

노동정책연구

2003. 제3권 제1호 pp.197~232

© 한국노동연구원

연구논문

# 고용안정사업의 효과: 재고용장려금과 장기실업자고용촉진장려금을 중심으로

금제호\*

재고용장려금과 장기실업자고용촉진장려금의 효과를 평가하기 위해 재취업 소요기간, 재취업 임금수준, 재취업 직장의 이직 위험성 세 측면에서 실증분석을 실시하였다. 먼저 재고용장려금의 수급 여부와 재취업 소요기간 사이의 관계에 대해 로짓모형을 사용하여 추정한 결과 통계적으로 유의한 상관관계를 발견할 수 없었다. 둘째로, 재고용장려금이 재취업 임급에 미치는 영향력을 추정한 결과 재고용장려금의 수급이 임급에 부정적 영향을 끼친다는 사실과 수급자의 전 직장 임급이 비수급자에 비해 낮았다는 사실을 발견할 수 있었다. 셋째로 재고용장려금을 수급받은 근로자는 재취업한 직장에서 상대적으로 오랫동안 근무하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 분석 결과는 재고용장려금이 근로자의 고용안정에 기여하고 있을 가능성을 시사한다.

장기실업자고용촉진장려금의 효과에 대한 분석 결과 먼저 장려금이 재취업 소요기간을 앞당길 가능성이 높다는 추정 결과를 얻었다. 둘째로 장기실업자고용촉진장려금은 현직장의 임금을 하락시키는 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째로 장기실업자고용촉진장려금의 수급 여부는 근로자의 이직 위험성에 별 다른 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

핵심용어 : 고용안정사업, 재고용장려금, 장기실업자고용촉진장려금, 실업기간, 임금

## I. 서론

1995년 7월 1일 고용보험제도가 도입된 이래 고용보험제도는 우리나라 고용정책의 근간으로 그 위치를 공고히 하여왔다. 특히 외환위기 이후의 심각한 실업대란 시기에

투고일: 2003년 2월 4일, 심사의뢰일: 2월 14일, 심사완료일: 2월 24일

\* 한국노동연구원 선임연구위원(minhyung@kli.re.kr)

고용보험은 가장 핵심적 위치에 서서 실업자에 대한 생계지원, 교육훈련 기회의 제공, 기업의 고용유지 노력의 지원, 취약계층의 재취업 촉진 등 다방면에서 커다란 기여를 하였다.

이러한 고용보험의 공헌에도 불구하고 그동안 고용보험제도, 특히 고용안정사업의 효과에 대한 논란이 계속되었다. 그 논란의 핵심은 과연 고용안정사업이 제도의 기본 목적인 근로자의 고용유지와 장기실업자, 여성, 고령자 등 취업애로계층의 (재)취업에 실질적인 기여를 하고 있는가의 문제이다. 더불어 비용 대비 효과에 대한 의문도 지속되었다.

고용안정사업의 효과에 대한 의문은 대체로 두 가지의 이유로 인해 발생한 것으로 여겨진다. 첫째는 외국의 경우와 마찬가지로 고용안정사업의 순효과가 얼마나 되는가의 의문이다. 대부분의 외국 연구결과들은 고용안정사업, 특히 임금보조금의 경우 높은 사중손실과 대체효과 등으로 인해 실질적인 고용촉진 효과는 크지 않는 것으로 나타나고 있다. 고용안정사업의 높은 사중효과(deadweight effect)는 우리나라에서도 발견되고 있다. 둘째는 제도의 활용도가 낮다는 점이다. 고용안정사업의 지출규모는 해당 연도 수입액의 60%를 초과한 적이 없었다. 이러한 실적은 외환위기로 인한 실업사태가 한창 심각한 시기이었던 1998년과 1999년에도 마찬가지였으며, 최근에는 지출규모가 30%대 수준에 머무르고 있다. 이러한 이유로 인해 고용안정사업 보험료율의 인하에서부터 사업의 전면 폐지까지 다양한 의견들이 제시되고 있다.

