

失業給與 受給 失職勤勞者の 再就業様相*

柳 基 喆**

논문 초록 :

본 논문에서는 고용보험법상의 실업급여 수급자에 관한 자료를 이용하여 실직근로자의 실직기간별 재취업가능성의 변화 및 실업급여를 비롯한 제반변수가 실직근로자의 재취업가능성에 미치는 영향을 분석하였다. 위험도모형을 사용하여 얻어진 결과에 의하면 실직자의 실직기간별 재취업위험도는 남녀 모두 실직 직후 빠른 속도로 상승하여 8주째쯤에 가장 높은 수준에 도달하며, 그로부터 약 2~3개월 동안 비교적 높은 수준을 유지하나 그 이후에는 실업기간이 길어질수록 재취업가능성이 지속적으로 낮아지는 것으로 나타났다. 한편, 위험도를 연령계층별로 비교해 보면 남자의 경우 연령계층이 높아질수록 재취업가능성이 낮아지나 여자의 경우에는 30~49세 연령계층의 위험도가 가장 높은 것으로 나타났다. 이와 함께 남녀 모두 연령계층이 높아질수록 재취업위험도가 최고치에 이르는 데 소요되는 기간이 길어지는 것으로 나타났는데, 이는 현행 고용보험법에서 연령이 높을수록 실업급여 수급기간이 길어지도록 규정한 것과 관련이 있는 것으로 추정된다. 실직자의 재취업위험도에 영향을 미치는 요인들에 대한 분석결과를 보면 퇴직한 직장에서의 근속년수가 길수록, 그리고 퇴직당시의 임금수준이 높을수록 재취업가능성이 낮아지는 것으로 나타났다. 마지막으로 실업급여는 자료의 제약으로 인한 잠정적인 결론이기는 하나 실직자의 재취업을 크게 지연시키는 효과를 가지는 것으로 나타났다.

핵심주제어 : 실직기간, 재취업위험도, 실업급여
경제학문헌연보 주제분류 : I0, J6

I. 서 론

1997년 말의 외환위기는 IMF의 구제금융과 이로 인한 IMF체제의 도래를 초래하였으며 이에 따라 그간 경기침체로 어려움을 겪고 있던 우리 나라 경제는

* 本稿는 한국경제학회 제8차 국제학술대회(1998년 8월)에서 발표한 논문을 수정·보완한 것이다. 유익한 논평을 해 주신 한국노동연구원 김재호 박사와 익명의 두 분 심사자에게 감사드린다.

** 충북대학교 경제학과 부교수

더욱 어려운 상황에 처하게 되었다. IMF와의 합의에 따른 긴축적 금융 및 재정 정책의 시행은 곧바로 금융경색을 불러 왔으며 이는 다시 기업의 도산 및 생산 활동의 위축과 고용감소로 나타났다. 1998년 2월에는 실업자수가 처음으로 100만 명을 돌파하였으며, 그 후 기업의 구조조정과 정리해고가 본격화되면서 1998년 7월 현재 실업자수는 165만 명, 그리고 실업률은 7.6%를 기록한 것으로 집계되었다.

우리 나라에서의 실업증가는 외환위기 이전에도 어느 정도 진행되고 있었다. 즉, 1997년 1/4분기 현재 우리 나라의 실업자수는 64만 6,000명으로 집계되어 1996년 1/4분기와 비교할 때 무려 41.8% 증가하였으며, 이에 따라 1980년대 후반 이래 2%수준에 머물렀던 실업률도 3.1%로 상승하였던 것이다. 아울러 우리가 현재의 경제위기를 잘 극복해 낸다 하더라도 우리 나라의 실업률이 외환위기 이전의 수준으로 낮아지기를 기대하기는 어렵다는 것이 일반적인 관측이다. 우리 경제는 이미 선진국들이 앞서 경험한 바와 마찬가지로 고실업이 상존하는 단계에 진입한 것으로 보는 것이 타당하며, 따라서 앞으로의 실업대책은 실업률을 낮추기 위한 방안과 함께 실직자에 대한 소득지원방안을 포함하는 종합적인 것이 되어야 할 것으로 보인다.

이러한 관점에서 볼 때 실업급여를 포함하는 고용보험제도가 실업률이 크게 높아지기 이전인 1995년에 도입되었다는 것은 다행스런 것이라 생각된다.¹⁾ 실제로 외환위기 이후 실직자가 빠른 속도로 늘어남에 따라 실업급여의 신청건수와 지급금액도 폭발적으로 증가하고 있다. 노동부의 발표에 따르면 1997년에는 실업급여사업의 지출액이 834억 원(운영경비 등 포함. 이 중 실업급여로 지급된 금액은 816억 원)에 그쳐 실업급여사업에서 5,151억 원의 흑자를 기록하였으나 1998년에는 실업급여액이 1997년의 10배를 넘는 9,061억 원에 이를 것으로 추정되며, 그 후에도 매년 1조 원 이상의 실업급여 지급이 예상되고 있어 1998년 이후에는 실업급여의 연간 수지가 적자로 전환될 것으로 예측되고 있다. 이에 따라 정부는 1999년 1월 1일을 기해 실업보험의 보험료율을 현재의 0.6%로부터 1.0%로 상향 조정할 예정으로 있다. 이러한 보험재정상의 문제 외에 실업급여가 가지는 일반적인 문제점으로서 실업급여가 실직자의 재취업에 따른 소득증대효과를 줄임으로써 실업의 장기화를 가져온다는 점을 지적할 수 있다. 따라서 일찍이 실업보험제도를 도입한 선진외국에서는 실업급여의 재취업억제효과에 대한 분석과 합

1) 고용보험제도는 실업급여 외에 고용안정사업과 직업능력개발사업을 포함한다.

게 이러한 역기능을 줄일 수 있는 방안에 대한 연구가 꾸준히 이루어져 왔다.

본 연구는 1996년 7월부터 1997년 6월까지의 1년 동안에 고용보험제도에 의한 실업급여를 받은 전직실업자의 재취업양상에 관한 분석을 그 내용으로 한다. 특히 본 연구는 실직근로자에게 지급되는 실업급여가 이들의 재취업가능성에 어떤 영향을 미치는가에 대한 우리 나라 최초의 실증연구로서 현재 시행되고 있는 고용보험제도의 개선방안연구에 중요한 자료를 제공할 것으로 생각된다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 실업급여와 실직자의 실업기간과의 관계에 관한 이론적 논의와 이에 관한 기존의 연구를 살펴보고, 제Ⅲ절에서는 분석에 사용된 추정방법과 자료에 관해 설명한다. 제Ⅳ절에서는 실직자의 재취업위험도를 추정하고 실업급여를 비롯한 설명변수들이 실직상태로부터의 탈출가능성에 미치는 영향을 분석한다. 마지막 절인 제Ⅴ절에서는 분석결과를 요약한 뒤 정책적 시사점을 논의한다.

Ⅱ. 실업급여와 실업기간

근로자의 실업을 설명하는 대표적인 이론으로서는 탐색이론(search theory)을 들 수 있다. 탐색이론에서는 실업기간을 새로운 직장을 찾고 있는 실직자가 받아들일 수 있는 수준의 임금을 제의하는 직장을 찾기까지의 기간으로 설명한다.²⁾

주어진 것으로 가정할 경우 실제로 제의받은 임금수준의 감소함수이다—을 탐색비용과 같아지게 하는 임금수준으로 정의되며 통상 의중임금(reservation wage)이라 불린다. 따라서 의중임금은 새 직장을 찾고 있는 개별근로자가 예상하는 제의임금분포와 탐색비용에 의해 결정된다. 탐색비용이 높아지는 경우 실직근로자의 의중임금은 낮아지며, 따라서 실직상태로부터 벗어나게 될 가능성은 높아진다. 한편, 실직자에게 지급되는 실업급여는 탐색비용을 낮춤으로써 의중임금의 상승

또한 실업급여액이 큰 실직자일수록 실직상태가 장기화된다는 사실을 밝히고 있다.³⁾ Kiefer and Neumann(1979)은 실업기간의 경과에 따른 의중임금의 변화가 능성까지를 고려하여 의중임금이 일정한 경우와 변화하는 두 경우 각각에 대하여 실증분석을 행하였는데, 두 경우 모두 실업급여의 증가가 의중임금의 상승을 초래함을 보고하였다. Lancaster and Nickell(1980)은 실업급여의 증가에 대한 실업기간의 탄력성을 0.6으로 추정하였으며, 이들과는 달리 규정상의 급여액 대신 실제 수령급여액에 관한 영국의 데이터를 사용하여 탄력성의 값을 추정한 Narendranathan, Nickell, and Stern(1985)은 이 보다 낮은 0.3의 값을 얻고 있다. 또한 실업급여가 실직자의 재취업가능성에 미치는 영향의 크기가 실직기간별로 다를 가능성을 분석한 Nickell(1979)은 실직기간이 20주를 경과한 후에 있어서는 통계적으로 유의한 영향력을 가지지 않는다는 결과를 얻었으며, 앞의 Narendranathan, Nickell, and Stern(1985)의 연구에서는 실직상태가 6개월 이상 지속된 경우에는 20세 미만의 근로자에만 영향력이 있는 것으로 나타났다. 또한 캐나다의 자료를 이용하여 정규직과 비정규직(파트타임)에의 재취업을 구분하여 분석한 McCall(1997)도 유사한 결과를 보고하고 있다. 그는 실업급여가 재취업위험도에 미치는 영향이 실직기간중 상이한 시점에서 다를 수 있다는 가능성을 고려하였는데, 그의 추정결과에 의하면 남녀 모두 실직 후 29주에 이를 때까지 실업급여가 정규직에의 재취업위험도를 낮추는 효과가 있으나 비정규직에의 재취업위험도에 있어서는 남자의 경우 실직 후 54주 동안 실업급여가 이를 낮추는 효과를 가지는 반면, 여자의 경우 이보다 훨씬 짧은 실직 후 9주까지의 기간만 이러한 효과가 나타나는 것으로 보고하였다.

