한 상관관계를 갖는 것으로 드러난다.

특성별로 기업을 나누어 정보통신기술 도입(속도 및 수준)과 참여 간의 상관관계에 대해 회귀분석한 결과에서는 특성별로 상이한 모습을 보여주었다. 상대적으로 참여 수준이 높은 대기업과 낮은 중소기업을 비교하면 전반적 수준에서는 중소기업에 비해 대기업에서 정보통신기술 도입 속도와 참여 간의 상관관계가 더 분명한 것으로 나타났다. 유형별로는 대기업에서는 중소기업에 비해 의견수렴 부분이, 중소기업에서는 정보제공과 작업장 의사결정 참여 부분에서 정보통신기술 도입 속도가 빠른 기업일수록 참여 정도가 높은 경향이 더 뚜렷하며, 이러한 상관관계에서의 차이는 정보통신기술에 대한 투자가 전반적 수준의 참여와 의견수렴 관련 참여에 있어서는 대기업과 중소기업 간의 격차를 확대하는 역할을 하나 정보제공과 작업장 의사결정 참가에 있어서는 격차를 줄이는 역할을 할 수 있을 것이라는 추론을 가능하게 한다.

제조업과 서비스업 간에는 참여의 정도에서 차이가 그리 크지 않았으며 정보통신기술과 참여 간의 상관관계에 있어서도 통계적으로 유의미하게 뚜렷한 차이를 보이지 않

았다.

반면, ICT 관련 산업과 ICT 비관련 산업 간의 비교에서는 참여 정도에 있어 큰 차이를 보였고, 관측치의 부족으로 비록 통계적으로 유의미하지는 않지만 정보통신기술과 참여간 상관관계 또한 큰 차이가 있었다. ICT 관련 산업에서는 참여의 정도는 상대적으로 높았고 비록 통계적으로 유의하지 않지만 정보통신기술 도입 속도가 빠른 기업일수록 참여의 정도가 낮아지는 모습을 보인 반면, 상대적으로 낮은 참여 수준을 보이는 비관련 산업에서는 통계적으로 유의미하게 도입 속도가 빠른 기업일수록 참여 정도가 높아지는 경향을 보였다. 이는 ICT 산업에 비해 상대적으로 정보화 수준이 낮을 것으로 기대되는 비ICT산업에서 정보통신기술 도입의 확산이 참여 확대에 더 큰 영향을 줄 수 있을 것이라는 예상을 가능하게 한다. 하지만, 통계적 유의성이라는 조건을 감안할 때, 정보통신기술이 ICT산업과 비ICT산업 간의 참여 격차에 어떠한 영향을 줄 것인가에 대해서는 예상하기 힘들다.

노조 유무를 기준으로 기업을 구분하여 분석한 결과에서도 차이가 발견되었는데 참여 정도는 유노조 기업에서 전반적으로 높았으며(통계적으로 유의미하지 않은 의사결정 관련 참여 정도 제외) 정보통신기술 도입 속도가 빠른 기업일수록 참여 정도가 제고되는 경향은 전반적 수준에서는 유노조 기업에서 더 뚜렷하고 크게 발견되었으며, 유형별로는 유노조 기업에서는 의견수렴 정도와 작업장 의사결정 참가가 정보통신기술 도입 속도가 빠른 기업일수록 높아지는 경향이 있는 반면, 무노조 기업에서는 정보제공이 그러한 경향을 보였다. 이는 정보통신기술이 유노조 기업과 무노조 기업 간의 참여의 격차를 확대하는 역할을 할 것이라는 추론을 가능하게 하며, 다만 정보제공 측면에서는 반대의 역할을 할 것으로 기대할 수 있다.

정보통신기술 도입 수준을 2단계로 나누어 높은 기업과 낮은 기업을 비교한 분석에서는 도입 수준이 높은 기업에서 참여 정도가 상대적으로 높은 상황에서 양 기업군간 정보통신기술 도입 속도와 참여 정도 간의 상관관계에 있어 유의미한 차이점이 발견되지 않아 정보통신기술에 대한 투자가 기업간 참여의 격차를 줄일 수 있는지에 대한 일관된 추론이 힘들다.

여성 노동자 비율을 기준으로 비율이 높은 기업과 낮은 기업으로 구분하여 분석해보면 여성 노동자 비율이 낮은 기업에서 참여의 정도가 약간 높은 상황(의견수렴을 제외하고 모두 통계적으로 유의미하지 않음)에서 정보통신기술 도입 속도가 빠른 기업일수록 참여의 정도가 제고되는 현상은 여성 노동자 비율이 낮은 기업에서만 통계적으로 유의하게 발견됨으로써 정보통신기술에 대한 투자가 의견수렴과 관련하여 양 기업군간 참여의 격차를 늘리는 역할을 할 것으로 기대되었다.

시장에 대한 반응 속도를 기준으로 기업들을 구분한 분석에서는 반응 속도가 빠른 기업에서 참여가 종합적 참여와 유형별 참여 모두 상대적으로 높은 상황에서(의사결정에서의 차이는 통계적으로 유의미하지 않음) 종합적 참여와 정보제공 및 의사결정 관련 참여에 있어 정보통신기술 도입 속도와 참여 간 양의 상관관계가 반응 속도가 빠른 기업에서 더 크게 나타나 정보통신기술에 대한 투자는 양 기업군간 참여 격차를 더욱 확대하는 효과를 가질 것으로 기대되었다(의사결정 제외).

마지막으로 협력업체와 모기업으로 기업을 구분하여 정보통신기술 도입 속도 및 수준과 참여 정도와의 상관관계를 비교분석한 결과에서는 협력업체에 비해 모기업에서 참여의 전반적 수준이나 각 유형별 참여 정도가 높았으나(의사결정에서의 차이는 통계적으로 유의미하지 않음) 정보통신기술 도입 속도 및 도입 수준과 참여 정도와의 상관관계는 참여 수준이 낮은 협력업체에서 큰 것으로 나타나 정보통신기술이 모기업과 협력업체 간의 참여의 격차를 줄여나가는 역할을 할 것으로 예상할 수 있다(의사결정 제외).

2. 결론

정보통신기술의 도입이 기업내 참여를 통해 양호한 노동에 미치는 영향을 분석한 지금까지의 결과를 실제 기업에서 발견되는 구체적인 사례와 연결하여 종합적으로 해석해 본다면 아래와 같은 결론을 얻을 수 있다.

우선, 정보통신기술이 참여라는 관점에서 노동의 양호성을 증진시킬 수 있는가라는 질문에 대해서는 첫째, 전체 기업을 대상으로 한 결과로부터 우리는 정보통신기술이 절대적인 참여 정도를 제고시켜 줌으로써 노동의 양호성을 향상시키는 역할을 하고 있다고 할 수 있다. 하지만 기업내 노동자 참여에 정보통신기술이 미치는 영향은 관측되지 않은 요소들에 의해 지배적인 영향을 받는 것으로 해석된다. 즉, 정보통신기술이 참여를 증진시키는 지배적인 요소라고 보기 힘들다.

이러한 점은 7년 전에 10여 명의 벤처기업으로 사업을 시작하여 현재 500여 명이 넘는 대기업으로 발전한 정보통신 관련 서비스 제공업체의 인사담당자와 최근에 필자들이 행한 일련의 인터뷰에서도 확인할 수 있었다. 노동자 참여 범위와 수준이 매우 높았던(사내 전자게시판을 활용하여 정보제공 및 의견수렴이 매우 활발히 이루어지고 많은 사항들이 직원들의 참여에 의해 결정되며, 노동자 대표가 참가하는 인사위원회를 통해 연봉 상승의 결정이 이루어지고, CEO는 이에 대해 개입하지 않는 정도) 이 기업의 인사책임자는 노동자 참여에 관한 동 기업의 문화에 대해 다음과 같이 논평했다.

“우리 기업의 노동자 참여 수준이 매우 높은 것은 우리 회사가 정보통신기술을 많이 활용하고 있기 때문이라고 생각하지 않습니다. 저희 기업은 새로운 형태의 비즈니스였기 때문에 초창기부터 노동자의 참여를 우선시하였으며 이것이 내부 구성원의 합의하에 기업의 관행으로 정착되었고, 정보통신기술은 이를 보다 저비용으로 효율적으로 운영할 수 있는 수단이었을 뿐입니다. 은행들을 보십시오. 정보통신기술을 굉장히 많이 활용하고 있지만 노동자의 참여 정도는 그리 높지 않지 않습니까?”

또한 이러한 정보통신기술이 참여에 미치는 영향에 있어 제한적인 모습은 앞서 지적하였듯이 정보통신기술이 참여에 영향을 미침과 동시에 노동자들에 대한 감시 수단으로 쓰일 수 있다는 일반적인 예상과도 연결되어 있는 것으로 해석할 수 있다. 이를 나타내는 좋은 사례 또한 상기한 참여 정도가 활발한 기업에서 발견되고 있다. 동 기업은 정규직이 아닌 파견업체의 직원들에 의해 운영되는 인터넷 쇼핑몰 상담을 위한 콜센터를 운영하고 있는데 이들의 전화 상담은 CTI(Computer Telephone Integration)라는 정보통신 시스템에 많은 부분을 의존하고 있다. 동 시스템은 교환기와 서버로 이루어져 기본적인 오는 전화 분배 기능 외에 다양한 기록이 가능해지는데 전화 상담 내용이 목소리와 통계치(시간 등)를 통해 기록되며 통화 도중 감청과 감청 결과에 따른 감독자의 개입도 가능하다. CTI를 통해 연계되어 있는 감독자의 컴퓨터에는 모든 전화 상담원의 현재 상태(통화중, 이식, 후처리, 대기상태), 통화중인 경우 통화 경과 시간, 고객 전화번호 등이 표시되며, 특정 상담원의 상담 시간이 3분이 넘는 경우 해당 상담원을 표시한 부분이 빨간 색으로 바뀌어 감독자에게 경고를 하고 3분이 넘어가는 상담에 대해서 감독자는 감청 등을 통해 주의 깊게 관찰을 하다가 문제가 있으면 해당 상담원에게 내부 연락망(메신저)으로 바로 권고사항을 보내고, 그래도 힘들면 감독자가 전화 상담에 개입하여 문제를 직접 해결하는 방식을 취한다. 이렇게 정보통신기술을 적극적으로 활용하여 업무를 수행하는 사례 기업 콜센터에서는 비록 동일한 회사 내임에도 불구하고 우리가 위에서 보았던 기업의 자발적인 참여문화는 발견되지 않으며 정보통신기술에 의한 작업 과정에 대한 전반적인 감시와 통제가 발견된다¹⁴⁾.

둘째, 참여 유형간 정보통신기술 도입 속도와 참여 정도 간의 상관관계의 차이를 통

14) 콜센터의 파견된 직원들이 느끼는 회사에의 소속감은 사례 대상 기업에 속한 직원들에 비해 낮은 것으로 보인다. 감독자가 판단하는 전화 상담원의 자질 중에 성실도와 근태가 목소리, PC 다루는 능력에 비해 더 중요한 것으로 자리잡고 있다는 사실이 이러한 분위기를 반영해 주고 있으며, 실제로 사례 기업은 이들의 낮은 만족도와 소속감을 제고하기 위해 각종 조치들을 행하고 있다.