고용안정사업의 효과는 쉬운 문제가 아니며, 어떤 관점에서 제도의 효과를 평가하는가에 따라 정반대의 결과들이 도출될 수 있다. 고용보험제도가 도입된 이래 6년이 지난 현상황에서 고용안정사업을 평가하려는 연구들이 그동안 수행되어 왔다. 이러한 연구들은 고용안정사업(고용유지지원금 및 각종 채용장려금)의 순고용 창출 효과를 평가하려는 시도를 중심으로 고용유지지원금의 지원에 따른 기업의 고용변화율을 측정하고, 실업예방 효과를 측정하려는 시도 등 다양성을 보이고 있다.

효과 평가의 가장 핵심적 주제는 사중효과와 대체효과 등을 파악하여 고용안정사업의 순고용 창출 효과를 측정하려는 시도이다. 외국의 경우 사중효과 등을 측정하기 위해 계량적 방법을 주로 사용하고 있으나<sup>1)</sup> 우리나라에서는 응답자의 주관적 판단에 근거한 설문조사의 결과를 이용하여 간접적으로 측정하였다(김동현, 1999; 황덕순, 1999; 김동현·박의경, 2000; 김동현·박의경, 2001; 김주섭·이규용·김정우, 2002; 장지연·김정우, 2002). 이처럼 주관적 판단에 의존한 가장 중요한 이유는 계량적 분석에

1) 이에 관련된 연구로 Martin(2000), OECD(1998), Fay(1996), Katz(1998), Bishop and Montgomery(1986) 등을 들 수 있다.

필요한 자료의 확보가 매우 어려웠기 때문이다. 순고용 창출 효과를 분석하기 위해서는 각종 장려금 및 지원금 수급자를 대상으로 한 추적조사가 요구되나 이러한 조사가 매우 어려울 뿐만 아니라 막대한 비용으로 인해 수행되지 못하였다. 고용유지지원금의 효과 추정을 위해 지원금을 받은 사업체의 고용변화를 살펴보려는 시도도 있었다. 그러나 이러한 분석방법은 고용유지지원금을 지원받은 사업체만을 분석대상으로 하여 준거집단에 대한 비교 평가가 이루어지지 못한 결정적 한계를 보였다.

국내의 고용보조금에 대한 평가가 그동안 평가 기준이나 평가 방법에서 초보적인 단계를 벗어나고 있지 못한 현상을 극복하고, 다른 측면에서 고용안정사업의 효율성을 평가하기 위해 여기에서는 종전의 고용창출 효과 중심의 연구에서 벗어나 새로운 몇 가지의 시도를 하였다. 그 시도의 첫째는 고용안정사업의 지원을 받은 개인만을 분석하는 틀에서 벗어나 비슷한 특성을 지니지만 지원을 받지 않은 개인을 함께 비교 분석하려고 하였다. 둘째는 종전과는 달리 고용안정사업이 근로자의 실직기간, 재취업임금, 그리고 재취업 직장에서의 고용안정에 미치는 영향을 분석함으로써 고용안정사업의 효과를 평가하려고 하였다.

장기실업자와 같은 취업애로계층 및 재취업자에 대한 임금보조금의 지급에 관해서는 근로자 특성별로 채용장려금 수급자와 비수급자를 비교하고, 재취업에 소요되는 기간이나, 재취업 직장에서의 초임, 그리고 재취업 직장에서 다시 이직할 확률 등의 세 가지 측면에서 수급자가 비수급자보다 앞서가는지를 비교 평가함으로써 임금보조금의 효과를 평가하였다. 이러한 분석이 가능하였던 이유는 2001년부터 고용보험에 가입된 근로자에 대한 인별 정보가 크게 확장되었던 것에 기인한다.