한편, 우리 나라에서는 고용보험제도가 도입된 지 얼마 되지 않은 관계로 실업급여가 실직자의 재취업을 지연시키는 효과에 대한 실증분석은 전무한 것으로 보인다. 본 연구에서는 남녀 전직실직자의 실직기간 경과에 따른 재취업가능성의 변화를 살핀 후 고용보험제도에 의해 지급되는 실업급여가 이들의 재취업가능성에 어떤 영향을 미치는가에 대한 분석을 행하고자 한다.

3) 실업 및 관련연구에 관한 종합적인 논의에 관해서는 Bean(1994) 등 참조.

Ⅲ. 분석방법 및 데이터

본 논문에서 사용하는 분석방법은 위험도모형(hazard model)이다. 위험도모형은 어떤 사건(event)이 발생하는 데 소요되는 시간의 장단과 각 시점에 있어서의 사건발생의 가능성, 즉 위험도(hazard)의 변화추이 및 위험도의 크기에 영향을 미치는 요인에 대한 분석 등을 그 내용으로 한다.⁴⁾ 본 절에서 관심의 대상이 되는 사건은 실직근로자의 재취업이다. 따라서 여기에서 위험도라 함은 실직근로자의 실직 후 每期에 있어서의 재취업가능성을 의미한다.⁵⁾ 본 논문에서는 남녀 각각에 대하여 실직근로자의 재취업가능성의 크기가 시간경과에 따라 어떻게 달라지는가를 살펴본 후 재취업의 위험도를 사용하여 표시된 尤度函数(likelihood function)를 이용하여 실업급여 등 제반 설명변수들이 위험도에 미치는 영향력의 크기를 추정하고자 한다.

실직 후 t 번째 期에의 재취업의 위험도 λ_t 의 추정치 $\hat{\lambda}_t$ 은 다음과 같다.

$$\hat{\lambda}_t = \frac{e_t}{n_t} \quad (1)$$

여기서 e_t 는 실직 이후 t 번째 期 동안에 재취업하는 자의 수를, n_t 는 실직 이후 t 번째 期가 개시되기 직전까지—즉, $(t-1)$ 期가 경과하도록—계속해서 실직상태에 있는 자의 수를 나타낸다. 즉, t 기에 있어서의 위험도는 t 기가 개시될 때까지 재취업에 성공하지 못한 실직근로자 중 t 기 동안 재취업하는 근로자의 비율을 나타내며, 따라서 개별 실직근로자의 입장에서 보면 위험도는 각기에 있어서

4) 위험도모형은 기간분석(duration analysis)이라고도 한다. 위험도모형에 관한 상세한 논의는 Kalbfleish and Prentice(1980), Lawress(1982), Cox and Oakes(1985) 등 참조. 위험도모형에 관한 문헌을 요약해 놓은 것으로는 Kiefer(1988)가 있으며, Ryoo(1992)와 어수봉(1993)은 위험도모형을 사용하여 미국 근로자의 근속기간과 우리 나라 실직자의 실업기간을 각각 분석하였다.

5) 위험도모형은 원래 사망, 질병에의 감염, 또는 기계부품이나 제품의 손상 등 통상 바람직하지 않은 사건에 대하여 이들 사건이 발생하는 데에 소요되는 시간에 대한 분석을 그 내용으로 하였으며, 따라서 각 시점에서 어떤 사건이 발생할 가능성을 위험도라 부른다. 실직근로자의 재취업은 소망스러운 사건으로 재취업가능성을 위험도라 부르는 경우 의미상 약간의 혼란이 있을 수도 있겠으나, 위험도모형에 관한 문헌에서는 사건의 소망스러움 여부에 상관없이 위험도라는 용어를 사용한다.

의 순간적(instantaneous) 재취업가능성의 크기를 나타낸다.

한편, n_t 는 잘려진 관측치(censored observation)의 유무에 따라 그 표시가 다소 달라진다. 잘려진 관측치라 함은 관측기간이 종료될 때까지 관심의 대상이 되는 사건을 경험하지 않은 관측치를 의미하므로 여기에서는 관측완료시점까지 재취업을 하지 못한 실직근로자를 지칭한다. 실직근로자 총수를 N 이라 할 때 잘려진 관측치가 없는 경우에는 $n_t = N - \sum_{s \leq t} e_s$ 가 되며, 잘려진 관측치가 있는 경우에는 $n_t = N - \sum_{s \leq t} (e_s + c_s) - \frac{1}{2} c_t$ 를 통상 사용하는데, 여기서 c_s 는 잘려진 관측치, 즉 관측완료시점 현재 s 期 동안 계속해서 실직상태에 있는 응답자의 수를 나타내며, 특히 두 번째 식의 마지막 항은 t 기에 잘려지는 관측치들의 반을 제외시킨 값을 해당 기 동안 사건을 경험할 위험에 처해 있는 관측치들의 총수로 취급하기 위한 것이다. 위험도와 관련된 개념으로 생존율(survival rate: S)이 있는데 그 추정치는 다음과 같이 표시된다.⁶⁾

$$\hat{S}_t = \prod_{s=1}^t (1 - \hat{\lambda}_s) \quad (2)$$

즉, t 기에서의 생존율은 t 기까지 해당 사건을 경험하지 않은 관측치들의 전체 관측치수에 대한 비율 또는 특정 관측치가 t 기까지 이 사건을 경험하지 않을 확률을 표시한다.

본 연구에서는 실업급여 등의 요인들이 실직근로자의 실업탈출 위험도에 영향을 미치는 영향력의 크기를 추정하기 위해 비례적 위험도(proportional hazard)를 가정하였으며 위험도모형의 준모수적 추정(semi-parametric estimation)에 해당하는 Cox모형을 사용하였다. 비례적 위험도모형에서는 x 라는 설명변수를 가지는 관측치의 t 기에 있어서의 위험도를 나타내는 $\lambda(t, x, \beta, \lambda_0)$ 를 다음과 같이 표시한다.

$$\lambda(t, x, \beta, \lambda_0) = \phi(x, \beta) \lambda_0(t) \quad (3)$$

여기서 $\lambda_0(t)$ 는 기간 t 에 있어서의 기본위험도(baseline hazard)를 나타낸다. 따라서 비례적 위험도모형에서는 매기에 있어서의 위험도변화는 기본위험도에 의해 결정되며, 설명변수는 그 크기와 β 의 값에 따라 단순히 기본위험도를 증폭

6) 이를 product-limit추정치 또는 Kaplan-Meier추정치라 한다.

(scale up) 또는 축소(scale down)시키는 역할을 하는 것으로 가정하고 있다.

한편, Cox(1972)는 기본위험도의 모양을 알지 못하는 경우에도 각 설명변수의 위험도에 대한 영향을 추정할 수 있는 방법을 제시하였다. 그는 어떤 기에 있어서도 복수의 관측치가 동시에 사건을 경험하지 아니하며 또한 잘려진 관측치가 없다고 가정하는 경우 전체 관측치의 수를 n 이라 할 때 j 번째 사건발생이 관측되는 기에 있어서의 위험도는

$$\frac{\lambda(t_j, x_j, \beta)}{\sum_{i=j}^n \lambda(t_i, x_i, \beta)} \quad (4)$$

로 표시될 수 있다는 점에 착안하였다. 따라서 비례적 위험도와 Cox모형을 가정하는 경우 우도함수는

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n \left\{ \ln \phi(x_i, \beta) - \ln \left[\sum_{j=i}^n \phi(x_j, \beta) \right] \right\} \quad (5)$$

로 표시되며 이를 이용하여 기본위험도와 무관하게 β 의 값을 추정할 수 있다. 만약 t_j 기와 t_{j+1} 기 사이에 잘려진 관측치가 있는 경우 이 관측치들은 1기부터 t_j 기까지의 기간 동안 사건을 경험한 관측치들의 우도함수에 대한 기여도를 나타내는 식 (4)식 중 분모에만 나타나게 된다. 한편, 본 논문에서는 편의상 $\phi(x_i, \beta) = \exp(x_i' \beta)$ 를 가정하였다.

본 연구에서 분석에 사용한 자료는 실직으로 인하여 1996년 7월 1일부터 1997년 6월 30일까지의 1년 중 일정 기간 고용보험법의 규정에 의한 실업급여를 받은 대구·경북지역 남녀근로자 5,455명(남자 3,784명, 여자 1,671명)에 관한 것으로 이들에 대한 정보는 1996년 7월 1일부터 1997년 8월 하순까지의 1년 2개월간에 걸쳐 지역의 노동관서를 통해 수집되었다. 이들이 실직한 날짜는 1996년 6월 30일부터 1997년 6월 10일까지에 걸쳐 있으며, 이 중 1,775명(남자 1,231명, 여자 544명)이 상기 관측기간 중에 새로운 직장에 취업한 것으로 나타나 전체적으로 32.5%의 재취업률(남자 32.5%, 여자 32.6%)을 보이고 있다. 한편, 재취업이 이루어진 시점은 1996년 7월 8일부터 1997년 8월 20일까지에 걸쳐 있으며, 이들이 실제 실직상태에 있었던 기간은 최단 5일부터 최장 376일까지 분포되어 있었다. 평균실직기간은 165.6일이었으며, 이를 성별로 보면 남자가 169.3일, 여자가 157.2일

로 나타나 남자의 실직기간이 여자에 비해 다소 긴 것으로 나타났다.