해 정보통신기술 도입이 참여 제고에 효과를 미칠 수 있는 경로는 의견수렴보다는 정보제공과 의사결정 참가를 통해서임을 알 수 있다. 이는 현재 정보통신기술이 작업장 참여와 관련되어 정보제공이라는 일방적 특성을 가지는 참여 유형의 제고와 주로 상관 관계에 있으며 의견수렴이라는 쌍방적 특성을 갖는 유형의 제고와는 별 상관이 없음을 의미한다. 셋째, 기업 특성별 분석 결과는 정보통신기술에 대한 투자가 참여에 미치는 영향은 기업 특성별로 다르며 특히 참여의 유형별로 다른 모습을 보여주고 있다. 우리는 이로부터 기업이 정보통신기술을 이용하여 노동자 참여를 통해 자발적인 생산의욕을 제고하고 노동의 질을 높이고자 하는 경우 기업의 특성과 참여 유형을 고려하여 투자가 이루어지는 것이 바람직하다는 시사점을 얻을 수 있다.

다음으로, 정보통신기술이 기업군간 격차를 줄임으로써 노동의 양호성을 제고하는가에 대한 질문에 대해서는 첫째, 제고 정도는 기업의 특성별로 다르게 도출되는데 기업 규모, 노조 유무, 시장에서의 반응 정도 등 통계적으로 유의미한 결과를 보여주는 대부분의 구분에 있어(모기업/협력업체 구분 제외) 정보통신기술이 전반적 참여 수준(Y123)에 있어 기업군간 격차를 확대함으로써 사회적 관점에서 노동의 양호성을 훼손시킬 수 있는 가능성이 있다고 할 수 있다. 한편, 유형별로 보면 대체로 정보제공과 작업장 의사결정 과정에서의 참가에서의 참여 격차는 줄여 주고 의견수렴에서의 격차는 확대할 것으로 예상할 수 있으나 시장에 대한 반응 정도로 기업을 구분할 경우 반대되는 결과가 도출되는 등 일반화할 수 없는 부분이 많음에 따라 구체적인 기업 유형, 참여 유형에 따라 다양한 예측을 할 수 있다고 보는 것이 더 타당하다.

이상과 같은 결론을 바탕으로 정보통신기술이 참여를 통해 노동의 질에 미치는 영향은 제한적인 범위에서 긍정적이며 각 기업이 처해 있는 환경 및 특성에 의존하며 사회내 평등이라는 관점에서 보면 정보통신기술은 노동의 질에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있다는 종합적인 결론을 내릴 수 있다.

끝으로 본고의 한계와 함께 연구 주제와 관련된 몇 가지 추후 연구과제의 방향을 언급하고자 한다.

본고가 비록 양호한 노동이라는 차원에서 ICT 도입과 노동자 참여에 관한 문제를 다루려고 하였지만 아직 그와는 거리가 있다. 양호한 노동의 한 차원으로서 파악되는 참여에 관련된 분석이 제대로 이루어지기 위해서는 사실 인사관리 담당자나 노무관리 담당자만에 의한 실태조사와 더불어 사업체 노동자에 대한 조사가 함께 이루어지고 각 노동자의 특성별로 직장 몰입도 등이 조사된 자료가 존재해야 한다. 2002년 KLI 사업체 실태조사는 이러한 정보까지를 제공하고 있지는 못하다. 향후에 부가조사 형태 등으로 노동자의 참여에 대한 태도나 만족도 등이 조사될 때에야 비로소 양호한 노동의

한 차원으로서의 참여와 새로운 기술변화 간의 관계가 제대로 평가될 수 있을 것이다.

한편 기업 성과, 생산성에 영향을 미치는 작업 과정의 노동자 참여, 그리고 성과의 배분 과정에 대한 노동자 참여의 상호관계에 대한 탐구는 많은 노사관계 학자들이 관심을 가져온 분야이기도 하다(Freeman and Lazear, 1995; Addison, 1997; Fernie and Metcalf, 1995; Kim and Feuille, 1998; 원창희·김동헌, 1998 등 참조). 반면 본고는 정보제공, 의견수렴, 그리고 작업단위의 자율적 의사결정 측면과 ICT 도입 속도 간의 관계만을 다루고 기업 성과의 분배에 노동자가 참여하는 측면을 다루고 있지 못하다. 본 연구에서 사용한 자료인 2002 KLI 사업체 실태조사가 성과배분, 우리사주제와 같은 질문을 다루고는 있으나 이들 응답이 제대로 이루어진 표본수가 적을 뿐만 아니라 ICT 관련 응답이 동시에 존재하는 응답 표본은 더욱 적다. 향후 분배 과정에 대한 다양한 경로의 노동자 참가 특성을 포착하는 설문 개발과 함께 ICT와 같은 신기술 관련 지표에 대한 응답률이 높아진다면 노동자 참여와 기업 성과에 대한 전통적 분석에서 나아가 신기술, 노동자 참여, 기업 성과에 대한 보다 흥미로운 분석이 가능할 것이다.

또한 비록 앞에서 사례 제시를 통해서 보여주었지만 정보통신기술이 노동자에 대한 감시와 통제의 수단으로도 활용될 수 있다는 점은 정보통신기술이 노동자의 작업장에서 참여에 미치는 영향에 대한 보다 나은 연구를 위해 필요한 부분이며, 이를 위해서는 다양한 관련 사례에 대한 연구가 추가적으로 진행되어야 할 것으로 판단된다.

참고 문헌

- 김동배·이경목. 『근로자 참여의 영향요인과 성과』. 한국노동연구원, (2002).
- 원창희·김동헌. 「노동조합과 노사협의회의 생산성 효과」. 『노동경제논집』 21권 1호, (1988) pp.177~194.
- 한국은행. 「정보통신산업 발전이 생산성에 미친 영향」. 조사국 산업분석팀, 『조사통계월보』. 10월호, pp.25-48.
- 허재준·이영수·서환주. 『정보통신기술과 숙련노동』. 한국노동연구원, (2002).

Addison, John T. et al. "Worker Participation and Firm Performance : Evidence from Germany and Britain." mimeo, (November 1997).

- Anker Richard et al. *Measuring Decent Work with Statistical Indicators*. ILO, first draft. (2002).
- Bresnahan, Timothy, Erik Brynjofsson & Lorin Hitt. "Information Technology, Workplace Organization, and the Demand for Skilled Labor: Firm-level Evidence." *Quarterly Journal of Economics* CXVII, (February 2002) pp.339-376.
- Dachler H. P., & B. Wilpert. "Conceptional Dimensions and Boundaries of Participation in Organizations: A Critical Evaluation." *Administrative Science Quarterly* 23 (1). (1978) pp.1-39.
- Davenport Thomas H., & James E. Short. "The New Industrial Engineering: Information Technology and Business Process Redesign." *Sloan Management Review* 31(4). (Summer, 1990) pp.11-27.
- Davenport, T. H., Long, D.W.D., & M. C. Beers. "Successful Knowledge Management Projects." *Sloan Management Review* (Winter 1998) pp.43-57.
- Fernie, Sue & David Metcalf. "Participation, Contingent Pay, Representation and Workplace Performance: Evidence from Great Britain." *British Journal of Industrial Relations* 33 (3). (1995) pp.379-415.
- Freeman, B. Richard and Edward P. Lazear. "An Economic Analysis of Works Councils." in Joel Rogers and Wolfgang Streeck (eds.), *Works Councils: Consultation, Representation, and Cooperation in Industrial Relations*. Chicago: The University of Chicago Press, (1995).
- Gittleman M. et al. "'Flexible' Workplace Practices: Evidence from a Nationally Representative Survey." *Industrial and Labor Relations Review* 52 (1). (1998) pp.99-115.
- HEPPLE Bob. "Equality and Empowerment for Decent Work." *International Labor Review* 140. (2001), pp.5-18.
- ILO. *Decent Work. Report of the Director-General of the ILO to the 87th Session of the International Labour Conference*. Geneva, (1999).
- Khandelwal & Gottschalk. "Information Technology Support for Interorganizational Knowledge Transfer: An Empirical Study of Law firms in Norway and Australia." *Information Ressources Management Journal* 16 (1). (Jan-Mar. 2003) pp.14-23.

- Kim, Dong-Heon and Peter Feuille. "Works Councils in Korea: Implications for Employee Representation in the United States." *Proceedings of the 50th Annual Meeting of the Industrial Relations Research Association*. Chicago, (January 3~5, 1998) pp.146-154.
- Levine & Tyson, "Participation, Productivity and the Firms Environment." in A.S. Blinder(ed.), *Paying for Productivity*. Washington, D.C.: The Brookings Institution, (1990) pp.183-237.
- OECD. *Measuring the ICT Sector 2000*. Paris: OECD, (2000).
- Parks S. "Improving Workplace Performance; Historical and Theoretical Context." *Monthly Labor Review* 118 (5). (1995) pp.18-28.
- Whitfield K., & M. Poole. "Organizing Employment for High Performance; Theories, Evidence and Policy." *Organizational Studies* 18 (5). (1997) pp.745-764.

The Effect of Information and Communication Technology on Workplace Participation from the Perspective of Decent Work

Hwang, Junwook / Hur, Jai-Joon

This study analyzes the effect of ICT on workplace participation from the perspective of decent work, using the KLI business panel data. First, the findings on the overall businesses indicated that ICT enhances the decency of work by elevating the level of absolute participation, although the effect is not that great. Furthermore, based on the correlation between the speed of ICT introduction among different participation types and the level of participation, it was found that the introduction of ICT could impact the participation level through information provision and participation in the decision-making process, rather than by consultation. A corporate characteristic analysis revealed that the effect ICT investment has on participation varies by corporate characteristics, and the variation is even greater by participation type. This result suggests that when businesses want to use ICT to enhance the voluntary will to produce and raise the quality of labor through worker participation, it would be better to make investment while taking into consideration corporate characteristics and participation type.