본 고의 구성은 다음과 같다. 제 I 장의 머리말에 이어 제 II 장에서는 재고용장려금의 수급이 근로자의 고용에 미치는 영향을 파악하기 위해 재취업 소요기간, 재취업 임금, 재취업 직장에서의 고용안정성의 세 가지 측면에서 실증분석을 실시한 결과 전반적으로 재고용장려금이 근로자에게 긍정적 효과를 주고 있음을 발견하였다. 먼저, 재고용장려금의 수급 여부와 재취업 소요기간 사이의 관계에 대해 로짓모형을 사용하여 추정된 결과 통계적으로 유의한 상관관계를 발견할 수 없었다. 이러한 결과는 재고용장려금의 지원 액수가 얼마 되지 않으며 재고용 당시 1회에 한하여 지급한다는 제도의 내용을 감안할 때 어느 정도 예상된 결과로 판단된다. 둘째, 재고용장려금이 재취업 임금에 미치는 영향력을 추정한 결과 재고용장려금의 수급이 임금에 부정적 영향을 끼친다는 사실과 수급자의 전 직장 임금이 비수급자에 비해 낮았다는 사실을 발견할 수 있었다. 이러한 결과는 재고용장려금의 수급자가 노동시장에서 취약한 계층일 가능성을 시사하며, 재고용장려금이 노동시장에서 정부의 보호를 필요로 하는 근로자에게 지원되고 있

음을 보여준다. 셋째, 재고용장려금을 받은 근로자는 재취업한 직장에서 상대적으로 오랫동안 근무하는 것으로 나타나고 있다. 이는 재고용장려금이 근로자의 고용안정에 기여하고 있을 가능성을 제시한다.

제Ⅲ장에서는 장기실업자고용촉진장려금의 수급이 재취업 소요기간, 즉 실직기간에 영향을 미치는지를 분석하였다. 또한 장려금 수급이 재취업에 따른 임금에 어떤 영향을 주는지, 그리고 재취업한 직장에서 이직 위험성이 장려금 수급 여부에 따라 달라지는지 등의 분석을 시도하였다. 분석 결과 먼저 장기실업자고용촉진장려금의 수급이 재취업 소요기간을 앞당길 가능성이 높다는 추정 결과를 얻었다. 이는 매우 의미있는 결과로 우리나라에서도 장기실업고용촉진장려금이 실업기간을 단축하는 데 효과가 있다고 잠정적으로 결론을 내릴 수 있다. 둘째, 장기실업자고용촉진장려금은 현직장의 임금을 하락시키는 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 장기실업자고용촉진장려금 수급자의 재취업 임금이 낮다는 결과는 장기실업자고용촉진장려금이 노동시장의 취약 계층에게 지원되고 있음을 시사한다. 셋째, 장기실업자고용촉진장려금의 수급 여부는 근로자의 이직 위험성에 별 다른 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

마지막으로 제Ⅳ장에서는 본 고의 주요 결과를 정리하고 향후의 연구 방향을 제시하며, 정책적인 시사점을 간략하게 논의한다. 그러나 연구의 성격상 연구 내용으로부터 정책적 방향이나 시사점을 도출하기에는 한계가 있었다. 고용안정사업 중 재고용장려금과 장기실업자고용촉진장려금의 효과에 대한 분석 결과 국내에서 기존에 알려지지 않은 새로운 내용들을 발견할 수 있었다. 그러나 분석의 시간이 2001년도에 고용안정사업에 참여한 근로자 또는 사업체로 제한되어 효과 분석을 위해 충분한 기간을 확보하지 못한 한계가 있었다.

고용안정사업은 계량적인 분석을 통한 효율성 분석의 범위를 뛰어넘는 정책적 의의를 지닌다. 즉 비용 대비 효율성이 낮더라도 이러한 각종 지원금 및 장려금이 미치는 사회적 영향력은 매우 중요하다는 것이다. 경영위기에 부딪친 기업이나 취업에 어려움을 겪는 계층에게 이러한 고용안정사업은 사회적 안전망으로서의 기능을 다하고 있으며, 특히 심리적 안정감의 효과는 무시할 수 없다. 즉 고용안정사업의 지속 여부나 평가를 데이터를 통한 계량적 분석 결과로 판단하는 것은 고용안정사업의 본질과 의의를 망각시킬 위험성이 있다.

본 고의 분석 결과는 고용안정사업의 효과를 과거와는 다른 측면에서 접근하였다는 점과 고용안정사업 내 대부분의 지원·장려금을 종합적으로 평가하였다는 점에서 의의와 학문적·정책적 기여를 하고 있다. 향후에도 자료의 축적 및 새로운 자료의 개발을 통해 고용안정사업의 효율성에 대한 평가가 지속적으로 이루어져야 할 것이다.