고용보험상의 실업급여는 실직을 당한 근로자의 생계안정을 도모하는 동시에 안정적인 구직활동을 원활하게 하기 위해 지급하는 기본급여와 실직자들의 재취업을 촉진시키기 위하여 소정의 요건을 갖춘 실직자들에게 지급하는 취직촉진수당으로 구분된다. 기본급여는 하한인 최저임금의 1/2과 상한인 1일 3만 5천 원의 범위 내에서 이직 전 임금의 50%로 규정되어 있다. 실직을 당한 근로자가 기본급여를 지급받기 위해서는 일정한 요건을 충족시켜야 한다. 즉, 자신의 중대한 귀책사유에 의해 해고되거나 자발적으로 직장을 그만 둔 근로자가 아닌 자로서 실직일 이전 18개월의 기간 중 12개월 또는 그 이상의 기간 동안 고용보험에 가입한 근로자라야 하며, 또한 실직 이후 구직활동을 적극적으로 계속 수행하는 것을 조건으로 한다(이하에서는 편의상 실업급여를 기본급여와 동일한 의미로 사용한다). 고용보험법이 최초로 시행된 시점이 1995년 7월 1일이므로 우리 나라에서 실업급여가 지급되기 시작한 것은 1996년 7월 1일 이후이며, 따라서 본 연구에서 분석된 근로자들은 우리 나라 최초의 실업급여 수급자 중의 일부이다. 수급기간(이를 소정급여일수라 함)은 실직근로자의 이직일 현재의 연령과 고용보험에 가입한 기간에 따라 정해진다(고용보험법 제41조).⁷⁾ 본 연구에서 분석된 실직자들은 전원 피보험기간이 3년에 미달하는 관계로 이들의 수급기간은 이직일 현재의 연령에 따라 각각 30일(25세 미만), 60일(25세 이상 30세 미만), 90일(30세 이상 50세 미만), 그리고 120일(50세 이상 또는 장애인)로 되어 있다. 분석에 포함된 근로자들은 1995년 7월 1일 현재 고용보험법의 적용대상인(상시근로자 30인 이상의) 중규모 이상의 사업장에서 실직한 자들이며, 또한 실직일 현재 최소한 1년 또는 그 이상의 직장경력을 가진 자들이라는 점에서 우리 나라 전체근로자를 대표하는 집단이 되지 못한다는 점을 미리 밝혀 두고자 한다.⁸⁾

7) IMF관리체제의 개시 이후 실업자가 크게 증가함에 따라 고용보험 관련법규의 개정을 통해 실업급여의 수급요건이 일부 완화되고 급여일수도 다소 연장되었으나, 본 연구에서 분석한 기간 동안에는 고용보험법 제정 당시의 규정이 적용되었다. 따라서 이하에서는 개정 이전의 규정을 기준으로 논의를 행한다. 우리 나라 고용보험제도의 내용에 관해서는 유길상·이철수(1996) 참조.

8) 1998년 1월을 기해 고용보험적용대상이 상시근로자 10인 이상 사업장으로 확대되었으며 1998년 3월부터는 5인 이상 사업장으로, 그리고 1998년 10월부터는 모든 사업장으로 확대되었다.

IV. 실직근로자의 재취업양상

1. 실직근로자의 재취업위험도

여기에서는 남녀 실직근로자의 재취업위험도를 살펴보고자 한다. 이들 실직자 중 자영업을 시작함으로써 실업상태를 탈출한 근로자가 없지 않으나 그 수가 극히 적었던 관계로⁹⁾ 여기에서는 창업과 피용자로의 재취업을 함께 묶어 재취업이라는 사건으로 정의하였다. 또한 근로자의 실직기간은 편의상 週를 단위로 하여 측정하였으며 실직일수를 주로 전환하는 데에는 일수를 7로 나눈 값을 절상한 값을 사용하였다.¹⁰⁾

<표 1>과 <표 2>는 남자와 여자실직근로자 각각에 대하여 재취업위험도와 생존율을 나타낸 것이다. 다만, 남녀 모두 최장실직기간은 54주로 나타났으나 남자는 실직 후 제46주째에 그리고 여자의 경우에는 제47주째에 마지막으로 재취업이 이루어졌으므로 제48주 이후의 기간에 대해서는 자료를 생략하였다. 또한 지면상의 제약으로 인해 제30주 이후에는 짝수번째 주에 대해서만 수치를 제시하였다(단, 여자의 경우에는 재취업이 발생하지 않은 제46주 대신 제47주를 표시). 한편 <그림 1>은 남녀 실직근로자의 실직기간별 재취업위험도를 나타낸 것이다.

<그림 1>은 남녀 실직근로자 모두 실직 초기에는 실직상태가 지속됨에 따라 재취업 가능성이 계속적으로 높아지나 일정 기간이 경과한 후에는 오히려 낮아지는 역U자의 형태를 가지고 있음을 분명히 보여 주고 있다. 이를 더 자세히 보면 남자의 경우(<표 1> 참조) 8주째에 이르러 위험도는 (18주째의 0.0246에 이어) 두 번째로 높은 수준인 0.0243에 이르며 이보다 다소 낮기는 하나 상대적으로 높은 수준의 위험도가 대략 13주째에 이를 때까지 유지됨을 보여 주고 있다. 아울러 실직상태가 4 내지 5개월 이상으로 장기화되는 경우 재취업가능성이 점진적으로 낮아지고 있음을 알 수 있다. 이러한 재취업위험도의 기간별 변화로 미루어 볼 때 상당수의 남자실직근로자가 재취업을 위하여 통상 2-4개월의 직장탐색기간을 가지는 것으로 생각된다.

9) 전체 재취업자 1,775명 중 30명(남자 28명, 여자 2명)에 불과하였음.

10) 예컨대, 실직일수가 15일 이상 21일 이하인 근로자는 모두 실직기간이 3주일인 것으로 처리하였다.

〈표 1〉 남자실직근로자의 재취업위험도 및 생존율

(단위: 주, 명)

실직기간(t)	기간 시점현재 실직자수(n_t)	기간 중 취업자수(e_t)	기간 중 잘려진 실직자수(c_t)	재취업위험도 ($\hat{\lambda}_t$)	생존율 (\hat{S}_t)
1	3,784	9	0	0.0024	0.9976
2	3,775	5	0	0.0013	0.9963
3	3,770	12	2	0.0032	0.9931
4	3,756	19	2	0.0051	0.9881
5	3,735	57	77	0.0154	0.9729
6	3,601	63	19	0.0175	0.9558
7	3,519	61	39	0.0174	0.9391
8	3,419	83	12	0.0243	0.9163
9	3,324	68	177	0.0210	0.8970
10	3,079	67	17	0.0218	0.8775
11	2,995	69	20	0.0231	0.8572
12	2,906	53	8	0.0183	0.8415
13	2,845	65	173	0.0236	0.8217
14	2,607	47	6	0.0180	0.8069
15	2,554	45	40	0.0178	0.7925
16	2,469	37	32	0.0151	0.7806
17	2,400	28	14	0.0117	0.7714
18	2,358	57	81	0.0246	0.7525
19	2,220	27	22	0.0122	0.7433
20	2,171	36	24	0.0167	0.7309
21	2,111	27	5	0.0128	0.7215
22	2,079	26	108	0.0128	0.7123
23	1,945	41	22	0.0212	0.6972
24	1,882	17	39	0.0091	0.6908
25	1,826	16	42	0.0089	0.6847
26	1,768	13	42	0.0074	0.6796
27	1,713	20	212	0.0124	0.6711
28	1,481	14	10	0.0095	0.6648
29	1,457	16	40	0.0111	0.6574
30	1,401	13	31	0.0094	0.6512
32	1,188	9	18	0.0076	0.6356
34	1,123	9	9	0.0080	0.6218
36	925	8	49	0.0089	0.6090
38	814	8	47	0.0101	0.5985
40	742	10	178	0.0153	0.5894
42	537	2	12	0.0038	0.5850
44	505	4	112	0.0089	0.5753
46	374	2	93	0.0061	0.5673
48	276	0	83	0.0000	0.5673

또한 <표 2>와 <그림 1>은 여자 실직근로자의 재취업위험도 및 생존율이 남자의 경우와 거의 대동소이한 양상을 가짐을 보여 주고 있다. 즉, 실직상태가 지속되고 있는 근로자의 수가 아주 적어지는 (따라서 추정치의 신뢰도가 크게 떨어지는) 실직 후 40주 이후의 기간을 제외시켜 본다면 재취업위험도는 실직상태가 8주에 이를 때까지 지속적으로 상승하여 8주째에는 0.0276으로 가장 큰 값을 가지며 그로부터 실직 후 15주에 이를 때까지 높은 수준을 유지하나 실직상태가 그 이상 장기화되는 경우 약간의 오르내림이 있기는 하나 위험도가 하락하고 있음을 알 수 있다. 다시 말해 남자의 경우와 마찬가지로 재취업위험도가 역U자의 형태를 가지며 2~4개월의 탐색기간을 가지는 것을 보여 주고 있다.