Key Words : participation, information and communication technology (ICT),
decent work, corporate characteristics

노동정책연구

2003. 제3권 제4호 pp. 87~109

© 한국노동연구원

연구논문

고용조정의 결정요인: 감원계획과 일자리 소멸을 중심으로

이 규 용*
김 용 현**

본 논문은 한국노동연구원에서 실시한 사업체패널조사(2002년)를 이용하여 고용조정을 감원과 일자리 소멸로 구분하고, 이를 결정하는 요인에 대해 분석하였다. 분석의 초점은 기업의 고용조정이 전통적인 노동수요이론에서 논의되는 파생수요로서의 성격 이외에 경영효율성을 제고하기 위한 노력의 일환으로 이루어지고 있다는 가설을 검증하는 데 있다. 분석 결과에 따르면, 경영효율성지표로 제시된 변수들 중 결재단계 수가 감소할수록, 그리고 팀제를 도입한 기업일수록 감원계획 비율에는 양(+)의 유의적인 관계가 존재하고 있으나, 일자리 소멸과의 관계에서는 유의성이 발견되지 않았다. 이러한 분석 결과는 기업이 급변하는 환경하에서 지속적으로 효율성을 추구하게 되고 결과적으로 조직의 슬림화를 위한 감원을 수반하게 된다는 것이다. 그러나 경영효율성 제고 노력이 일자리 소멸에는 유의적인 영향을 미치지 않는 사실에서 알 수 있듯이 감원과 일자리 소멸에는 서로 다른 메커니즘이 작동하고 있으며, 나아가 효율성을 제고하고자 하는 다양한 노력들이 비록 특정 계층을 중심으로 감원을 유발시키지만 총량적인 일자리 소멸에는 영향을 미치지 않고 있음을 확인하였다.

핵심용어: 고용조정, 경영효율성, 감원, 일자리 소멸, 고용안정

I. 머리말

고용조정의 본래의 의미는 노동수요의 변화에 따른 고용량의 조정을 뜻하기 때문에

투고일: 2003년 11월 4일, 심사의뢰일: 11월 17일, 심사완료일: 11월 28일

* 한국노동연구원 전문위원(leeky@kli.re.kr)

** 한국노동연구원 연구원(yhk08@kli.re.kr)

고용량의 증가와 감소라는 두 가지 의미를 갖고 있다. 또한 좁은 의미에서의 고용조정은 고용인원 수를 조정하는 것을 의미하지만 넓은 의미에서는 임금이나 근로시간 조정 뿐만 아니라 기업조직의 재구축, 그리고 이에 따른 기업 내 인력구조의 변화를 포괄하는 개념으로 이해할 수 있다.

고용조정 개념은 1997년 말 시작된 외환위기에 따른 경기 침체 시기 이전까지는 우리에게 그다지 익숙하지 않았다고 볼 수 있다. 그런데 외환위기를 겪으면서 많은 기업들이 정리해고나 명예퇴직을 활발히 실시하게 되자 이러한 감량경영을 고용조정이라는 개념으로 설명하여 왔다. 이에 따라 인원감축을 고용조정으로 받아들이는 경향이 대두되어 왔다. 이러한 점에서 본 연구에서도 고용조정을 인원감축이라는 개념으로 설정하여 이를 인위적인 감원(downsizing)과 총 고용인원 수의 감소, 즉 일자리 소멸(job loss)이라는 두 가지 차원에서 접근하고자 한다.

개념상으로 볼 때 인원감축은 정리해고나 명예퇴직과 같은 기업의 감원 행위를 의미하는 것이고, 일자리 소멸은 고용의 스톱 변화, 즉 순변화가 음(-)인 것을 뜻한다. 일자리 소멸의 경우 감원을 하지 않더라도 유입에 비해 유출(자발적 이직)이 크면 이에 해당된다. 반면에 많지는 않겠지만 유입(채용) 인력이 감원을 포함한 유출 인력보다 많으면 음(-)의 일자리 소멸, 즉 일자리가 창출된 것으로서 이 경우는 본 연구의 고용조정 개념에는 해당되지 않는다. 현실적으로 자발적 이직자의 존재 등으로 감원인원 수와 소멸된 일자리 수가 일치할 가능성은 많지 않다.

그동안 고용조정의 원인에 대한 일반적인 설명으로 경기 하강에 따른 노동수요의 감소를 지적하여 왔다. 고용정책의 큰 틀도 일자리 감축이 산출물 수요의 경기적 또는 구조적 하락에 기인하고 있다는 관점에서 실업 문제에 접근하여 왔다고 볼 수 있다.¹⁾ 그런데 최근의 구조조정에 따른 고용조정의 내용을 들여다보면 이러한 인식이 현실의 실업 문제를 바라보는 데 한계가 있음을 알 수 있다. 물론 경기 변동이 실업률을 설명하는 핵심적인 개념이라는 사실은 여전히 변함이 없지만 기업들이 추구하는 감량경영을 설명하기에는 충분하지 않다. 상당수 기업들이 경영사정이 나쁘지 않음에도 불구하고 종종 명예퇴직이나 조기퇴직과 같은 방법을 통해 감량경영을 실시하고 있음은 주지의 사실이다.

이에 본 연구는 1997년 이후의 시기를 대상으로 기업에서 실시하고 있는 고용조정을 고용감축 특히, 정리해고·명예퇴직이라는 인위적인 인력감축과 순일자리 감축으로 분석 단위를 한정하고, 이를 결정하는 요인을 분석하고자 한다. 이는 지난 경제위기

1) 고용보험 내 고용안정사업의 하나인 전직지원제도의 요건도 경영상의 이유에 의한 해고사유로서 매출액 감소 등과 같은 경기 하강에 초점을 맞추고 있다.

이후 우리나라의 상당수 기업에서 진행된 정리해고·명예퇴직의 배경으로 경기 침체에 대한 감량경영이라는 측면 이외에 경영효율성 제고가 자리잡고 있다는 가설을 검토하고자 한다. 이러한 분석은 우리나라 기업의 인력관리 관행, 즉 노동수요 변화의 특징을 규명해 본다는 점에서 의미가 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 인력감축적 고용조정의 결정요인에 대한 이론적 논의 및 분석모형을 제시하고, 제Ⅲ장에서는 자료 및 변수의 기초통계를 정리한다. 제Ⅳ장에서는 고용조정의 결정요인에 대한 실증분석 결과를 제시하고 그 의미를 살펴본다. 끝으로 제Ⅴ장에서 결론을 정리해 보기로 한다.

Ⅱ. 분석 모형의 설정

고용조정에 관한 지금까지의 선행 연구들은 주로 고용규모의 변화, 즉 수량적 고용조정의 결정요인에 관해 이루어져 왔다. 선행 연구들에 의하면 수량적 고용조정은 크게 두 가지 종류의 결정요인을 가지는 것으로 나오고 있다. 하나는 외부의 경기 변동에 대한 대응의 성격이고, 다른 하나는 기업의 효율성 증대에 따른 고용의 감축이다. 미국에서 전자는 흔히 일시해고(lay-off)의 형태로, 후자는 감량경영(downsizing)으로 나타나고 있다. 1980년대 초반 경기 하강 국면을 경험한 미국의 경우 인원감축은 경기 변동에 따른 일시해고의 성격이 강한 것으로 생각되었다. 그러나 경기 회복 이후에도 인원감축이 지속되는 것을 보면서 인원감축에는 단지 경기 변동에 대한 대응이라는 성격 이외에 좀더 구조적인 요인이 작용하는 것으로 파악하고 있다(Davis, Haltiwanger and Schuh, 1996). 그 중에서 보다 적은 인원수로 기업을 운영하고자 하는 기업경영 방식의 변화를 의미하는 감량경영에 주목하고 있다(Cappelli, 2000). 한편, 국내의 고용조정에 관한 연구는 주로 시계열 자료를 이용하여 동태적 노동수요의 분석에 초점을 맞추고 진행되어 왔으며, 대부분 수요 충격이 발생할 때 고용의 변화가 어떻게 되는가를 분석하고 있다. 이규용 외(2001)의 연구는 고용조정의 결정요인을 내부의 인력구조 변화에 초점을 맞추어 분석하고 있지만 효율성지표 개념으로 접근하고 있지는 않다.

본 연구에서 관심을 갖는 감원 및 일자리 소멸에 대한 원인을 분석하기 위해서는 먼저 노동수요의 감축요인을 찾는 것에서부터 출발한다. 노동수요는 최종생산물을 생산하는 과정을 나타내는 생산함수를 통해 기업에 의해 생산된 최종생산물이나 서비스

에 대한 수요로부터 도출되는 파생수요이다. 이러한 서비스나 생산물수요의 감소는 노동수요의 감축을 유도한다. 만일 기업이 요소시장에서 가격수용자(price taker)여서 임금이나 다른 요소가격을 삭감할 수 없다면 투입물을 줄이고 일시해고를 시도함으로써 생산물수요의 하락에 대응할 것이다. 기업의 최종생산물의 하락을 야기하는 요인으로서는 일반적인 경기 변동, 수입선의 변화, 또는 산업 및 기업특수적 효과 등 다양한 요인이 존재한다.

둘째, 고용조정(감원) 및 일자리 소멸 요인은 요소가격의 변화에서 찾을 수 있다. 주어진 생산함수에서 투입요소의 변화는 노동수요 감축의 주요 요인이다. 사용자들은 노동에 비해 더 값싼 생산요소를 대체하여 생산 과정에서 노동의 사용을 줄이게 된다. 임금률과 노동사용을 절약하기 위한 기술이나 경영전략과 같은 노동을 대체할 만한 다른 요소들의 가격 변화는 고용조정을 야기하는 요인으로 되고 있다. 물론 요소가격의 변화는 산출물 가격에 영향을 미치며 나아가서 산출물 수요 및 파생수요인 노동에 영향을 미친다는 점에서 전통적인 노동수요이론과 연결된다.

셋째, 노동수요의 감축 요인으로 고용관행을 들 수 있다. 고용관행은 근로자들을 해고시키는 비용을 변화시킴으로써 노동을 다른 생산요소로 대체시키는 능력에 영향을 미친다. 퇴직금, 의무적 기업연금, 노동조합의 존재, 단체협약 등은 고용을 조정하는 사용자의 능력에 제약을 가한다. 반대로 파트타임의 사용은 근로자들을 삭감시키지 않고 계약근로를 줄임으로써 감량경영을 대체할 수 있다.

끝으로 노동수요의 감축 요인 중의 하나로 생산함수에서의 효율성 변수를 지적할 수 있다. 이는 넓은 의미에서 최종생산물에 내재되어 있는 노동과 다른 생산요소와 결합된 기술로 대표된다. 기업은 생산가능함수상의 다양한 효율성 변수에서 하나를 선택하게 된다. 기업의 생산함수의 운용 또는 효율성 추구전략과 생산함수에 영향을 미치는 것은 기업의 경영전략으로 이는 고용안정과 감량경영에 영향을 미치게 된다. 잘 알려진 Cobb-Douglass 생산함수($Y = AK^\delta L^{1-\delta}$)를 고려할 때 기업의 효율성 추구전략은 효율성 파라미터인 A 와 관련 있다. 이와 같은 생산함수에서 분배 파라미터인 δ 의 변화는 노동과 다른 생산요소와의 대체성의 정도를 나타내는데, 이는 고용관행 및 일반적 기술변화의 영향을 받는다. 노동비용 및 이에 영향을 미치는 고용관행은 노동을 자본(또는 기타 생산요소)으로 대체할 유인과 직접적인 관련이 있다.