## II. 재고용장려금

재고용장려금은 당해 사업장에서 고용조정으로 이직하고 직업안정기관 등에 구직신청을 하고 실업기간이 6개월을 초과한 실업자를 이직 후 2년 이내에 재고용하는 경우 사업주에게 200만 원(대기업은 160만원)을 1회에 지급하는 장려금제도이다. 재고용장려금의 효과에 대한 분석은 한국의 경우 거의 없으며, 여기에서는 재취업 소요기간, 임금변화 및 취업 후 고용안정의 세 가지 측면에서 효과를 분석하기로 한다. 분석에 사용된 자료는 고용보험데이터로 2001년 한 해 동안 재고용장려금을 수급받은 취업자 264명과 비교대상 재취업자 985명이다.<sup>2)</sup> 비교대상 재취업자는 재고용장려금을 수급받을 수 있는 자격이 있지만 수급을 받지 않고 동일 직장에 재취업한 근로자 9,114명 중에서 기업규모와 산업에 따라 임의로 추출하였다.

### 1. 재취업 소요기간의 단축 효과

고용조정으로 이직한 후 동일 직장에 재취업한 근로자들의 재취업 소요기간을 살펴보면 재고용장려금 수급자의 소요기간은 평균 11.327개월로 비수급자의 10.824개월에 비해 장기간으로 나타나고 있다.<sup>3)</sup> 잘 알려진 바와 같이 재취업 소요기간의 단순비교만으로는 재고용장려금의 효과를 정확하게 판단할 수 없다. 따라서 여기에서는 다른 장려금의 분석 방법과 동일하게 계량모형의 추정을 통해 분석하기로 한다.

재취업 소요기간에 대한 분석은 일반적으로 위험탈출모형(hazard analysis 또는 duration analysis)을 사용한다. 그러나 고용조정으로 이직한 후 다른 직장에 취업하거나 아직 미취업 상태에 놓여 있는 표본들이 관찰되지 않고 있기 때문에 위험탈출모형을 사용한 분석은 편의(bias)를 초래하게 된다.

이러한 문제를 해결하기 위한 방법의 하나로 종속변수를 재고용장려금의 수급 여부

2) 2001년부터 고용보험 가입자에 대한 인별 정보가 확충됨에 따라 재고용장려금 및 장기실업자고용촉진장려금의 (비)수급자에 대한 심층 분석을 실시할 수 있게 되었다.

3) 수급자와 비수급자 사이의 재취업 소요기간 차이가 통계적으로 유의한가를 검증하기 위해 t 검증을 한 결과 t값이 -1.5703으로 10%의 유의수준에서 유의하였다.

로 하고 설명변수에 재취업 소요기간을 포함시키는 모형을 추정하기로 한다. 이러한 모형은 재고용장려금이 재취업 소요기간에 미치는 영향을 나타내는 행태방정식으로 보기 어려우며, 단지 다른 요인들을 감안한 뒤 재취업 소요기간과 재고용장려금의 상관관계를 종합적으로 분석하는 상관관계식에 불과하다. 따라서 추정 결과도 어떤 인과관계를 나타내기보다는 가능성을 제시할 뿐임을 명확하게 할 필요가 있다.

<표 1> 재고용장려금 분석대상자의 특성 - 설명변수의 평균값

	재고용장려금 수급 여부		전 체
	수급자	비수급자	
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.576	0.614	0.606
연령(세)	39.339	38.712	38.844
연령의 제곱(세)	1635.189	1602.772	1609.624
학력 - 가변수			
중졸 이하	0.193	0.166	0.172
고졸	0.489	0.553	0.540
전문대졸	0.133	0.119	0.122
대졸 이상	0.186	0.161	0.167
전 직장의 직종 - 가변수			
관리·(준)전문직	0.242	0.215	0.221
사무직	0.292	0.235	0.247
서비스판매직	0.061	0.059	0.059
기능·조립원	0.220	0.237	0.233
단순노무직	0.182	0.248	0.234
전 직장의 산업 - 가변수			
광공업	0.447	0.263	0.302
건설업	0.080	0.214	0.186
도소매·음식숙박업	0.125	0.146	0.142
전기·가스·수도 및 운수·통신업	0.049	0.035	0.038
금융보험·부동산	0.159	0.152	0.154
공공행정·교육·보건복지	0.117	0.130	0.127
기타 공공·사회·개인서비스업	0.019	0.036	0.032
전 직장의 규모(종업원수)	70.910	49.398	54.329
전 직장 임금의 로그값(천원)	6.704	6.814	6.791
전 직장 근속기간(년)	3.528	1.779	2.148
전 직장 근속기간의 제곱(년)	23.147	8.603	11.677
재취업 소요기간(월)	11.328	10.823	10.930