<그림 2>와 <그림 3>은 각각 남자와 여자실직자의 실직 후 최초 30주 기간 동안의 기간별 재취업위험도를 29세 이하, 30-49세, 그리고 50세 이상의 세 연령계층별로 나누어 나타낸 것이다. 먼저 남자의 경우를 보면 연령계층이 높아질수록 재취업의 가능성이 낮아진다는 것을 분명히 보여 주고 있다. 한편, 여자 실직자의 재취업위험도를 나타내는 <그림 3>을 보면 30-49세 연령계층 실직자가 50세 이상 연령계층뿐만 아니라, 29세 이하 연령계층에 비해서도 재취업위험도가 오히려 높다는 것을 알 수 있다. 이처럼 29세 이하의 젊은 여성 실직자에 비해 중년 여성실직자의 재취업가능성이 오히려 높게 나타난 것은 20대의 젊은 여성근로자의 경우 그 이상의 연령층에 비해 다소 까다롭게 직장을 선택한다는 공급자측 요인과 젊은 여성근로자는 장차 결혼이나 출산 등의 이유로 노동시장으로부터 퇴출할 가능성이 높은 만큼 이들의 채용을 기피하는 경향이 있다는 수요자측의 요인이 복합적으로 작용한 것으로 해석된다.¹¹⁾

<그림 2>와 <그림 3>은 연령계층 간 재취업위험도의 차이 외에 또 다른 중요한 사실을 보여 주고 있다. 그것은 남녀 모두 연령계층이 높아질수록 재취업위험도가 최고치에 이르는 데 소요되는 기간이 길어진다는 사실이다. 이러한 현상은 여자의 경우 더욱 현저하다. 즉, 29세 이하 연령계층에 있어서는 약 11주째에 이를 때까지 재취업위험도가 높아졌다가 그 이후 낮아지는 양상을 보여 주고 있

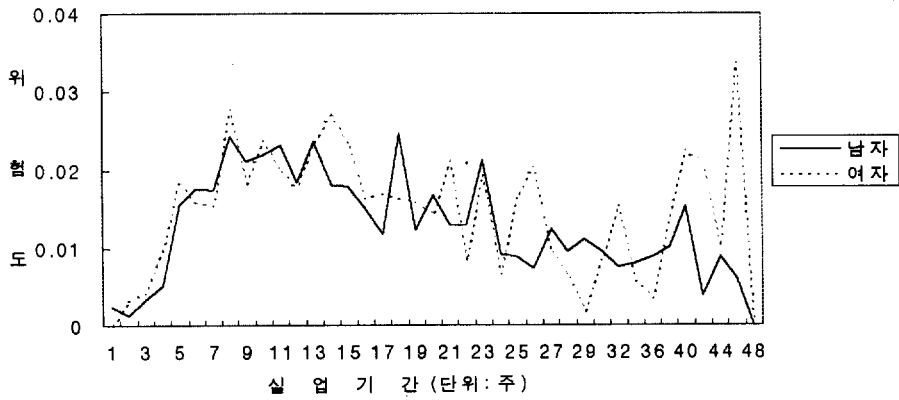
11) 이와 관련하여 익명의 심사자는 실직근로자가 실망실업자로 전환될 가능성이 있다는 점을 지적하였다. 이러한 가능성을 감안할 때 여기에 제시된 재취업위험도는 실제보다 과소추정된 것으로 볼 수 있다. 한편 30-49세 여성실업자의 경우 실망실업자화할 가능성이 그 이하의 연령계층의 여성실업자보다 높을 것으로 추정되는만큼 재취업위험도의 과소추정의 정도는 전자가 후자에 비해 더 클 것이며, 따라서 이를 고려할 때 이 두 집단 간의 실제 재취업위험도의 차이는 여기에 나타난 것보다 더 클 가능성이 높다고 생각된다.

〈표 2〉 여자실직근로자의 재취업위험도 및 생존율

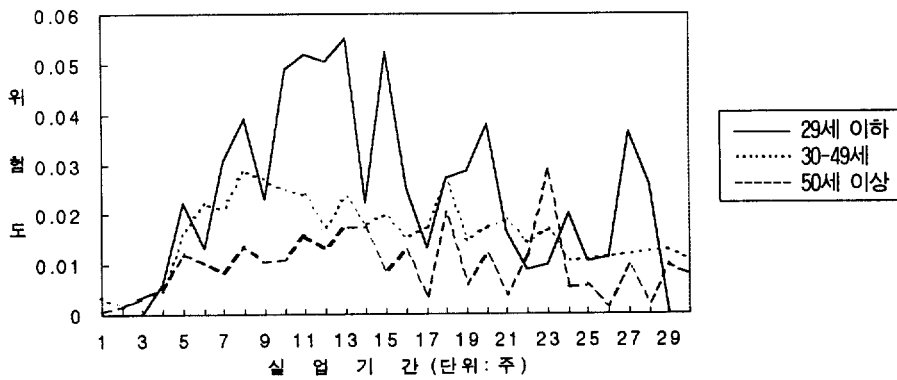
(단위: 주, 명)

실직기간(t)	기간 시점현재 실직자수(n_t)	기간 중 취업자수(e_t)	기간 중 잘려진 실직자수(c_t)	재취업위험도 ($\hat{\lambda}_t$)	생존율 (\hat{S}_t)
1	1,671	0	0	0.0000	1.0000
2	1,671	5	0	0.0030	0.9970
3	1,666	7	2	0.0042	0.9928
4	1,657	16	0	0.0097	0.9832
5	1,641	30	23	0.0184	0.9651
6	1,588	25	4	0.0158	0.9499
7	1,559	24	2	0.0154	0.9353
8	1,533	42	23	0.0276	0.9095
9	1,468	26	83	0.0182	0.8929
10	1,359	32	7	0.0236	0.8718
11	1,320	26	5	0.0197	0.8546
12	1,289	23	3	0.0179	0.8393
13	1,263	28	122	0.0233	0.8198
14	1,113	30	5	0.0270	0.7976
15	1,078	25	14	0.0233	0.7790
16	1,039	17	4	0.0164	0.7663
17	1,018	17	9	0.0168	0.7534
18	992	16	28	0.0164	0.7411
19	948	15	10	0.0159	0.7293
20	923	13	7	0.0141	0.7190
21	903	19	1	0.0211	0.7038
22	883	7	89	0.0083	0.6980
23	787	15	7	0.0191	0.6846
24	765	5	7	0.0066	0.6801
25	753	12	40	0.0164	0.6690
26	701	14	18	0.0202	0.6554
27	669	6	49	0.0093	0.6493
28	614	4	2	0.0065	0.6451
29	608	1	11	0.0017	0.6440
30	596	5	32	0.0086	0.6385
32	401	6	20	0.0153	0.6209
34	361	2	21	0.0057	0.6157
36	287	1	0	0.0035	0.6096
38	225	3	21	0.0140	0.5917
40	197	4	35	0.0223	0.5785
42	144	3	2	0.0210	0.5627
44	123	1	48	0.0101	0.5485
47	63	2	7	0.0336	0.5301
48	54	0	13	0.0000	0.5301

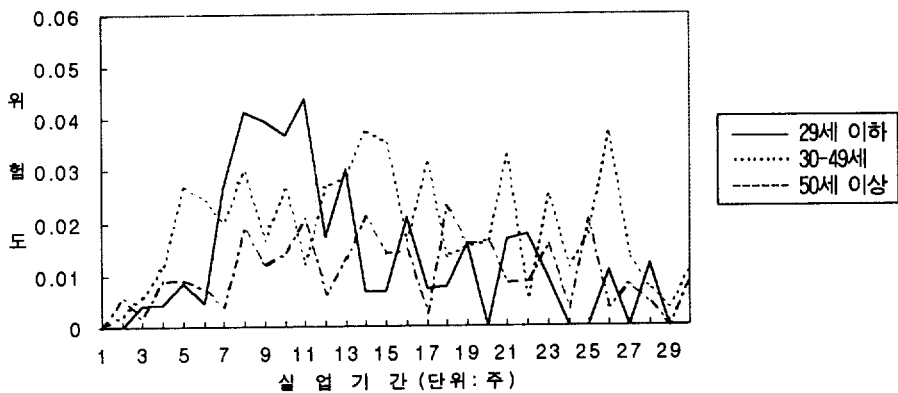
〈그림 1〉 재취업위험도



〈그림 2〉 남자실직자의 연령계층별 재취업위험도



〈그림 3〉 여자실직자의 연령계층별 재취업위험도



다. 한편 30-49세 연령계층의 경우에는 약 14주에 이를 때까지 위험도가 높아지고 있으며 50세 이상의 연령층에 있어서는 약 18주에 이를 때까지 위험도가 상승하고 있음을 알 수 있다. 남자의 경우에도 여자에 비해 다소 약하기는 하나 유사한 양상을 발견할 수 있다. 이처럼 연령계층이 높아질수록 재취업위험도가 정점에 이르는 데 소요되는 기간이 길어지는 현상에 대한 한 가지 가능한 설명은 앞에서 언급한 바와 같이 기본급여의 최장수급기간이 연령계층이 높아질수록 길어진다는 사실에서 찾아질 수 있다. 즉, 기존의 외국 연구에서 밝혀진 바와 같이 실업급여가 실직상태의 장기화를 초래한다면 연령이 높은 실직자일수록 소정급여일수가 길어지도록 되어 있는 현제도하에서는 이와 같은 결과가 초래될 가능성이 높을 것으로 생각된다. 이 같은 가능성을 더욱 자세히 분석하기 위하여 다음 小節에서는 앞에서 언급한 Cox모형을 이용하여 실업급여의 지급 여부를 포함한 실직근로자의 제반특성들이 실직근로자의 재취업가능성에 미치는 영향에 대한 분석을 행한다.