일반적으로 다운사이징을 폭 넓은 의미에서 파악하면 기업의 효율성 추구전략의 일환이나 노동비용의 축소 및 이에 영향을 미치는 고용관행의 변화에 기인하는 것으로 이해할 수 있다. 따라서 효율성 파라미터와 분배 파라미터를 변화시키려는 기업전략의

일차적인 관심은 기업 조직의 개편 및 이에 따른 인력구조의 변화에 초점이 맞추어질 가능성이 크다. 여기에는 기업의 직급구조나 고용구조의 변화, 팀제 도입과 같은 기업 조직구조의 개편 외에도 기업을 보다 경쟁력 있는 시스템으로 변화시키기 위한 노력으로서 진행되는 연봉제나 성과배분제와 같은 보상시스템의 도입도 이러한 노력으로 볼 수 있다. 결과적으로 기업의 이러한 행위들은 고용조정을 수반하게 되며, 이러한 행위의 이면에는 기업성과를 제고시키려는 노력이 자리잡고 있다고 볼 수 있다.

이러한 논의를 기초로 하여 분석모형을 설정하면 다음과 같다. 감원 또는 일자리 소멸을 종속변수로 하고 이의 결정요인을 설명변수로 하는 함수를 표현하면 식 (1)과 같이 쓸 수 있다.²⁾

$$F = (R(L), g(S)) \quad (1)$$

여기서 $R(L)$ 은 기업의 최적 노동수요에 영향을 미치는 고용규모의 변화를 결정하는 요인을 나타내는 식으로 수량적 조정의 결정식을 의미하며, $g(S)$ 는 경영의 효율성을 제고하기 위한 기업의 노력을 나타내는 함수식이다. 전통적인 분석에서 사용되고 있는 고용의 동태적 변화를 나타내는 식 $R(L)$ 은 동태적 노동수요의 관점에서 출발하고 있는데 이는 현재의 고용의 불균형 정도와 이러한 불균형을 청산하기 위한 조정 속도에 의존한다(Burgess, 1988). 임금과 가격에 대해 정태적 기대를 가정하면 고용의 최적 경로는 다음과 같이 표현할 수 있다(Hamermesh, 1993).

$$R(L) = (L_t / L_{t-1}) = (L_t^* / L_{t-1})^\lambda \quad (2)$$

여기서 (L_t / L_{t-1}) 은 고용변화(조정)율을, L^* 는 균형고용량을 의미하며, λ 는 고용이 균형고용 L^* 로 조정되는 정도를 나타내는 고용조정 속도(employment adjustment speed)로 고용조정비용의 감소함수이다. 식 (2)는 t 기의 고용은 λ 에 의해 결정되는 조정의 크기와 불균형의 정도에 따라 균형고용 L^* 를 향해 점근적으로 조정되는 것으로

2) 감원행위는 총 고용규모 변화를 조정하기 위한 방안일 수도 있고 스톡 변화가 없더라도 내부의 인력구조의 변화를 도모하기 위한 방안이다. 따라서 엄밀한 분석을 위해서는 일자리 소멸과 감원을 구분해야 하지만 두 분석 모두 노동수요에 대한 변화라는 점에서는 차이가 없다. 또한 본 모형에서 설정하고 있는 바와 같이 두 행위 모두 전통적인 노동수요의 변화요인과 효율성 제고 노력의 일환으로 이루어지는 만큼 본 논문에서는 동일한 분석틀로 설정하였다.

가정된다.³⁾ 여기서 균형고용 L^* 는 예산제약하에 기업의 이윤극대화 또는 비용극소화로 부터 도출된다.

이제 고용 변화가 연속적인 것으로 가정하고 균형고용 L^* 의 결정함수를 $G(X_t)$ 라 하고 기업의 효율성 노력변수 벡터 $g(S_t)$ 를 독립변수에 추가하면 식 (1)은 다음과 같이 추정 가능한 함수로 전환된다.

$$F = f(\ln(L_t/L_{t-1}), g(\delta)) = \lambda \ln G(X_t) - \lambda \ln L_{t-1} + g(S_t) \quad (3)$$

식 (3)에서 X_t 는 L^* 의 결정요인의 벡터로서 기업의 노동수요에 영향을 미치는 변수들을 의미하며, S_t 는 고용의 구조적 변화 또는 고용량의 스톡 변화를 야기하는 기업의 경영효율성 노력변수 벡터이다. 따라서 기업의 인위적 감원은 현재의 고용의 불균형을 야기시키는 요인과, 이러한 불균형을 청산하기 위한 고용조정의 속도에 영향을 미치는 요인, 그리고 기업의 효율성제고 노력의 형태에 의존하게 된다.

Ⅲ. 자료 및 변수의 기초통계

1. 분석 자료

본 연구에서 사용하는 자료는 한국노동연구원에서 정책개발과 연구를 목적으로 2002년 5월 시점을 기준으로 조사한 사업체 패널자료이다. 이 자료에는 한국노동연구원에서 직접 설문조사를 실시한 본사 기준의 사업체 인적자원관리와 노무관리에 대한 정보⁴⁾, 한국신용정보주식회사(이하 한신정)에서 제공한 사업체별 재무 정보, 기업개요 정보, 그리고 고용보험 DB에서 직접 산출한 사업장 규모 및 종업원 수에 관한 정보를

3) 고용조정 속도란 불균형 상태에서 균형 상태로 회복하는 데 도달하는 시간적 정도를 보여주는 것으로서 만일 조정 속도가 1이면 균형고용에 즉각적으로 도달함을 의미하며, 그 값이 0이면 조정이 전혀 이루어지지 않음을 의미한다.

4) 사업체 인적자원관리 조사에는 회사의 기업환경, 인사관리, 고용현황, 채용, 교육훈련, 인사고과, 승진·승급, 보상, 작업조직 및 근로자참가, 근로시간, 정년제도, 고용조정, 비정규직근로자, 자격제도, 정보 전산화에 대한 광범위한 정보를 포함하고 있으며, 노무관리 조사에는 사업장 노사관계, 노사협의회 및 노사간 의사소통, 노동조합에 대한 정보를 포함하고 있다.

포함하고 있다. 이러한 정보들은 본 연구가 분석하고자 하는 사업체의 고용조정 결정 요인 분석에 적합한 정보를 제공해 주고 있다.⁵⁾ 실태조사가 2002년 5월 시점으로 이루어졌기 때문에 각종 경영지표와 고용보험 DB는 2001년 말 기준이며, 나머지 설문 내용은 실태조사 시점인 2002년 5월 이전 기준 정보이다.

사업체 패널자료의 총 관측치는 2,417개(고용보험DB기준)로 구성되어 있다. 한국 노동연구원에서 실제 조사한 사업체 실태 자료의 관측치는 1,820개이며, 본 연구의 분석 의도에 맞는 자료 조정과정에서 최종 분석대상 관측치는 750개 사업체(기업)이다⁶⁾.

2. 변수에 대한 설명 및 기초통계

가. 종속변수

고용조정의 결정요인을 살펴보기 위해 사용하는 종속변수는 감원계획 비율과 일자리 소멸 비율이다. 그런데 여기서 종속변수로 사용되는 감원과 일자리 소멸은 개념적으로 차이가 있다. 즉 감원이 명예퇴직이나 해고 등과 같이 인위적인 감량경영을 뜻하는 개념이라면 일자리 소멸은 입직보다 이직이 많아 총 일자리가 줄어든 경우를 의미하는 것으로서 여기서 이직이란 자발적 이직뿐만 아니라 감원과 같은 비자발적 이직이 모두 해당된다. 따라서 일자리 소멸은 비자발적 이직이 전혀 없는 경우에도 가능하며 감원이 이루어져도 채용이 감원 규모보다 많은 경우에는 일자리 소멸에 해당되지 않는다. 일자리 소멸이 고용의 총량적인 변화를 조정하는 것이라고 한다면, 감원은 총량적인 변화를 조정하기 위한 하나의 수단이라고 볼 수 있다. 이런 점에서 두 개념에 대한 기업의 접근방식에는 차이가 있을 수 있다. 앞에서 설정한 분석모형에서 기업효율성 변수들이 이러한 두 종속변수에 어떻게 영향을 미치게 되는가를 분석해 보는 것은 최근 기업의 경영효율성 노력과 일자리 변동 또는 감원과와의 관련성을 규명해 본다는 점에서 의의가 있다고 하겠다. 그러나 일자리 변동이나 감원이 서로 다른 행위일 수 있기 때문에 이러한 분석 과정은 시험적 성격이 될 수 있음을 밝혀 둔다.

먼저 종속변수 중의 하나인 감원 비율의 경우 본 연구에서는 자료상의 제약 등으로

-
- 5) 본 분석에서는 사업체 인적자원관리 실태조사(본사 기준)에 있는 정보를 주로 사용하였고, 일자리 소멸변수, 상장 여부, 산업분류는 고용보험 DB 자료를 사용하였으며, 노조 유무 정보는 사업체 인적자원관리실태 조사의 노무관리비용 정보를 이용하였다.
 - 6) 이와 같이 실제 조사업체와 분석업체의 수가 차이가 크게 나는 이유는 사업체와 관련한 경영지표(매출액이나 자산)의 질문에서 많은 업체들이 응답을 회피하거나 기재를 하지 않았으며, 기타 변수들에 대한 정보들 또한 결측치나 이상치를 조정하는 과정에서 분석 대상에서 제외되었기 때문이다.

실제 감원인원수가 아닌 2002년 감원계획 인원 비율을 사용하고 있다. 감원계획과 실제 감원인원수는 차이가 있을 수 있는데 통상적으로 조정비용 등의 존재로 인해 감원계획 인원수에 비해 실제로 조정되는 감원인원수가 적을 가능성이 높다. 또한 본 연구에서 사용한 자료가 설문조사에 의존하고 있기 때문에 감원계획 인원수의 규모도 정확하지 않을 가능성을 배제하지 못한다. 그러나 설문조사에서 응답한 기업들이 예상감원인원수를 구체적으로 제시하고 있기 때문에 여기에 응답한 기업들이 감원의 필요성을 느끼고 있고 구체적으로 감원계획을 설정하고 있는 것으로 판단된다. 따라서 비록 현실의 감원인원수에 대한 정보를 갖고 있지는 못하지만 감원계획 인원수에 관한 정보를 통해 본 연구에서 목적으로 하고 있는 고용조정에 영향을 미치는 제 요인, 특히 경영효율성의 추구 등이 감원에 미치는 영향을 분석하는 데는 큰 문제가 없을 것으로 판단된다.⁷⁾

감원계획 비율은 2001년 사업체의 총 종업원수 대비 사업체의 2002년 감원계획 인원수로 계산하였으며⁸⁾ 2002년 감원계획이 없는 사업체의 경우 감원계획 비율은 0으로 처리하였다. 여기서 감원계획 인원수는 설문조사에 나타난 2002년 명예퇴직·조기퇴직, 정리해고·권고사직, 단기계약직·시간제근로자 감축계획에 응답한 인원수의 합계이다. 감원을 계획하고 있다고 응답한 사업체는 전체 750개 사업체의 8.8%에 해당되는 66개 사업체이며, 이들 사업장에서의 감원계획 비율은 약 8.6%로 나타나고 있다.