추정에 사용된 모형은 단순로지모형으로 종속변수(또는 피설명변수)를 재고용장려금의 수급 여부로 하여 그 값이 '1'이면 장려금을 받았고, '0'이면 근로자가 장려금을 받

지 않았다. 설명변수로는 성, 연령, 연령의 제곱, 학력 더미<sup>4)</sup>, 전 직장의 직종 더미, 사업체의 업종 더미, 사업체의 규모, 전 직장의 임금수준, 전 직장의 근속기간, 전 직장의 근속기간의 제곱, 그리고 재취업 소요기간으로 하였다. 먼저, 분석에 사용된 변수들의 평균값은 <표 1>과 같다.

<표 1>을 살펴보면 분석대상 표본에서 수급자는 비수급자보다 여성의 비중이 높으며, 연령 또한 비수급자에 비해 높은 것을 알 수 있다. 학력별로는 비수급자의 55.3%가 고졸의 학력을 지닌 것에 비해 수급자들은 전문대 이상의 고학력자 비중이 높으며, 직종에 따라서는 관리자, (준)전문직 및 사무직의 비중이 비수급자에 비해 높은 것으로 나타나고 있다. 산업에 따라서는 수급자의 44.7%가 광공업, 특히 제조업에 종사하여 비수급자의 26.3%에 비해 제조업 종사자의 비중이 매우 높다. 이는 앞에서도 설명한 것처럼 재고용장려금을 신청하는 사업체가 제조업에 몰려 있다는 것을 의미한다. 예상과 같이 규모가 큰 사업체가 재고용장려금을 신청하는 성향이 높다. 즉 재고용장려금의 수급자가 근무하였던 직장의 근로자는 평균 70.91명이었으나 비수급자의 경우에는 그 숫자가 49.40명으로 조사되었다.

또한 전 직장의 임금에서는 수급자보다 비수급자의 임금이 평균 13만 원 가량 높게 나타났다.<sup>5)</sup> 비수급자의 전 직장 평균임금이 1,043천 원이었던 데 비해 수급자의 평균임금은 910천 원에 불과하였다. 이는 임금이 낮은 근로자가 추후 재고용장려금을 지급받으면서 재고용될 가능성이 높다는 점을 시사한다. 전 직장의 근속년수에 따라서는 근속기간이 장기간인 근로자가 재고용장려금을 받을 가능성이 높았다. 수급자의 전 직장 근속기간은 3.528년이었으나 비수급자는 1.779년으로 근속기간에 있어 상당한 차이가 발견된다.

재고용장려금의 수급과 재취업 소요기간 사이를 설명하기 위한 모형은 단순로짓모형으로 추정 결과는 <표 2>에 나타나 있다. 추정 결과를 살펴보면 먼저 재취업 소요기간과 재고용장려금의 수급 여부와는 통계적 상관관계가 약한 것으로 나타났다. 즉 0.0087의 추정계수값에 대한 z값은 0.52로 10% 수준에서도 통계적으로 유의하지 않다. 이는 재고용장려금을 받는다고 하여 재취업 소요기간이 줄어들 가능성이 낮다는 점을 시사한다.<sup>6)</sup>

4) 학력은 중졸 이하, 고졸, 전문대졸, 4년제 대졸 이상의 4단계로 구분하였으며, 중졸 이하를 기준으로 가변수를 사용하였다.

5) 이러한 임금의 격차는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.