2. Cox모형 추정결과

이번에는 Cox모형의 추정결과를 논한다. 앞에서 분석한 총 5,455명의 실직근로자 중 본 小節의 분석에서 설명변수로 사용된 근로자의 특성에 관한 정보가 누락된 근로자들은 표본에서 제외시켰다. 또한 국민연금의 지급대상으로서 노령연금을 지급받는 경우 실업급여가 감액지급될 수 있는 실직일 현재 60세 이상의 근로자도 분석에서 제외시켰다. 그 결과 추정에 사용된 실직근로자의 수는 총 3,713명(남자 2,588명, 여자 1,125명)으로 줄어들었으며 또한 실직 후 자영업을 시작함으로써 실업상태를 탈출한 소수의 근로자도 이 과정에서 전원 표본으로부터 제외되었다. 이들 실직근로자 중 관측기간 동안 재취업을 이룬 자의 비율은 남자가 42.4%, 여자가 44.7%로 앞절에서 본 전체근로자의 재취업비율에 비해 크게 높아졌다.

분석에 포함된 설명변수의 값을 남녀별로 정리한 것이 <표 3>이다. 산업별 외부충원율과 산업별 생산액 및 산업별 부도액을 설명변수로 포함시킨 것은 실직근로자의 재취업이 노동시장에서의 수요측의 사정에 의해 상당한 정도의 영향을 받을 것인바 이를 반영하기 위한 것이다. 이 변수들은 실직근로자의 실직전 직장이 속하는 산업을 기준으로 하여 정의하였는데, 이렇게 한 것은 직장을 옮기는

근로자들은 많은 경우 동일한 산업 내에서 새 직장을 구한다는 기존의 연구결과(어수봉·박기성, 1991; Ryoo, 1996)에 따른 것이다. 즉, 산업 내 전직의 비율이 크게 높은 만큼 새 직장을 구하는 실직근로자가 재취업에 성공할 가능성은 이들이 실직한 산업의 수요여건에 의해 적지 않게 영향을 받을 것이라는 추정에 근거하였다.

이 중 산업별 외부충원율은 전체 산업을 7개의 산업으로 구분한 후 남녀 각각에 대하여 본 小節에서의 분석에 포함된 실직근로자 중 재취업에 성공한 근로자들의 산업 간 이동(〈부표 1〉참조)을 이용하여 그 값을 다음과 같이 부여하였다.¹²⁾ 예를 들어, 남자 제조업의 경우를 보면 실직 후 제조업에서 새 직장을 구한 총 712명의 근로자 중 동일산업 내에서 전직한 620명(87.1%)을 제외한 92명(12.9%)이 여타산업으로부터 제조업으로 이동하였다. 따라서 남자의 경우 제조업의 외부충원율은 12.9의 값을 갖는다. 단, 이들 7개 산업 중 동일산업으로부터의 전직자가 전무한 산업(남자의 경우 농림어업과 광업의 2개 산업, 그리고 여자의 경우 농림어업, 광업 그리고 전기·운수·창고 및 금융업의 3개 산업)—이 산업들은 해당 산업에의 재취업근로자의 수가 극히 적거나 아예 전무한 산업들이다—에 대해서는 외부충원율의 값으로 남녀 각각에 대해 전체 재취업자 중 산업 내 전직자의 비율(남자 69.8%, 여자 88.1%)을 100에서 뺀 값인 30.2와 11.9를 사용하였다. 이상과 같이 정의된 산업별 외부충원율은 실직근로자의 재취업과 관련하여 두 가지 상반된 방향으로의 효과를 가질 것으로 예상되었다. 먼저 어떤 산업의 외부충원율이 높다는 것은 해당 산업에서의 경력을 가진 근로자에 대한 수요가 적다는 것을 의미하는 것으로 볼 수 있으며, 따라서 외부충원율이 높은 산업으로부터 실직한 근로자에 대한 수요는 상대적으로 낮을 것으로 예상할 수 있다. 다른 한편 높은 외부충원율은 해당 산업이 성장산업임을 의미할 가능성이 있으며 이러한 관점에서 본다면 외부충원율이 높은 산업으로부터 실직한 근로자의 재취업가능성은 산업특수적 인적 자본의 존재를 가정하는 경우 그만큼 높을 것으로 예상할 수 있다. 따라서 산업의 외부충원율이 실직자의 재취업에 미치는 영향은 이러한 두 가지 효과의 상대적 크기에 의해 결정될 것으로 생각할 수 있다.

다음으로 산업별 생산액과 산업별 부도액은 남녀 구분 없이 실직근로자의 실

12) 〈부표 1〉에 포함된 재취업근로자의 수는 남녀 각각 1,021명과 446명으로서 본 소절에서의 분석에 포함된 실직근로자 중 재취업자에 비해 그 수가 적은 것은 이들 재취업자 중 새 직장이 속하는 산업에 대한 정보가 누락된 일부 근로자가 제외된 것에 기인한다.

〈표 3〉 위험도모형의 설명변수

I. 기초통계						
설 명 변 수		성 별	남 자		여 자	
변 수 명	단위	평 균	표준편차	평 균	표준편차	
연령(실직일 현재)	세	42.7	9.7	42.6	10.2	
교육연수	년	11.4	2.5	9.0	2.6	
직전 직장 근속연수	년	9.6	8.3	4.6	4.2	
ln(직전 직장 퇴직시 월급여액)	-	13.8	0.33	13.3	0.26	
직전 직장의 산업(제조업=1, 기타=0)	-	0.72	0.45	0.82	0.38	
외부충원율(직전 직장 소속산업)	%	27.2	25.1	10.8	18.9	
생산액(직전 직장 소속산업)	1조 원	3.15	0.57	3.29	0.50	
거액부도액(직전 직장 소속산업)	10억 원	76.0	34.2	80.8	33.0	
실업급여의 지급(지급=1, 비지급=0)	-	아래의 III 및 본문 참조				
표본규모	명	2,588		1,125		

II. 일부 설명변수의 산업별 값

산 업	외부충원율(%)		생산액 (1조 원)	거액부도액 (10억 원)
	남자	여자		
1. 농림어업	30.2	11.9	0.138	0.31
2. 광업	30.2	11.9	0.004	0.29
3. 제조업	12.9	3.4	3.474	95.56
4. 건설업	45.4	75.0	2.067	53.13
5. 도·소매 및 음식숙박업	79.3	91.7	2.367	46.82
6. 전기·운수·창고 및 금융업	91.7	11.9	2.388	0.25
7. 사업·개인 및 공공서비스업	68.5	43.5	2.789	2.46

III. 남녀 실직근로자의 소정급여일수별 구성비율(%)

성 별	소정급여일수			
	30일	60일	90일	120일
남 자	1.5	7.5	63.0	28.0
여 자	7.7	6.9	57.7	27.6

직전 직장이 속하는 산업의 1995년 대구지역의 총생산액(통계청, 1997)과 1996년 한 해 동안의 대구지역 소재기업의 1억원 이상 거액부도금액의 산업별 총액(한국은행 대구지점, 1997)을 각각 나타낸다.¹³⁾ 산업별 생산액과 부도액을 비교해 보면 광업, 제조업 그리고 건설업은 생산액에 비해 부도금액이 큰 반면 서비스부문에 속하는 전기·운수·창고 및 금융업과 사업·개인 및 공공서비스업은 상대적으로 부도금액이 적었음을 알 수 있다. 실직근로자가 실직한 산업의 생산액이 클수록 해당 근로자의 재취업가능성이 높아질 것으로, 그리고 산업의 부도액이 클수록 재취업가능성이 낮아질 것으로 예상됨은 물론이다.

본 연구에서 실직근로자의 재취업위험도에 영향을 미칠 것으로 예상된 근로자의 특성 중 가장 중요한 변수는 바로 실업급여의 지급을 나타내는 변수이다. 앞서도 언급한 바와 같이 고용보험의 적용을 받는 사업장으로부터 비자발적으로 실직한 근로자는 실직 후 직업안정기관에의 실업신고와 구직신청 및 구직활동을 하는 것을 조건으로 실직당시의 연령에 따라 최저 30일부터 최장 120일의 기간 동안 실업급여를 수급할 자격이 부여된다.¹⁴⁾ 실업급여의 지급과 관련하여 또 한 가지 언급할 것은 대기기간이다. 실업급여는 실업신고와 동시에 지급되는 것이 아니라 신고일로부터 2주간을 대기기간으로 설정하여 이 기간이 경과된 후에 기본급여를 지급하도록 규정하고 있다(고용보험법 제40조).¹⁵⁾ 따라서 실직근로자는 실직 후 최소한 2주 동안 실업급여를 지급받지 못 하며 빨라야 실직 후 3주째부터 실업급여의 지급이 개시될 수 있다.

실업급여가 실직자의 재취업에 미치는 영향을 분석하는 데에 있어서는 실직상

13) 분석에 포함된 근로자의 실직기간이 1996년 하반기와 1997년 상반기에 걸쳐 분포되어 있으므로 상기 연도에 있어서의 대구·경북지역의 산업별 총생산액을 사용하는 것이 바람직하겠으나, 1996년의 각 시·도의 산업별 총생산액은 본 연구가 수행되던 당시 아직 발표되지 않은 상태였다. 또한 본 연구에서 대구·경북지역의 실직근로자에 대한 분석을 행하고 있음에도 불구하고 대구지역의 산업별 생산액과 산업별 부도금액을 사용한 것은 경북지역에 있어서의 산업별 부도금액에 관한 자료입수가 불가능했기 때문이다.