일자리 소멸 변수는 본 연구가 이용한 설문조사에서 2002년 말 기준 종업원수에 관한 정보가 없기 때문에 고용보험 DB 자료를 이용하였다.⁹⁾ 일자리 소멸의 계산은 2001년 대비 2002년 종업원수의 비율이며 이 값이 증가했거나 변동이 없으면 일자리 소멸률은 0을, 2001년 대비 2002년 종업원수가 감소했으면 그 감소율의 절대치를 종속변수로 사용하였다.¹⁰⁾

7) 그럼에도 불구하고 실제 감원인원수와 감원계획이 서로 차이가 있기 때문에 본 연구의 제목을 감원 부분의 경우 감원계획의 결정요인으로 하였다.

8) 종속변수로 사용하는 감원 비율은 $-\ln(1-(2002\text{년 고용조정계획}/2001\text{년 말 총 종업원수}))$ 로 표현하고 있기 때문에 감원계획이 없으면 감원비율은 0이 되며, 감원계획이 있으면 0보다 큰 값을 갖는다. 토빗(Tobit) 분석을 위한 종속변수로 사용할 경우 고용조정을 계획한 기업들은 절단되지 않는 값(Noncensored Values)을 가지며, 고용조정을 하지 않는 기업들은 좌측 절단(Left censored values)된 값으로 관측된다.

9) 감원 비율의 계산에서 사용한 종업원수는 사업체 조사 정보이고, 일자리 소멸률 식에서 사용한 정보는 고용보험 DB 자료이다. 사업체 자료의 종업원수는 비정규직을 포함한 총 종업원수 개념이며, 고용보험 DB의 경우는 주로 정규직만을 대상으로 하고 있음에 유념할 필요가 있다.

10) 일자리 소멸 변수를 식으로 나타내면, 일자리 소멸률 $= -\ln(2002\text{년 고용보험 DB 본사 종업원수}/2001\text{년 고용보험 DB 본사 종업원수})$ 이다. 일자리 소멸 변수가 0이거나 0보다 작으면 일자리 소멸률의 값은 0이며, 0보다 크면 그 비율의 값을 가진다. 일자리 소멸률 값이 클수록 해당 기

일자리 소멸은 분석 대상 총 748개 사업체들의 2001년 사업체 종업원수와 2002년 사업체 종업원수의 비교를 통해 확인할 수 있다. 2001년과 2002년 사이 일자리소멸을 경험한 사업체는 422개(57.1%)이고, 일자리 변동이 없는 사업체는 30개(4.0%), 그리고 일자리가 증가한 사업체는 291개(38.9%)로 나타나고 있다. 총 748개 사업체의 2001년 일자리수 대비 2002년 일자리수 비율의 평균은 0.984로, 2001년에서 2002년 기간 동안 일자리는 약 1.6%포인트($=1-0.984$) 감소한 것으로 나타났다. 일자리 소멸을 경험한 427개 사업체만을 대상으로 한 사업체의 2001년 일자리수 대비 2002년 일자리수의 평균 비율은 0.861로 나타나고 있어 약 13.9%($=1-0.861$)포인트 일자리 소멸이 나타난 것으로 조사되었다. <표 1>은 본 연구에서 사용하는 감원계획 비율 변수와 일자리 소멸 변수의 기본 통계치를 보여주고 있다.

<표 1> 종속변수의 설명(관측치=750)

변 수	평균값	표준편차	최소값	최대값
감원계획 비율 ²⁾	0.0087	0.0496	0	0.7655
감원계획 여부(있음=1)	0.0880	0.2835	0	1
일자리 소멸 ³⁾	0.1003	0.2277	0	3.2321

주: 1) 일자리 소멸 변수의 관측치는 748임.

2) $-\ln(1-(2002\text{년 고용조정 계획}\div 2001\text{년 말 총 종업원수}))$

3) $-\ln(2002\text{년 고용보험 DB 본사 종업원수}\div 2001\text{년 고용보험 DB 본사 종업원수})$

나. 설명 변수

경제위기 이후 기업 혹은 사업체의 고용조정과 노동생활의 변화에 대한 요인 분석들에서 기존의 연구들은 고용조정의 원인을 기본 통제변수나 경기지표 혹은 노사관계 지표를 중심으로 설명하여 왔다. 본 연구에서는 분석의 지평을 넓혀 사업체의 고용 유연화 변수들, 감원 변수, 기업의 효율성 지표들에 대한 자세한 정보를 통해 고용조정의 결정요인을 살펴보고자 한다. 특히 경영지표 혹은 경기지표가 양호함에도 효율성 지표들에 의해 기업이 유연화를 위한 고용조정이거나 감원을 할 유인을 찾을 수 있다면, 최근 이루어지고 있는 기업들의 고용조정에 대한 원인을 보다 잘 설명할 수 있을 것이다.

업에서 2001년 대비 2002년에 일자리가 더 많이 줄어들었음을 의미한다.

본 연구에서 관심을 가지고 분석 대상으로 한 독립변수의 그룹을 사업체의 기본 정보에 따라 통제변수, 경영지표, 인건비, 고용 유연화, 감원 경험, 효율성지표로 분류하여 기초통계량을 구한 결과가 <표 2>에 제시되어 있다.¹¹⁾

<표 2>에서 보는 바와 같이 기본 통제변수로는 회사 연령, 노조 유무, 기업 규모, 산업더미를 사용하였다. 회사 연령은 2002년을 기준 시점으로 본사 창립일을 차감하여 계산하였다. 기업 규모는 정규직과 비정규직¹²⁾의 합인 전체 근로자 고용 현황을 기준으로 4그룹으로 분류하였으며, 규모에 따른 전체 인력의 분포는 24%, 23%, 28%, 25%로 비교적 균등한 분포를 보여주고 있다. 산업의 통제변수는 제조업 유무를 사용하였으며 전체 표본에서 제조업은 약 44%로 나타나고 있다.¹³⁾

회사의 경영지표는 1인당 유형고정자산, 1인당 경상이익, 당기순이익 등 여러 가지가 있으나 본 분석에서는 1인당 총 유형고정자산과 1인당 결산기준 총 매출액 자료를 사용하였다.¹⁴⁾ 750개 사업체의 유형고정자산의 평균은 566.1백만 원이며, 2001년 결산기준 총 매출액의 1인당 평균은 318.7백만 원이다.¹⁵⁾

인건비 관련 변수로 동종 업종과의 비교임금(이하 비교임금)과 지불능력 대비 임금 수준(이하 인건비 부담 정도) 변수를 이용하였다, 비교임금은 ‘동종 업종의 평균임금 수준과 비교하여 전반적으로 근무 회사의 보상수준’이 낮은 1점에서 높은 5점까지의 점수로 부여하였다. 인건비 부담 정도 변수 또한 ‘회사의 지불능력과 비교할 때 현재 인건비 부담이 없다’라는 항목(1점)에서 매우 부담이 된다(5점)라는 점수제로 조사한 내용이다. 비교임금의 평균값은 2.87로 나타났으나 회사의 인건비 부담은 다소 높은 것(3.23)으로 나타나 인건비 부담이 회사의 고용조정에 영향을 미칠 것으로 판단된다.¹⁶⁾

-
- 11) 몇몇 경영지표 변수 및 효율성지표 변수들에 대한 정보도 유의미한 결과를 도출할 수 있었으나 자료의 분실(missing)이 심하여 분석 결과에 대한 일반적인 해석에 제약이 되는 것으로 판단된다.
- 12) 설문지에는 비정규직은 단기계약직, 파트타임/시간제, 일시적 고용, 파견근로, 용역근로, 임시일용직, 독립도급근로자, 재택근로자를 포함한다고 정의하고 있다.
- 13) 2001년 통계청의 사업체 기초통계에 따르면 산업별 사업체수 비율에서 제조업의 비율이 11%인 것에 비하면 높은 편이다.
- 14) 회사 경영지표에 대해서는 한국신용정보주식회사(이하 한신정)에서 제공한 정보가 유용하다고 할 수 있지만 본 분석에서 주로 사용하는 변수들이 사업체 인적자원관리 실태조사이기 때문에 이와 일관성을 유지하기 위함이며, 실제 몇몇 경영지표에 대해서 한신정 정보를 이용하여 분석해 보았지만 조사 시점 시계열의 불일치로 인해 좋은 결과를 얻을 수 없었다.
- 15) 1인당 총 자산과 1인당 매출액은 로그를 취하지 않은 상태의 평균값이다.
- 16) 참고로 보상에 대해 타업종에 비해 전반적인 평균임금 수준이 매우 낮음(1점)으로 응답한 비율이 4.40%이며, 약간 낮음(2점) 22.80%, 비슷한 수준(3점) 54.80%, 약간 높음(4점) 17.60%, 매

우 높음(5점) 0.40%로 나타나고 있다. 회사의 인건비 부담의 정도는 전혀 부담 없다(1점) 3.07%, 부담 없는 편(2점) 13.07%, 걱정(3점) 46.53%, 부담스러운 편(4점) 32.40%, 매우 부담스럽다(5점) 4.93%로 나타나고 있다.

〈표 2〉 독립변수의 설명(관측치=750)

	변수명	변수의 설명	평균값	표준편차
기본 통제 변수	기업 연령	기업 연령(년)	17.86	14.53
	노조 유무	노조 있음=1	0.24	0.43
	기업규모 더미 1	종업원 50인 미만	0.24	0.43
	기업규모 더미 2	종업원 50인 이상 100인 미만	0.23	0.42
	기업규모 더미 3	종업원 100인 이상 300인 미만	0.28	0.45
	기업규모 더미 4	종업원 300인 이상	0.25	0.43
	업종 더미	제조업=1	0.44	0.50
경영지표	2001년 1인당 자본스톡	ln(2001년 1인당 유형고정자산)	4.39	2.08
	2001년 1인당 매출액	ln(2001년 1인당 매출액)	4.82	1.31
	2000년 매출액	ln(2000년 매출액)	17.48	1.83
	2001년 자본스톡	ln(2001년 유형고정자산)	9.27	2.58
인건비	동종 업종과의 비교임금	5점 척도로 점수가 높을수록 비교임금이 높음	2.87	0.76
	지불능력대비 임금수준	5점 척도로 점수가 높을수록 인건비가 부담이 되고 있음	3.23	0.85
고용유연화 변수	탄력적 근로시간제도	탄력적 근로시간 제도 있음 =1	0.07	0.26
	정년제도	정년제도 있음 =1	0.74	0.44
	비정규직 비율	총 고용인원에서 차지하는 비정규직 비율	0.09	0.15
	과장급 이상 비율	총 고용인원에서 과장급 이상이 차지하는 비율	0.18	0.30
	수량적 유연성	7점 척도로 인력의 외부노동시장 활용 및 해고가 용이할수록 점수가 낮음	5.14	1.53
감원 경험	1997-2000년 감원 더미	1997-2000년 감원 실시=1(D1)	0.16	0.37
	2001년 감원 더미	2001년 감원 실시=1(D2)	0.08	0.27
	1997-2001년 감원 더미	1997-2001년 감원 실시=1(D1 and D2)	0.11	0.31
효율성 지표	연봉제 활용 더미	연봉제 실시 =1	0.45	0.50
	다기능자 비율	다기능자 비율	4.11	13.05
	작업단위의 자율권	5점 척도로 점수가 높을수록 자율권이 높음	2.83	1.13
	결재단계 수 변화	3점 척도로 점수가 높을수록 결재단 계수가 줄어듦	2.29	0.58
	팀제 활용 더미	팀제 활용=1	0.45	0.50

고용유연화 변수로는 탄력적 근로시간 선택 여부, 정년제도 유무, 총 고용인원에서 비정규직 비율, 총 고용인원에서 과장 이상 비율, 수량적 유연성 변수를 생성하였다. 탄력적 근로시간은 약 750개 사업체 중 54(7%)개의 사업체가 실시하고 있으며, 정년

제도는 554개(74%) 사업체가 실시하는 것으로 응답하였다. 총 고용인원에서 비정규직 활용 비율은 평균 약 9%로 나타나고 있지만, 비정규직 비율이 전체 고용근로자에서 97%에 달하는 사업체도 발견된다. 비정규직이 없는 사업체는 전체 750개 사업체 중 326개 업체로 43.5%를 차지하고 있는 것으로 관측되었다. 총 고용인원에서 과장 이상 비율은 평균 18%이며, 과장 이상의 비율이 79%를 차지하는 사업체도 있는 것으로 나타났다.