6) 이러한 분석 결과가 나타난 하나의 원인으로 재고용장려금을 수급받은 근로자의 수가 263명에 불과한 점을 들 수 있다. 즉 수급자의 수가 적어 재고용장려금에 대한 기업의 인식이 취약한 데서 이러한 결과가 나왔을 가능성이 있다.

다른 설명변수에 대한 추정 결과는 전반적으로 기초적 자료분석의 결과와 일치한다. 연령에 따라서는 연령이 많을수록 재고용장려금을 수급받았을 가능성이 높으며, 전 직장의 근속년수에 따라서는도 근속기간이 길수록 재고용장려금의 수급 가능성이 높은 것으로 추정되었다. 또한 전 직장의 임금수준이 낮은 재취업자가 재고용장려금을 받으면서 재고용될 확률이 높게 나타나고 있다. 직종별로는 단순노무직보다는 관리직이나 (준)전문직종 종사자들이 장려금을 수급받게 되며, 사업체의 업종에 따라서는 건설업이나 도소매·음식숙박업보다는 제조업(광공업) 분야에서 재고용장려금을 신청할 가능성이 높다.

<표 2> 재고용장려금과 재취업 소요기간 - 로짓모형

	추정 결과	
	추정계수값	z-값
상수항	-0.2750	-0.14
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.2320	1.21
연령(세)	0.1358	1.93***
연령의 제곱(세)	-0.0016	-1.81***
학력(중졸 이하 기준)		
고졸	-0.3255	-1.32
전문대졸	-0.0846	-0.25
대졸 이상	0.0981	0.31
전 직장의 직종(관리·(준)전문직 기준)		
사무직	-0.1023	-0.46
서비스판매직	-0.1166	-0.33
기능·조립원	-0.2590	-1.08
단순노무직	-0.5914	-2.00**
전 직장의 산업(광공업 기준)		
건설업	-0.8989	-3.04*
도소매·음식숙박업	-0.4947	-1.98**
전기·가스·수도 및 운수·통신업	0.4716	1.17
금융보험·부동산	-0.2771	-1.20
공공행정·교육·보건복지	-0.2954	-1.08
기타 공공·사회·개인서비스업	-0.7037	-1.38
전 직장의 규모(종업원수)	0.0000	0.14
전 직장 임금의 로그값(천원)	-0.6036	-2.67*
전 직장 근속기간(년)	0.4247	6.02*
전 직장 근속기간의 제곱(년)	-0.0231	-3.98*
재취업 소요기간(월)	0.0087	0.52
표본수	1,087	
LR chi-square 값	114.19	
Pseudo R <sup>2</sup> 값	0.0964	

주 : \*: P≤0.01, \*\*: 0.01<P≤0.05, \*\*\*: 0.05<P≤0.1.



재고용장려금의 수급 여부와 재취업 소요기간 사이에 통계적으로 유의한 상관관계를 발견할 수 없다는 로짓모형의 추정 결과는 재고용장려금의 지원 액수가 200만 원(대기업은 160만 원)에 지나지 않으며 재고용 당시 1회에 한하여 지급한다는 제도의 내용을 감안할 때 어느 정도 예상된 결과로 여겨진다. 지원 규모가 크지 않음에 따라 사업체의 입장에서는 재고용장려금을 받기 위해서 고용조정으로 이직된 자의 재고용을 신속하게 추진할 동기가 약한 것으로 판단된다.

## 2. 재취업 임금에 미치는 영향

### 1) 자료의 기초분석

2001년도에 재고용장려금을 수급받은 재취업자의 임금 변화를 살펴보면 <표 3>의 두번째 열과 같이 월평균 임금이 12만 6,000원 상승한 것으로 나타나고 있다<sup>7)</sup>. 이는 비수급자의 임금상승 8만 1,000원에 비해 55.1% 정도 높은 값이다. 비수급자의 전 직장 임금(104만 3,000원)이 수급자의 임금(91만 원)보다 많은 점을 감안할 때, 수급자의 임금상승폭이 비수급자보다 크다는 사실은 상당히 의미있는 결과이다.