14) 예외적으로 상기 소정급여일수가 종료될 때까지 취업할 가능성이 없고 직업지도 등 재취업을 위한 지원이 필요하다고 인정되는 자 등 취직이 특히 곤란한 수급자격자에 대해서는 30세 미만인 근로자는 30일, 그리고 30세 이상인 근로자와 장애인 60일의 범위 내에서 소정급여일수를 초과하여 기본급여를 연장지급할 수 있도록 규정하고 있다(고용보험법 시행령 제52조 제2항). 또한 기본급여는 실직 후 10월 내에만 지급될 수 있도록 규정하여(고용보험법 제39조) 실직의 신고가 지나치게 지연되는 것을 방지하고 있다.

15) 대기기간을 설정한 이유는 실업급여의 수급자격의 심사를 위한 시간을 확보하는 것 외에 대기기간보다 짧은 기간 동안의 단기실업의 경우 급여를 지급하지 않더라도 생계유지에 큰 어려움이 없을 수 있다는 것 등이다.

태가 계속되는 동안 매기에 있어서의 수급자격의 유무보다 실제로 급여를 지급 받았는지의 여부를 나타내는 변수를 사용하는 것이 바람직하나 본 연구에서 분석한 자료에는 실제 급여지급기간에 관한 정보가 누락되어 있어 부득이 수급자격을 나타내는 변수를 대신 사용하였다. 이를 위해 본 연구에서는 모든 실직자들이 실직과 동시에 실업신고를 하며 따라서 실직 후 3주째부터 실업급여를 지급 받는 것으로 가정하였다. 아울러 본 연구에서는 근로자의 실직기간을 주를 단위로 측정하고 있으나, 소정급여일수는 30일을 단위로 규정되어 있는 관계로 수급자격이 만료되는 날이 속하는 주에 대해서는 실업급여의 지급여부를 일률적으로 규정할 수 없다는 문제가 발생하나, 여기에서는 편의상 실직근로자의 각 기간에 있어서의 급여지급을 나타내는 변수의 값을 다음과 같이 정하였다. 먼저 실직 후 최초 2주간은 대기기간으로서 모든 실직자는 소정급여일수에 관계없이 실업급여를 지급받지 못 한다. 30일의 소정급여일수를 가지는 25세 미만의 실직자는 실직 후 3주째부터 6주까지의 4주(28일) 동안, 그리고 60일의 소정급여일수를 가지는 25세 이상 30세 미만의 실직자는 실직 후 3주째부터 11주까지의 9주(63일) 동안 실업급여를 받는 것으로 하였다. 또한 90일의 소정급여일수를 가지는 30세 이상 50세 미만의 실직자는 실직 후 3주째부터 15주까지의 총 13주(91일) 동안, 그리고 최장의 120일의 소정급여일수를 가지는 50세 이상의 실직자는 3주째부터 19주까지의 17주(119일) 동안 실업급여를 받는 것으로 하였다. 따라서 모든 실직자는 실직 후 최초 2주 동안 실업급여의 지급을 나타내는 변수가 0(비지급)의 값을 가지며 3주째부터는 각자의 연령에 따라 소정의 기간 동안 1(지급)의 값을 가진다. 또한 수급기간이 만료될 때까지 재취업을 이루지 못 한 실직자의 경우에는 수급기간이 만료되는 시점을 기준으로 실업급여의 지급을 나타내는 변수의 값이 1로부터 0으로 바뀌게 된다.¹⁶⁾¹⁷⁾

Cox모형을 이용하여 실직근로자의 재취업위험도에 영향을 미치는 변수들의 계수값을 추정한 결과가 <표 4>에 나타나 있다. <표 4>는 분석에 포함된 변수들이

16) 이처럼 어떤 사건(여기에서는 재취업)이 발생하기까지의 기간 동안 그 값이 변화할 수 있는 설명변수를 위험도 모형에서는 가변 설명변수(time-varying covariate)라 부른다.

17) 참고로 1997년 한 해 동안의 실업급여수급종료자(총 28,719명)의 평균수급기간과 평균지급액은 각각 70.6일과 1,876,502원이었다. 이를 연령계층별로 보면 25세 미만 18.6일 303,719원, 25~29세 39.0일 799,413원, 30~39세 64.2일 1,779,466원, 40~49세 66.6일 1,797,138원, 50세 이상 86.6일 2,299,570원 등으로 나타났다. (한국노동연구원 부설 고용보험센터, 고용보험동향 제3권 제1호, 1998 봄)

실직근로자의 재취업위험도에 미치는 영향이 성별로 적지 않은 차이를 가진다는 것을 보여 주고 있다. 먼저 실직자의 연령을 보면 여자의 경우만 통계적 유의성을 가지는 것으로 나타났으며, 40세 전후의 실직자의 재취업가능성이 가장 높음을 보여 주고 있다. 한편, 교육수준과 직전 직장에서의 근속연수의 영향을 보면 남자의 경우에만 전자는 재취업에 유리하게, 그리고 후자는 재취업에 불리하게 작용하는 것으로 나타났다. 이러한 추정결과의 원인은 각각 실직근로자의 교육수준이 높을수록 직장탐색의 효율성이 높아진다는 것과 우리 나라의 노동시장에서는 중도채용의 빈도가 낮다는 사실에서 찾아질 수 있을 것으로 생각된다.

남녀 모두 전 직장에서의 임금수준이 높은 실직자일수록 실업으로부터 탈출할 가능성이 상대적으로 낮은 것으로 나타난 것은 예상했던 결과이다. 또한 <표 4>는 전직장에서의 임금수준이 재취업위험도를 낮추는 정도는 여자의 경우가 남자에 비해 더 크다는 것을 보여 주고 있다. 즉, 남자의 경우 실직 전 임금이 10% 높은 실직자는 여타 조건이 동일한 다른 근로자에 비해 실직기간 중 매기의 재취업가능성이 2.3% 낮아지나 여성의 경우에는 3.9%나 낮은 재취업가능성을 가지는 것으로 나타났다.

<표 4> 재취업위험도 모형 추정결과

변 수 명	남 자		여 자	
	계수값	t-값	계수값	t-값
연령(실직일 현재)	-0.03890	-1.343	0.14243	3.751
연령의 제곱	0.00040	1.183	-0.00181	-3.935
교육연수	0.04384	2.975	-0.00800	-0.359
직전 직장 근속연수	-0.04625	-8.667	-0.02104	-1.293
ln (직전 직장 퇴직시 월급여액)	-0.22924	-2.258	-0.39494	-2.357
직전 직장의 산업(제조업=1, 기타=0)	-1.03281	-2.190	8.32841	2.314
외부충원율(직전 직장 소속산업)	-0.01493	-2.326	0.06721	3.043
생산액(직전 직장 소속산업)	0.42702	2.001	-0.09657	-0.194
거액부도액(직전 직장 소속산업)	0.00104	0.260	-0.05709	-2.120
실업급여의 지급(지급=1, 비지급=0)	-0.31161	-2.158	-0.52597	-2.564
-2 log likelihood	-16,248.35		-6,634.98	
표본규모	2,588		1,125	

제조업종으로부터 실직했다는 사실과 실직한 직장이 속하는 산업의 외부충원율이 실직근로자의 재취업에 미치는 영향은 남녀별로 상반되게 나타났다. 이 두 변수들은 남자의 경우 재취업가능성을 낮추는 것으로, 그리고 여자의 경우에는 반대로 재취업가능성을 높이는 것으로 나타났다. 제조업종으로부터의 실직이 가지는 영향에 관해서는 다음과 같은 해석이 가능할 것으로 보인다. 일반적으로 남자가 여자에 비해 기업특수적 또는 산업특수적 훈련의 정도가 높으며 아울러 최근 제조업부문의 침체가 상대적으로 컸었다면 제조업종으로부터 실직한 남자근로자에 대한 수요가 상대적으로 적을 것이므로 이 같은 결과가 초래될 가능성이 있다는 것이다. 반면, 여자의 경우에는 산업에 관계없이 일반적 훈련의 비중이 높으며 또한 상대적으로 규모가 크고 체계화된 조직을 갖춘 제조업에서의 현장훈련(OJT)이 여타 업종에서의 현장훈련보다 충실히 이루어지는 것으로 본다면 제조업종으로부터 실직한 근로자가 상대적으로 재취업에 유리할 수 있을 것으로 생각된다. 실직한 산업의 외부충원율이 재취업에 미치는 효과에 관해서는 앞에서 언급한 두 가지 상반된 효과가 결합된 순효과로서 설명이 가능하다. 즉, 어떤 산업에서의 높은 외부충원율이 해당 산업에서 산업특수적 인적 자본에 대한 수요가 적다는 것과 해당 산업의 성장속도가 빠르다는 것을 동시에 의미하는 것으로 해석할 수 있다면 산업특수적 인적 자본의 축적강도가 여자에 비해 클 것으로 예상되는 남자실직자의 경우 첫번째 효과가 두 번째 효과보다 크게 나타남으로써 재취업의 가능성이 낮아지나, 여자실직자의 경우에는 오히려 두 번째 효과가 첫 번째 효과를 압도하여 재취업의 가능성이 높아진다는 것이다.

다음으로 지역노동시장에서의 노동력에 대한 산업별 수요를 통제하기 위해 설명변수로 포함된 산업별 생산액과 산업별 거액부도액이 실직근로자의 재취업에 미치는 영향을 보면 산업별 생산액은 여자의 경우에는 통계적으로 유의한 효과를 가지지 않으며 남자의 경우에만 예상했던 양의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 이에 비하여 산업별 거액부도액은 남자의 경우 통계적으로 유의한 효과를 가지지 않으나 여자의 경우에는 예상했던 음의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 이를 액면 그대로 받아들인다면 경기상황에 따라 기업이 생산규모(또는 영업규모)를 늘릴 때는 남자근로자의 고용을 우선적으로 늘리나 반대로 생산규모를 줄여야 되는 상황에서는 여성근로자의 고용을 먼저 감소시킨다는 해석이 가능할 것이다.