감원경험 유무 변수¹⁷⁾는 다음과 같이 생성하였다. 1997년 말에서 2000년까지 감원을 실시한 적이 있고 2001년에는 감원을 실시하지 않았으면 $D2=1$ (이외의 경우 $D2=0$)이며, 1997년 말에서 2000년까지 감원을 실시하지 않고 2001년에 감원을 실시하였으면 $D3=1$ (이외의 경우 $D3=0$)로 하였다. 1997~2000년에도 감원을 실시하고, 2001년에도 감원을 실시하였으면 $D4=1$ (이외의 경우 $D4=0$)로 하였다. $D2$, $D3$, $D4$ 의 비율은 각각 16%, 8%, 11%로 나타나고 있다.¹⁸⁾

본 연구에서 가장 관심을 가지고 있는 효율성지표는 연봉제 실시 여부, 다기능자 비율, 작업 단위의 자율권, 결재단계 수의 변화, 그리고 팀제 도입 여부이다. 연봉제의 경우 전체 사업장 중 약 45%가 시행하고 있는 것으로 나타났으며, 주로 관리나 영업, 연구개발 직종에서 연봉제를 전면적으로 실시하는 경향이 많았다. 연봉제를 도입하는 이유로는 ‘임금과 업적과의 명확한 연계’가 가장 많은 비율을 차지하고 있다.¹⁹⁾ 다기능자 비율²⁰⁾은 ‘지난 3년을 평균하여 다기능 교육을 받은 근로자는 전체 근로자 중 어느

17) 앞의 각주에서 언급한 바와 같이 고용조정 경험 유무 변수도 1997~2000과 2001년 감축 고용자를 기준으로 변수를 생성시켰다. 즉 고용조정 경험은 1997~2000과 2001년에 명예퇴직·조기퇴직, 정리해고·권고사직, 단기계약직·시간제근로자 감축이 있으면 1, 그렇지 않으면 0으로 하였다.

18) 이 정의에 따르면, $D4$ 는 $D2$ 나 $D3$ 의 비율보다 높을 수 있다. 한편, 1997~2000년과 2001년 어느 연도에도 고용조정을 하지 않은 비율($D1$)은 65.47%로 나타났다.

19) 연봉제 도입 연도 또는 도입계획 연도를 살펴보면, 응답에 응한 385개 사업체 중 약 1.3%인 5개 업체가 1990년 이전에 연봉제를 실시하였고, 32.3%인 124개 업체가 1990년과 1999년 사이에 연봉제를 실시한 것으로 나타나고 있다. 2000년에 24.42%인 94개 사업체가 연봉제를 실시한 것을 정점으로 2001년 17.92%, 2002년 11.17%으로 떨어지고 있으며, 사업체의 약 13%만이 2003년 이후 연봉제를 도입계획으로 응답하고 있다. 연봉제 적용 여부를 직종별로 살펴보면, 관리인력, 연구기술개발인력, 사무인력, 서비스 및 영업인력들에서는 69.27%, 60.27%, 58.20%, 60.62%가 연봉제를 모두 적용한다고 응답한 반면, 생산기능인력에 모두 적용은 30.43%이고 연봉제 적용을 하고 있는 비율이 50.4%에 이르고 있다. 연봉제를 도입하고 있는 이유에 대해서는 우수인력 확보를 위해(11.18%), 임금과 업적과의 명확한 연계(56.76%), 임금관리의 단순화(13.24%), 획일적인 직원관리에서 개별관리로 이행하기 위해(16.76%)로 나타나고 있다.

20) 사업체 설문에서 다기능 교육(cross-training)을 사무직 사원이 영업교육을 받거나 조립업무 담당자가 보전교육을 받는 것과 같이 현재 담당업무와 관련이 없는 업무에 대한 교육훈련으로 정의

정도 되는가'에 대한 질문으로, 전체 근로자 중 평균 4.11%로 나타났다. 최대 100%까지 다기능 교육을 하는 사업체가 있는 것으로 나타났는데 전 직원이 다기능 교육을 받는 사업체도 있음을 나타낸다. 그러나 다기능 교육을 받은 근로자의 평균 비율이 다소 낮은 이유는 다기능 교육을 하지 않는 사업체 수가 전체 대상 사업체 중 577개(77%)로 상대적으로 높기 때문이다. 수량적 유연성 변수는 필요한 자격을 갖춘 사람을 외부에서 충원하고 불필요시 해고할 가능성이 높을수록 낮은 점수를 주고(최저 1점), 필요한 자격을 갖춘 사람을 장기고용을 통해 내부에서 육성할수록 높은 점수(최대 7점)를 주는 것에 대한 정보이다. 평균 점수가 5.14로 나타나는 것으로 보아 전반적으로 회사들은 필요한 자격을 갖춘 사람을 장기고용하고 이를 통해 내부에서 육성하는 인사전략을 사용하고 있는 것으로 보인다.²¹⁾

작업 단위의 자율권 변수는 '대표적 작업 단위²²⁾로 자율권을 가지고 작업 단위 내로 로테이션의 정도가 어느 정도 이루어지고 있는가'에 대한 설문 결과이다. 로테이션의 평균점수는 2.83으로 작업 단위의 자율권이 중간정도에 이르고 있음을 알 수 있다.²³⁾ 결재단계 수는 '지난 3년간 결재단계 수가 줄어들었다'는 3점, '변화 없다'는 2점, '늘어났다'는 1점으로 하여 평균을 구한 결과 2.29로 나타나, 전반적으로 결재단계가 간소화되었음을 알 수 있다. 효율성지표의 또 다른 지표인 팀제 도입 비율은 약 45%로 나타나 조직이 유연화되고 있음을 보여주고 있다.

IV. 분석 결과

분석 모형의 식 (3)에서 F 는 일자리 소멸과 기업의 감원을 두 가지 지표로 표현할 수 있다. 일자리 소멸은 2001년 대비 2002년 총 고용인원수에 자연대수를 취한 값으로 인원수가 증가하였거나 동일한 경우에는 0으로 처리한 것이며, 감원의 경우에는

하고 있다.

- 21) 점수별 비율은 다음과 같다. 1점(2.00%), 2점(6.40%), 3점(5.20%), 4점(17.47%), 5점(19.07%), 6점(30.80%), 7점(19.07%)
- 22) 대표적 작업 단위는 제품이나 서비스 생산을 담당하는 근로자들의 일선조직을 말한다(예: 제조업의 생산현장).
- 23) 회사 작업 단위의 자율권을 나타내는 로테이션은 다음과 같은 비율로 나타나고 있다. 로테이션이 전혀 없다(1점: 13.9%), 없는 편이다(2점: 25.29%), 중간(3점: 30.32), 있는 편이다(4점: 24.26), 전적으로 자율권을 갖는다(5점: 6.06%)

$F = -\ln(1 - f_i)$ (여기서 f_i 는 2001년 종업원수 대비 2002년 감원인원수)이기 때문에 만일 기업에서 정리해고나 명예퇴직을 실시하지 않은 경우에는 0의 값을 갖는다. 따라서 본 모형에서 사용한 종속변수는 0에서 절단(censored)되었기 때문에 모형의 추정은 토빗모형을 이용하였다.

1. 감원계획 비율의 결정요인

<표 3>은 감원 비율을 종속변수로 하는 토빗모형의 추정 결과를 보여주고 있다. 모형 1은 본 연구에서 효율성지표로 사용되는 변수들을 제외하고 추정한 결과이며, 모형 2는 효율성지표를 모두 포함하여 추정한 결과이다. 모형 3은 모형 2에서 기업경영 관련 지표인 1인당 총 자산변수와 1인당 매출액을 제외하고 추정한 결과인데 이는 다음과 같은 이유 때문이다. 첫째, 경영관련 지표를 제외하였을 때와 포함하였을 때 모형의 적합도를 비교 평가해 보기 위함이고 둘째, 현실적인 측면에서 기업경영지표가 다소 부정확할 가능성이 있고 결측치가 많아 자유도가 많이 줄어들기 때문에 결측된 자료들의 영향을 유지하기 위함이다.

추정 결과를 보면 전반적으로 볼 때 경영효율성지표와 기업경영지표를 포함했을 때 모형의 설명력이 높아지고 있음을 알 수 있다. 이제 각 독립변수의 유의성을 통해 본 연구에서 목적으로 하고 있는 감원을 결정하는 요인을 구체적으로 살펴보자. 본 연구에서 주요한 설명변수로 설정하고 있는 경영효율성 관련 지표인 결재단계 수를 줄인 기업이나 팀제를 도입한 기업일수록 감원계획 인원 비율에 유의한 양(+)의 방향으로 작용하고 있다. 연봉제를 실시하고 있는 기업의 경우에는 감원 비율에 미치는 영향이 5% 수준에서 음(-)의 유의성을 보여주고 있어 연봉제가 경영효율화 차원이라기보다는 임금 유연성의 기능으로 작동하고 있는 것으로 평가된다(모형 2 참조). 일반적으로 유연성의 범주에는 크게 기업 내부의 유연성과 기업 외부의 유연성으로 분류할 수 있으며, 기업 외부 유연성은 주로 해고나 비정규직 활용 등과 같은 수량적 유연성을 의미하고 내부 유연성은 근로시간, 임금, 그리고 기능적 유연성으로 구분할 수 있다. 따라서 어떤 유연성에 의존하는가에 따라 기업 내 고용조정에 미치는 영향이 달라질 수 있는데 만일 기업 내부의 유연성에 의존할 경우 기업 내 감량경영의 필요성은 상대적으로 줄어들 수 있을 것이다. 이러한 점에서 연봉제의 활용은 임금유연성을 높여주는 작용을 함으로써 상대적으로 연봉제를 활용하지 않는 기업들에 비해 감원 비율을 낮추는 작용을 하는 것으로 분석되고 있다.

이러한 분석 결과가 외환위기 이후 기업의 경영효율성 차원에서 진행되고 있는 다양한 조치들인 조직 슬림화와 맞물려 감원전략과 함께 진행된 결과를 반영하고 있는 것인지, 그렇지 않으면 경영효율성 결과의 산물로서 과잉인력(*redundancy*)이 발생하였고 이에 따라 기업이 감원전략을 추구하게 된 것인지는 분명치 않다. 그러나 중요한 사실은 경영효율성의 추구가 감원의 주요한 설명요인이 되고 있다는 점이다. 따라서 급변하는 경영환경하에서 기업들이 지속적으로 경영혁신 조치들을 추구하고 있고 이러한 과정에서 경기 변동과는 별도로 고용조정이 불가피하게 진행될 가능성이 있음을 시사하고 있다.

인건비 관련 지표인 동종 업종대비 임금수준 변수와 지불능력 대비 인건비 수준의 경우 후자만 유의한 것으로 나타났다. 즉 지불능력에 비해 인건비 수준이 높을수록 감원 비율과 양(+)의 상관관계를 보여주고 있다. 이러한 결과는 임금수준이 높더라도 지불능력이 감내할 경우 감원 유인이 되지 않고 있음을 보여주고 있다.

노동조합 변수는 통계적 유의성을 갖고 있지 못하는데 이에 대한 판단을 본 연구의 실증분석 모형을 통해 언급하는 것은 무리라는 판단이다. 기본적으로 노동조합은 조합원의 고용안정을 최우선으로 하겠지만 본 연구의 감원 비율에는 계약직 등 비정규직의 감원도 포함되어 있고 상황에 따라서는 노동조합이 반드시 고용조정에 대한 부정적인 입장을 갖지 않을 수도 있기 때문에 이에 대해서는 노동조합의 성격이나 노조의 전략 등과 같은 보다 다양한 요인들을 함께 고려하는 추가적인 연구가 필요하다.

기업의 인력구조 및 고용유연성과 관련된 지표로 정년제 유무, 비정규직 비율, 과장급 이상자의 비율을 보면 비정규직 비율을 제외하고는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉 정년제가 도입되어 있는 기업일수록 감원 비율이 유의적으로 낮으며 과장급 이상의 비율이 많을수록 감원 비율이 유의적으로 높은 것으로 나타났다. 특히 과장급 이상의 비율 변수는 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타나 상위 직급이 많은 기업일수록 감원 유인이 높아지고 있음을 알 수 있다. 비정규직 비율이 감원 비율에 미치는 영향에 대해서는 상반된 견해가 존재한다. 첫째는 비정규직 비율이 높을 경우 고용유연성이 확보된 만큼 상대적으로 감원 유인이 높지 않을 것이라는 견해가 있고, 또 한 견해는 비정규직을 통해 활발한 고용조정이 이루어지기 때문에 감원에 비정규직을 포함할 경우 비정규직 비율과 고용조정 비율 간에 양(+)의 상관관계가 있을 것이라는 주장이다. 본 연구에서는 유의한 결과를 얻지 못한 탓에 두 주장을 검증하지는 못하고 있다.

〈표 3〉 감원계획비율의 결정요인에 대한 토빗분석

	변 수	모형 1		모형 2		모형 3	
		추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
	상수항	-0.448***	0.120	-0.548***	0.140	-0.518***	0.107
기본 통계변수	기업 연한	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.002	0.001
	노조 더미	0.004	0.040	0.002	0.042	0.021	0.032
	기업규모 더미 1	-0.040	0.045	-0.038	0.047	-0.013	0.042
	기업규모 더미 3	-0.107**	0.049	-0.105**	0.051	-0.045	0.042
	기업규모 더미 4	0.002	0.047	-0.006	0.052	0.008	0.044
	제조업 더미	-0.018	0.033	-0.022	0.036	0.018	0.030
경영지표	로그 1인당 총자산(2001년)	-0.002	0.010	0.001	0.011		
	로그 1인당 매출액(2001년)	0.021	0.016	0.017	0.017		
인건비	동종 업종과의 비교임금	-0.013	0.020	-0.020	0.021	-0.006	0.017
	지불능력 대비 임금수준	0.027	0.018	0.031*	0.019	0.028*	0.016
고용유연화 변수	탄력적 근로시간제 더미	-0.055	0.068	-0.084	0.072	-0.082	0.057
	정년제 더미	-0.023	0.041	-0.046	0.043	-0.067*	0.037
	비정규직 비율	0.051	0.099	0.080	0.102	0.048	0.083
	과장급 이상 비율	-0.068	0.114	-0.106	0.129	0.043***	0.013
고용조정 경험	1997~2000년 감원 더미	0.038	0.049	0.026	0.051	0.112***	0.040
	2001년 감원 더미	0.272***	0.049	0.254***	0.050	0.252***	0.043
	1997~2001년 감원 더미	0.207***	0.047	0.215***	0.050	0.277***	0.042
효율성 지표	연봉제 더미			-0.080**	0.035	-0.090***	0.028
	다기능자 비율			0.000	0.001	0.000	0.001
	작업 단위의 자율권			-0.001	0.008	0.007	0.006
	결재단계 수 변화			0.063**	0.028	0.037	0.023
	팀제 더미			0.075**	0.037	0.059**	0.030
log-likelihood		-112.786		-103.631		-152.885	
표본수		779(709)		750(684)		1,081(980)	

주: 1) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, ()안은 좌측 절단된 사업체수(Left Censored Values)

2) 기업규모 더미의 기준변수는 기업규모 더미 2(50인 이상 100인 이하)임.

이전의 감원 경험이 감원계획 비율에 미치는 영향을 살펴보면 통계적으로 모두 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과에 대해서는 두 가지 추론이 가능하는데 첫째는 기업경영 여건이 좋지 않기 때문에 지속적으로 불가피하게 감원을 수행하고 있는 것으로 볼 수 있다는 점이고, 또 하나는 설령 기업경영 여건이 좋지 않더라도 감원을 선택하는 것은 또 다른 문제이며, 결과적으로 감원을 선택한 경험이 있는 기업일수

〈표 4〉 감원계획 여부의 결정요인에 대한 로짓분석

	변 수	모형 1		모형 2		모형 3	
		추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
	상수항	-3.488***	0.994	-4.531***	1.185	-4.232***	0.891
기본 통제 변수	기업 연한	-0.005	0.011	-0.007	0.012	-0.016*	0.009
	노조 유무(노조유=1)	0.211	0.347	0.232	0.365	0.385	0.278
	기업규모 더미 1	-0.241	0.433	-0.186	0.453	-0.161	0.399
	기업규모 더미 3	-0.808*	0.438	-0.715	0.457	-0.252	0.381
	기업규모 더미 4	0.218	0.420	0.168	0.475	0.328	0.398
	업종 더미(제조업=1)	-0.224	0.300	-0.282	0.329	0.089	0.266
경영지표	로그 1인당 총자산(2001년)	-0.062	0.096	-0.021	0.102		
	로그 1인당 매출액(2001년)	0.212	0.156	0.165	0.165		
인건비	동종 업종과의 비교임금	-0.136	0.180	-0.200	0.186	-0.092	0.148
	지불능력대비 임금수준	0.165	0.160	0.206	0.168	0.218	0.138
고용유연화 변수	탄력적 근로시간제 더미	-0.222	0.584	-0.440	0.605	-0.585	0.484
	정년제 더미	-0.171	0.385	-0.476	0.401	-0.596*	0.345
	비정규직 비율	0.586	0.842	0.846	0.877	0.652	0.722
	과장급 이상 비율	-1.441	1.205	-2.038	1.349	0.299**	0.127
고용조정 경험	1997~2000년 감원 더미	0.519	0.459	0.432	0.465	1.021***	0.364
	2001년 감원 더미	2.475***	0.386	2.313***	0.400	2.256***	0.347
	1997~2001년 감원 더미	2.167***	0.365	2.243***	0.396	2.743***	0.321
효율성 지표	연봉제 더미			-0.658**	0.320	-0.759***	0.252
	다기능자 비율			0.004	0.010	0.007	0.008
	작업 단위의 자율권			-0.009	0.070	0.030	0.053
	결재단계 수 변화			0.612**	0.258	0.322	0.206
	팀제 더미			0.731**	0.332	0.594**	0.265
-2log-likelihood		389.059		358.641		529.927	
표본수		779		750		1,081	

주: 1) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

2) 기업규모 더미의 기준변수는 기업규모 더미 2(50인 이상 100인 이하)임.

록 향후에도 감원전략을 선택할 가능성이 높음을 보여주고 있다.

한편, 기업경영지표는 통계적 유의성을 갖고 있지 않으나²⁴⁾ 본 연구에서 사용된 자료의 성격을 감안할 경우 이러한 분석 결과를 두고 감원계획과 기업경영지표와의 연관

24) 1인당 매출액 이외에 당기순이익이나 영업이익 지표를 사용해 보았으나 통계적 유의성을 얻지 못했다.

성이 없는 것으로 해석하는 것은 곤란하다. 분석 모형에서도 밝혔듯이 기업의 감원 행위에는 경영환경이 매우 중요하며 기본적으로 경기 변동과 밀접한 관련을 갖고 있다. 다만 본 연구에서 기업경영지표가 2001년 1개 년도 자료이기 때문에 경영지표의 변화를 반영하지 못한다는 한계가 있다. 따라서 본 연구가 이용한 실태조사에서 나타난 감원 비율과 기업경영 상태와의 관계에 대한 평가는 유보적이다.

<표 4>는 종속변수를 감원계획 여부로 설정하여 로짓모형을 추정한 결과로 토빗모형을 추정한 결과와 크게 다르지 않다. 즉 기업경영 관련 지표를 포함할 경우 전체적인 모형의 적합도가 높아지고 있다는 점도 비슷하고 관련 변수의 설명력도 유사한 결과를 보여주고 있다.

이상의 추정 결과를 요약하면 최근의 기업에서 이루어지고 있는 감원 행위의 이면에는 전통적인 노동수요의 감소라는 측면 이외에 경영효율성을 제고시키기 위한 기업의 노력이 자리잡고 있는 것으로 평가된다.

2. 일자리 감소의 결정요인

<표 5>는 일자리 감소(jobloss)의 결정요인을 분석하기 위해 종속변수를 2001년 말 대비 2002년 종업원수의 로그 변화율로 설정하여 종업원이 증가하였거나 변화가 없는 경우에는 0으로 처리한 후 토빗모형으로 추정한 결과이다. 종업원수의 변화는 설문조사가 아닌 고용보험 DB에서 구하였기 때문에 고용보험 피보험자인만큼 비정규직이 포함되어 있지 않다고 볼 수 있다. 또한 설문조사가 2002년 5월에 실시되었기 때문에 독립변수들의 대부분이 2002년 5월 이전의 통계자료이므로 연립성 문제(simultaneity bias)가 존재할 가능성은 크지 않을 것으로 판단된다.