마지막으로 실업급여의 수급은 남녀 모두 재취업위험도를 낮추는 것으로 나타

났다. 즉, 남자실직자의 경우 실업급여가 지급되고 있는 기간 동안의 재취업가능성은 실업급여 수급자격이 만료된 이후의 기간에 비해 31.2% 낮아지는 데 비하여 여자실직자의 경우에는 위험도가 무려 52.6%나 하락하는 것으로 나타났다. 제Ⅱ절에서 살펴본 바와 같이 외국의 기존 연구들은 실업급여금액의 증가가 재취업가능성을 낮추거나 실업기간을 연장시키는 효과가 그다지 크지 않을 뿐 아니라 그나마 실업급여 수급기간 중 초기 약 6개월 동안에만 이러한 효과가 나타나는 것으로 보고하고 있다. 본 연구에서 나타난 실업급여 수급이 재취업위험도에 미치는 영향의 크기는 이러한 지금까지의 외국의 연구결과에 비추어 볼 때 쉽게 설명될 수 있다. 즉, 본 연구에서 분석된 실직근로자들의 소정급여일수는 길어야 120일이며 또한 여기에서는 실업급여금액의 증가에 따른 효과가 아니라 실업급여 수급여부가 재취업에 미치는 효과를 추정하고 있으므로 실업급여의 수급이 상당한 정도 재취업위험도를 낮추는 효과가 있는 것으로 나타난 것은 전혀 놀라운 일이 아니라는 것이다.

이러한 분석결과는 앞의 小節에서 확인할 수 있었던 연령계층과 재취업위험도의 변화양상 간의 관계에 대하여 유력한 설명을 제공한다. 즉, 앞에서 연령계층이 높은 실직자일수록 재취업위험도가 최고치에 이르는 기간이 길어지는 것으로 나타났는데 이러한 관계가 나타났던 것은 연령 그 자체의 효과라기보다는 연령이 높아질수록 수급기간이 길어지게 되어 있는 현재의 고용보험제도하에서 실업급여의 수급이 실직자의 재취업을 억제하는 효과에 따른 간접적인 영향에 상당부분 기인하는 것으로 추정할 수 있다는 것이다. 그러나 본 연구의 분석결과가 실제의 수급기간 대신 규정상의 소정급여일수를 사용하여 얻어진 것이므로 실제 수급기간을 사용한 더욱 정확한 연구가 이루어지기 전에는 실업급여가 재취업위험도에 미치는 영향을 단정적으로 이야기하기는 어렵다고 생각된다.

한편, 실업급여가 남자에 비해 여자의 재취업위험도를 크게 낮추는 것으로 나타난 것에 대해서는 다음과 같은 설명이 가능하다. 우선 여자의 경우 일반적으로 노동시장에의 정착성(attachment)이 낮은 관계로 실직기간의 장기화가 경력개발을 저해하는 정도가 남자에 비해 약하며 아울러 남자는 대부분의 경우 가계의 주된 소득획득자로서의 지위를 가지는 데에 비해, 여성근로자는 많은 경우 가계의 2차적 소득획득자로서 실직이 가계에 미치는 경제적 타격이 남자의 실직에 비해 작다는 것이다. 뿐만 아니라 여성(특히 기혼여성)은 가사활동에서의 생산성이 남자에 비해 크게 높은 까닭에 실직 전 근로소득의 50% 정도의 실업급여가

지급되는 수급기간 동안 서둘러 재취업을 하는 대신 가사활동에 더 많은 시간을 보내는 것이 가계의 효용을 높이는 효과적인 방안이 될 수도 있을 것이다.

이상에서 Cox모형을 이용한 실직근로자의 재취업위험도에 영향을 미치는 요인들에 대한 분석결과를 살펴보았다. 여기에서는 본 연구가 가지는 한계점을 간략히 논의하고자 한다.

우선 언급해야 할 것은 실직근로자의 재취업에 관한 것이다. 이와 관련된 첫 번째 문제는 일부 실직자의 재취업사실이 신고되지 않는다는 것이다. 재취업의 사실이 노동부의 고용보험관리를 맡고 있는 부서에 신고되는 것은 실직 후 재취업한 근로자의 고용보험피보험자 자격의 신규취득에 관한 보고를 통해서이다. 따라서 고용보험의 적용대상이 아닌 소규모 사업체에 취업하거나 자영업을 시작한 경우에는 실업상태가 종료되었음에도 불구하고 실업의 종료가 신고되지 않는다는 것이다. 본 연구에서는 고용보험적용사업장이 30인 이상 사업체로 정해져 있었던 시기를 그 분석기간으로 하고 있으므로 실직 후 30인 미만 사업장에 재취업한 근로자는 계속해서 실직상태에 있는 것으로 처리되었다는 문제점을 가진다. 따라서 본고에서 추정한 재취업위험도는 과소추정된 것으로 볼 수 있다. 또한 30인 미만의 소규모사업장에 재취업하는 근로자와 30인 이상 사업장에 재취업하는 근로자의 제 특성 간에 체계적인 차이(systematic differences)가 존재한다면 이러한 재취업의 미신고는 재취업에 영향을 미치는 요인의 영향력에 대한 추정에 있어서 표본선택편의(sample selection bias)의 문제를 초래할 수 있다.¹⁸⁾

재취업과 관련된 또 다른 문제점은 본 연구에서 사용한 자료가 실직자가 실직 후 새로이 취업한 직장에 관하여 극히 제한적인 정보만을 포함하고 있어 새 직장의 특성에 따른 분석이 어렵다는 사실이다. 예컨대, 정규직(full-time)에의 재취업과 시간제 직장(part-time)에의 재취업을 구분하여 각각의 위험도를 분석한다면 재취업위험도의 크기에 있어서나 제반 설명변수가 이들 위험도에 미치는 영향력에 있어서 중요한 차이가 발견될 수 있을 것으로 생각된다. 또한 자료가 허용한다면 새 직장에서의 임금수준이나 새 직장에서의 근속기간을 고려한 분석도 가능할 것이다.

더욱 중요한 문제점은 본 논문에서 가장 중요한 설명변수로 취급되고 있는 실

18) 그러나 이 두 개 근로자집단 간에 체계적 차이가 있는 경우에도 본 연구에서의 분석결과 및 그에 관한 논의는 단순히 '재취업위험도'를 '30인 이상 사업장에의 재취업위험도'로 대체함으로써 여전히 유효하다.

업급여와 관련된 것이다. 본 연구에서 사용한 자료에는 실업급여의 지급기간에 관한 정보가 포함되어 있지 않은 관계로 앞에서 설명한 바와 같이 모든 실직자가 실직 즉시 실업신고를 하며 따라서 실직 후 3주째부터 실업급여를 받는 것으로 가정하고 분석을 하였다. 그러나 실업급여가 실직자의 재취업에 미치는 영향을 정확하게 분석하기 위해서는 실직자가 실제로 실업급여를 지급받은 기간 또는 이 기간 동안 지급된 실업급여금액을 사용해서 분석하는 것이 필요할 것인바 이는 향후 연구에서 시도하고자 한다. 다만 현행 제도하에서는 실업급여금액이 대체로 실직전 임금의 50% 수준에서 결정되는만큼 본 연구에서와 같이 실직전 직장에서의 임금을 별도의 설명변수로 포함시키는 경우 실업급여의 지급을 나타내는 변수 대신 실업급여금액을 사용하더라도 추정결과에는 별다른 변화가 없을 것으로 생각된다. 마지막으로 실직기간의 구간별로 실업급여가 재취업에 미치는 영향이 다를 수 있다는 가능성을 고려한 분석도 생각해 볼 수 있다.¹⁹⁾

V. 요약 및 결어

이상에서 우리 나라 최초의 실업급여수급자 중 일부에 관한 자료를 이용하여 실직근로자의 실직기간별 재취업가능성의 변화를 살펴보고 실업급여 등이 실직근로자의 재취업가능성에 미치는 영향을 분석하였다. 위험도모형을 사용하여 얻어진 분석결과와 그 정책적 시사점을 정리해 보면 다음과 같다.

먼저, 실직자의 실직기간별 재취업위험도를 보면 남녀 모두 실직직후 빠른 속도로 상승하여 8주째쯤에 가장 높은 수준에 도달하며 그로부터, 약 2-3개월 동안 비교적 높은 수준을 유지하나, 그 이후에는 실업기간이 길어질수록 재취업가능성이 지속적으로 낮아지는 것으로 나타났다. 한편, 위험도를 연령계층별로 비교해 보면 남자의 경우 연령계층이 높아질수록 재취업가능성이 낮아졌으나, 여자의 경우에는 30-49세 연령계층의 위험도가 가장 높게 나타났다. 이와 함께 남녀 모두 연령계층이 높아질수록 재취업위험도가 최고치에 이르는 데 소요되는 기간이 길어지는 것으로 나타났는데, 이는 현행 고용보험법에서 연령이 높을수록 실업급여수급기간이 길어지도록 규정한 것과 관련이 있는 것으로 추정된다.

다음으로 실직자의 재취업위험도에 영향을 미치는 요인들에 대한 분석에서는

19) Nickell(1979), Narendranathan, Nickell, and Stern(1985), McCall(1997) 등 참조.

대부분의 설명변수들이 예상했던 방향으로의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 즉, 퇴직한 직장에서의 근속연수가 길수록, 그리고 퇴직 당시의 임금수준이 높을수록 재취업가능성이 낮아지는 것으로 나타났으며, 퇴직 당시 소속산업의 생산규모 및 거액부도액도 각각 부분적으로 재취업위험도를 상승 및 하락시키는 것으로 나타났다. 마지막으로, 실업급여는 실직자의 재취업을 지연시키는 것으로 나타났으며, 특히 여자의 경우 남자에 비해 이러한 경향이 더 큰 것으로 분석되었다. 즉, 남자실직자의 경우 실업급여가 지급되고 있는 기간 동안의 재취업가능성은 실업급여를 지급받지 못 하는 기간에 비해 31.2% 낮은 데 비하여 여자실직자의 경우에는 위험도가 무려 52.6%나 하락하는 것으로 나타났다. 다만, 이 결과는 실업급여의 지급을 나타내는 변수로서 실제수급기간 대신 규정상의 수급자격기간을 사용하여 얻어진 것이므로 잠정적인 결론으로 보는 것이 안전할 것으로 생각된다.

우리 나라의 고용보험제도는 그 적용대상이 1998년 1월 1일을 기해 상시근로자 10인 이상 사업장으로, 그리고 3월 1일을 기해 상시근로자 5인 이상 사업장의 근로자로 확대되었으며, 다시 10월 1일부터 전체사업장 및 임시직·시간제 근로자에게까지 확대되었다. 이러한 적용대상의 확대는 보험재정상의 문제와 함께 본 연구에서 밝혀진 실업급여의 재취업지연효과로 인한 실업의 장기화를 초래할 것으로 예상된다. 일찍이 실업보험제도를 도입한 외국에서는 이미 오래 전에 이러한 문제에 봉착해 왔으며 실제로 많은 국가들, 특히 실업급여의 소득보상률(replacement rate)이 높은 국가들은 보험재정을 개선하고 근로자의 노동의욕을 높일 수 있는 방향으로의 제도개선을 계속적으로 추구해 왔다(OECD, 1996).

실업급여가 실직자의 재취업에 미치는 영향과 관련하여 고려되어야 할 사항 중의 하나는 재취업직장의 임금수준 등 근로조건에 관한 것이다. 실업급여는 실직자의 재취업을 지연시키고 실업의 발생 자체를 증가시킴으로써 경제전체의 실업률상승을 초래한다는 문제점을 가지나, 다른 한편 실업급여의 지급은 실직자의 경제적 어려움을 완화시킴으로써 상대적으로 장기적인 직업탐색을 가능하게 하며, 따라서 실업급여가 지급되지 않는 경우에 비해 더 나은 직장에 재취업할 가능성을 높인다는 긍정적인 효과를 가질 수 있다. 따라서 실업급여가 개별 실직자의 재취업에 미치는 영향을 종합적으로 분석하기 위해서는 실직 후 재취업하는 직장에서의 임금, 종사상의 지위 등 더욱 자세한 정보가 필요하게 된다.

또한 국가 전체적으로 볼 때 실업급여의 지급대상의 확대 또는 급여액의 상향조정은 공석(vacancies)에 대한 충원에 있어서 실업급여를 지급받는 실직자가 신

규구직자 등 수급자격이 없는 구직자에 의해 대체되는 결과를 초래할 수 있으므로 향후 고용보험제도의 개선에 있어서는 이 점에 대한 고려 또한 필요할 것이다. 마지막으로, 실업급여가 재취업지연효과를 가진다고 하더라도 IMF 관리체제 하에서 실업자가 빠른 속도로 증가하고 있는 현재의 상황에서는 실업급여의 확충이 불가결하며 이와 아울러 저소득, 비정규직 실업자 및 근로자를 대상으로 하는 종합적인 소득지원정책의 수립이 필요하다고 생각한다.

參 考 文 獻

1. 어수봉, 『한국의 실업구조와 신인력정책』, 한국노동연구원, 1993. 12.
2. 어수봉·박기성, “한국의 노동이동”, 『분기별 노동동향분석』 제4권 제3호, 한국노동연구원, 1991.
3. 유길상·이철수, 『고용보험해설』, 박영사, 1996.
4. 통계청, 『1995년 시도별 지역내총생산』, 1997.
5. 한국노동연구원 부설 고용보험센터, 『고용보험동향』 제3권 제1호, 1998 봄.
6. 한국은행 대구지점, 『대구지역 기업체 부도의 현황과 과제』, 1997.
7. Bean, Charles R., “European Unemployment: A Survey”, *Journal of Economic Literature* 32, 1994, pp.573-619.
8. Cox, David R., “Regression Models and Life-Tables (with discussion)”, *Journal of the Royal Statistical Society B* 34, 1972, pp.187-220.
9. _____, and Oakes, David, *Analysis of Survival Data*, London & NY: Chapman & Hall, 1985.
10. Kalbfleisch, John D. and Prentice, Robert L., *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, NY: Wiley, 1980.
11. Kiefer, Nicholas M., “Economic Duration Data and Hazard Functions”, *Journal of Economic Literature* 26, 1988, pp.646-679.
12. _____, and Neumann, George R., “An Empirical Job-Search Model, with a Test of the Constant Reservation-Wage Hypothesis”, *Journal of Political Economy* 87, 1979, pp.89-107.
13. Lancaster, Tony and Nickell, Stephen J., “The Analysis of Re-Employment Probabilities for the Unemployed(with discussion)”,

- Journal of the Royal Statistical Society*, 143, Part2, 1980, pp.141-165.
14. Lawress, Jerald F., *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, NY: Wiley, 1982.
 15. Lippman, Steven A. and McCall, John J., "The Economics of Job Search: A Survey", *Economic Inquiry* 14, pp.155-189 (Part I), pp. 347-368 (Part II), 1976.
 16. McCall, Brian P., "The Determinants of Full-Time versus Part-Time Reemployment following Job Displacement", *Journal of Labor Economics* 15, 1997, pp.714-734.
 17. Narendranathan, Wiji, Nickell, Stephen J., and Stern, Jon, "Unemployment Benefits Revisited", *Economic Journal* 95, 1985, pp.307-329.
 18. Nickell, Stephen. J., "The Effect of Unemployment and Related Benefits on the Duration of Unemployment", *Economic Journal* 89, 1979, pp. 34-49.
 19. OECD, *Employment Outlook*, 1996.
 20. Ryoo, Keecheol, "An Empirical Study on Industry-Specific Components of Productivity", 『노동경제논집』 제15권, 1992, pp.341-365.
 21. _____, "Effects of Industry-Specific Human Capital on Wages and Mobility", 『노동경제논집』 제19권 제1호, 1996, pp.247-271.

〈부표 1〉 재취업자의 산업 간 이동양상

(단위: 명, %)

전직 전 산업 \ 전직 후 산업	1	2	3	4	5	6	7	계
I. 남 자								
1. 농림어업								0(0.0)
2. 광업			1 33.3 0.1			1 33.3 1.7	1 33.3 0.7	3(0.3)
3. 제조업	5 0.6 100.0	3 0.4 100.0	620 78.7 87.1	19 2.4 28.8	15 1.9 51.7	46 5.8 76.7	80 10.2 54.8	788(77.2)
4. 건설업			63 54.3 8.9	36 31.0 54.6	2 1.7 6.9	3 2.6 5.0	12 10.3 8.2	116(11.4)
5. 도·소매 및 음식숙 박업			4 23.5 0.6	3 17.6 3.0	6 35.3 20.7	1 5.9 8.3	3 17.6 2.7	17(1.7)
6. 전기·운수·창고 및 금융업			4 25.0 0.6	2 12.5 3.0	1 6.3 3.5	5 31.3 8.3	4 25.0 2.7	16(1.6)
7. 사업·개인 및 공공 서비스업			20 24.7 2.8	6 7.4 9.1	5 6.2 17.2	4 4.9 6.7	46 56.8 31.5	81(7.9)
계	5 (0.5)	3 (0.3)	712 (69.7)	66 (6.5)	29 (2.8)	60 (5.9)	146 (14.3)	1,021(100.0)
II. 여 자								
1. 농림어업							1 100.0 2.2	1(0.2)
2. 광업								0(0.0)
3. 제조업			365 92.2 96.6	3 0.8 75.0	7 1.8 58.3	3 0.8 50.0	18 4.5 39.1	396(88.8)
4. 건설업			1 50.0 0.3	1 50.0 25.0				2(0.4)
5. 도·소매 및 음식숙 박업			6 66.7 1.6		1 11.1 8.3	1 11.1 16.7	1 11.1 2.2	9(2.0)
6. 전기·운수·창고 및 금융업			1 50.0 0.3		1 50.0 8.3			2(0.4)
7. 사업·개인 및 공공 서비스업			5 13.9 1.3		3 8.3 25.0	2 5.6 33.3	26 72.2 56.5	36(8.1)
계	0 (0.0)	0 (0.0)	378 (84.8)	4 (0.9)	12 (2.7)	6 (1.3)	46 (10.3)	446(100.0)

주: 각 칸의 처음 숫자는 근로자수, 두 번째 숫자는 행별구성비(row percentage), 그리고 세 번째 숫자는 열별구성비(column percentage)를 나타냄. 단, 남녀 각각 제일 아래쪽 가로열의 괄호 안의 숫자는 행별구성비, 그리고 제일 오른쪽 세로열의 괄호 안 숫자는 동열의 구성비를 나타냄.