설명변수는 감원의 결정요인과 같으며 추가적으로 기업의 인사관리 관행으로서 외부 노동시장을 활용하는지 그렇지 않으면 내부노동시장을 활용하는지에 대한 척도변수(수량적 유연성변수)만 추가하였다. 분석 결과에 따르면 제조업일수록, 과장급 이상의 비율이 높을수록, 그리고 감원을 실시한 기업일수록 일자리 소멸 비율이 높은 것으로 분석되었다. 그러나 본 연구에서 제기한 주요 가설인 경영효율성을 높이기 위해 실시하고 있는 다양한 조치들과 일자리 소멸 비율과의 관계에서는 감원 비율의 결정요인의 분석 결과와는 달리 유의적인 결과를 도출하지 못하고 있다. 이러한 분석 결과는 경영효율성을 높이기 위한 노력들이 반드시 일자리를 소멸시키지는 않는다는 추론을 보여주는 것이다. 감원의 결정요인 분석과 연계하여 보면 결과적으로 경영효율성을 제고하

〈표 5〉 일자리소멸률의 결정요인에 대한 토빗분석

	변수	모형 I		모형Ⅱ		모형Ⅲ	
		추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
	상수항	-0.139	0.099	-0.132	0.108	-0.213	0.101
기본 통제변수	기업 연한	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
	노조 더미	0.008	0.033	0.008	0.033	0.000	0.033
	기업규모 더미 1	0.115 ***	0.038	0.116 ***	0.038	0.113 ***	0.038
	기업규모 더미 3	-0.011	0.038	-0.010	0.038	0.002	0.038
	기업규모 더미 4	0.064	0.041	0.065	0.043	0.077 *	0.043
	업종 더미(제조업=1)	0.068 **	0.027	0.068 **	0.028	0.058 **	0.028
경영지표	로그 1인당 총자산(2001년)	-0.005	0.008	-0.005	0.009		
	로그 1인당 매출액(2001년)	-0.018	0.013	-0.018	0.013		
인건비	동종 업종과의 비교임금	0.008	0.017	0.008	0.017	0.007	0.017
	자불능력대비 임금수준	0.017	0.015	0.017	0.015	0.021	0.015
고용유연화 변수	탄력적 근로시간제 더미	-0.035	0.050	-0.035	0.051	-0.029	0.051
	정년제 더미	-0.021	0.033	-0.021	0.033	-0.028	0.033
	비정규직 비율	0.037	0.089	0.037	0.089	0.020	0.089
	과장급 이상 비율	0.071 *	0.041	0.073 **	0.042	0.059	0.041
	수량적 유연성	0.004	0.008	0.004	0.008	0.003	0.008
고용조정 경험	1997~2000년 감원 더미	-0.009	0.038	-0.008	0.038	-0.015	0.038
	2001년 감원 더미	0.311 ***	0.046	0.312 ***	0.047	0.312 ***	0.047
	1997~2001년 감원 더미	0.178 ***	0.041	0.180 ***	0.041	0.175 ***	0.041
효율성 지표	연봉제 더미			-0.008	0.027	-0.012	0.027
	다기능자 비율			0.000	0.001	0.000	0.001
	작업 단위내 자율권			0.001	0.006	0.000	0.006
	결재단계 수 변화			-0.007	0.023	-0.008	0.023
	팀제 더미			0.007	0.028	-0.006	0.028
log-likelihood		-304.703		-304.570		-306.817	
표본수		748(321)					

주: 1) * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$, ()안은 좌측절단된 사업체 수(Left Censored Values)

2) 기업규모더미의 기준변수는 기업규모 더미 2(50인 이상 100인 이하)임.

기 위한 노력들이 특정 계층을 중심으로 과잉인력을 유발시킴으로써 결과적으로 감량 경영의 필요성을 보여주고 있으나 또 한편으로는 총 일자리의 소멸에는 영향을 미치지 않고 있는 것으로 분석되어 경우에 따라서는 이러한 노력들이 일정한 메커니즘을 거쳐 일자리를 창출시키는 긍정적인 작용을 할 가능성도 있음을 시사하고 있다. 그러나 경영효율성 제고 노력과 일자리 창출과의 관계나 일자리가 창출되는 메커니즘에 대한 문

제는 또 다른 차원으로서 이에 대한 별도의 연구가 요청된다.

V. 결 론

본 연구는 사업체 실태조사에서 나타난 자료를 토대로 최근의 고용조정을 인원감축이라는 측면과 일자리 소멸이라는 측면으로 구분하여 이를 결정하는 요인이 무엇인가를 분석하였다. 분석모형에서 주안점을 둔 것은 최근 기업에서 행해지고 있는 감량경영의 이면에는 전통적인 노동수요이론에서 논의되는 파생수요로서의 성격 이외에 경영효율성을 제고하기 위한 기업의 노력의 일환으로 이루어지는 조치들이 자리잡고 있다는 가설을 검증하는 데 있었다.

분석 결과에 따르면, 경영효율성지표로 제시된 몇 가지 변수들 중 지난 3년간 결재단계 수가 감소할수록, 그리고 팀제를 도입한 기업일수록 감원계획 비율 간에는 양(+)의 유의적인 관계가 존재하고 있으나 일자리 소멸과의 관계에서는 유의성이 발견되지 않았다. 이러한 분석 결과는 기업이 급변하는 환경하에서 지속적으로 효율성을 추구하게 되고 이러한 효율성의 추구는 결과적으로 조직의 슬림화를 위한 감원을 수반하게 된다는 것이다. 따라서 최근 우리 기업에서 이루어지고 있는 감원이 단순히 경기적 요인에만 의존하는 것이 아니라 보다 다양한 차원에서 진행되고 있으며 이러한 추세가 향후 보다 확대될 것으로 전망되는 만큼 고용안정정책이나 실업대책에 시사하는 바가 있을 것으로 판단된다. 그러나 경영효율성 제고 노력이 일자리 소멸에는 유의적인 영향을 미치지 않는 사실에서 알 수 있듯이 경우에 따라서는 이러한 노력들이 총량적인 일자리 변화에는 긍정적인 영향을 미칠 수 있음도 시사하고 있다. 즉 감원과 일자리 소멸에는 서로 다른 메커니즘이 작동하고 있을 수 있으며, 나아가 효율성을 제고하고자 하는 다양한 노력들이 비록 특정 계층을 중심으로 감원을 유발시키지만 총량적인 일자리 소멸에는 영향을 미치지 않는다는 것이다.

한편 본 연구는 분석 자료의 한계로 인해 기업경영지표나 경영효율성지표가 분석모형에 충분히 반영되지 못한 한계점이 있다. 또한 고용조정이 갖는 최대의 화두는 근로자 측면에서 보면 고용안정이고 기업의 입장에서 보면 비용절감 또는 생산성 향상과 같은 경영지표의 향상인 바, 이에 대한 분석을 시도하지 못하였는데 이는 추후의 과제이다.

참고 문헌

- 김건우·성백남. 「한국 제조업 노동시장의 조정과정 분석」. 『산업관계연구』 5권 (1995. 6) pp.245-266.
- 김장호. 「고용안정의 제도경제학」. 『노동경제논집』 20권 1호, (1997. 6) pp.269-296.
- 김치호. 「임금의 신축성과 고용 및 생산변동」. 한국은행, 『조사통계월보』 (1994. 4) pp.23-54.
- 노용진. 「2000년 임금교섭 실태조사」. 『2000년도 임금실태 조사』 노동부 (2000).
- 성제환. 『우리나라 노동시장의 노동공급형태와 고용조정의 특성: 인력난의 문제점과 인력정책의 기초환을 중심으로』. 한국경제연구원 (1993).
- 윤봉준. 「한국노동시장의 경직성」. 『경제학연구』 42집 1호, (1992. 7) pp.259-282.
- 이규용·노용진·전병유. 「고용구조와 정리해고· 명예퇴직의 비율」. 『노동경제논집』 24집 3호, (2001. 12).
- 이종훈. 「임금유연성 제고를 위한 임금체계 개선방안」. 한국개발연구원, 『한국개발연구』 16권 1호, (1994. 가을) pp.149-174.
- 이주호·모영규. 「제조업고용조정양식의 변화와 실증분석」. 『경제학연구』 44집 2호, (1996. 6) pp.119-134.
- 홍성우. 「한국제조업의 수량적 유연성에 관한 연구」. 『산업노동연구』 1권 2호, (1996. 12) pp.1-22.
- 村松久良光. 「日本の雇傭調整」. 日本經濟新聞社, 『日本の雇用 システムと労働市場』. (1995) pp.57-78.
- 中村二郎. 「わが國の賃金調整は 伸縮的か」. 日本經濟新聞社, 『日本の雇用システムと労働市場』 (1995) pp.79-100.
- Burgess, S. "Employment Adjustment in UK Manufacturing." *Economic Journal* 98. (March 1988) pp.81-103.
- Cappelli, P. "Examining the Incidence of Downsizing and its Effect on Establishment Performance." *NBER Working Paper*. No. 7742. 2000.
- Davis, Steven, John Haltiwanger & Scott Schuh. *Job Creation and Destruction*, MIT Press, 1996.

- Galeazzi, G., & D.S. Hamermesh eds., *Dynamic Labor Demand and Adjustment Costs*. Edward Elgar Publishing Limited, 1992.
- Hamermesh, D.S., *Labor Demand*. Princeton University Press, 1993.
- Medoff, J. L., "Layoffs and Alternatives under Trade Unions in U. S. Manufacturing." *American Economic Review* 69 (3). (1979) pp.380-395.

The Determinants of Employment Adjustment

Lee, Kyu-Yong / Kim, Yong-Hyun

This article divided the employment adjustment into downsizing and job losses and then analysed the primary factors that determine this by using WPS(Work place Panel Survey; 2002) made by the Korea Labor Institute. The focus of the analysis is to verify the hypothesis that not only is the employment adjustment of firms done because of the derived demand mostly argued by the traditional labor demand theory, but also to enhance managerial effectiveness. According to the result of the analysis, of the variables presented here as the managerial effectiveness index, as the number of approval stage in firms decrease, and the firms that introduce the team system, have a significant positive(+) relationship with the ratio of the how much the firm is planning to downsize, but did not have any significant relationship with job losses. This kind of analysis results show us that in the rapidly changing environment firms constantly pursue effectiveness and in result this accompanies downsizing for the need to slim down the organization. In spite of this, as we can see from the result that the effort to enhance managerial effectiveness did not have a significant effect on the job losses, there are different mechanism functioning in the down sizing and job losses. Furthermore we verified that although the diverse effort to enhance effectiveness is centered in the down sizing of particular class of people, it does not effect the overall job losses.

Key words: employment adjustment, managerial effectiveness, downsizing, job losses, employment security