재고용장려금 수급 여부에 따른 임금의 변화를 근로자의 특성에 따라 분석한 결과는 <표 4>에 나타나 있다. 근로자의 특성에 따라 이직 전과 후의 임금변화를 살펴보면 먼저 성별로는 수급자의 경우 남성은 재취업을 통하여 임금이 111만 원에서 125만 3,000원으로 12.9% 상승한 반면, 여성은 63만 7,000원에서 74만 원으로 16.2% 상승하였다. 이처럼 여성의 임금상승폭이 큰 현상은 비수급자의 경우에도 발견되고 있다.

<표 3> 재취업과 월평균 임금의 변화 - 재고용장려금

(단위 : 천원)

	재고용장려금 수급 여부		전 체
	수급자	비수급자	
전 직장의 임금	910.0	1042.8	1014.2
새 직장의 임금	1036.4	1125.2	1106.1
임금 차이	126.4	81.5	91.2

7) 보다 정확한 분석을 위해서는 시간당 임금수준으로 비교 분석하여야 하나 근로시간 자료가 없는 관찰치가 매우 많아 월평균 임금수준을 사용하였다. 또한 분석에서 농림수산업에 종사하는 근로자와 사업체의 업종이 농림수산업인 경우는 표본수가 매우 적기 때문에 제외하였다.

〈표 4〉 근로자의 특성과 월평균 임금의 변화 - 재고용장려금

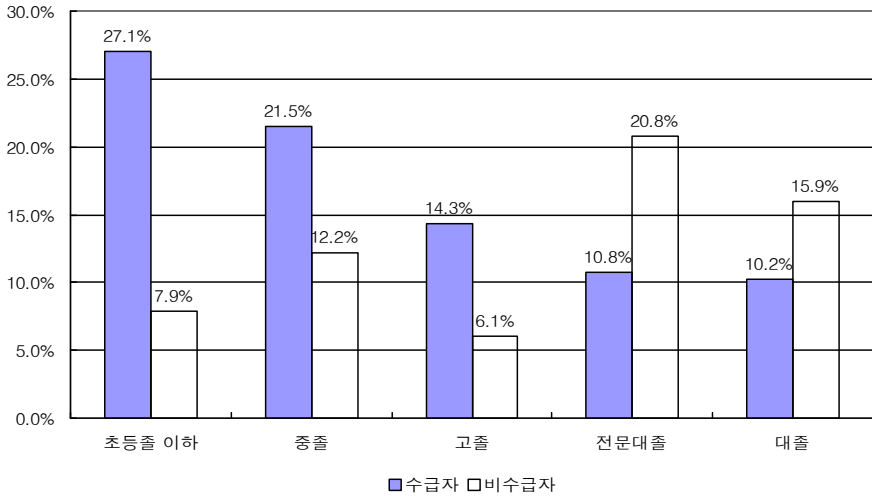
(단위 : 천원)

		수급자		비수급자	
		새 직장 임금	임금변화액	새 직장 임금	임금변화액
성별	여성	740.2	103.4	906.9	123.1
	남성	1252.7	143.2	1267.7	54.2
연령	20~29세	858.4	79.1	1027.5	116.0
	30~39세	1172.7	148.0	1207.7	71.7
	40~49세	1048.3	189.1	1166.1	72.8
	50~59세	982.9	43.7	1058.1	59.4
학력	초등졸 이하	612.2	130.4	807.3	58.8
	중졸	767.5	135.9	979.8	106.5
	고졸	1054.8	131.9	1106.1	63.2
	전문대졸	1046.5	102.0	1097.4	189.0
	대졸 이상	1312.1	121.9	1412.5	194.3
전 직장의 근속기간	0~<2년	1029.5	94.9	1118.2	59.6
	2~<5년	1010.3	113.4	1148.1	148.9
	5~<10년	1028.5	220.8	1128.1	88.1
	10~<15년	1266.4	199.6	1007.9	250.8
	15년 이상	1253.3	63.3	1900.0	310.0
재취업 소요기간	6~<12개월	1029.8	149.7	1141.7	64.8
	12~<18개월	1053.0	97.0	1084.1	109.2
	18~<24개월	1039.7	69.4	1093.4	128.1

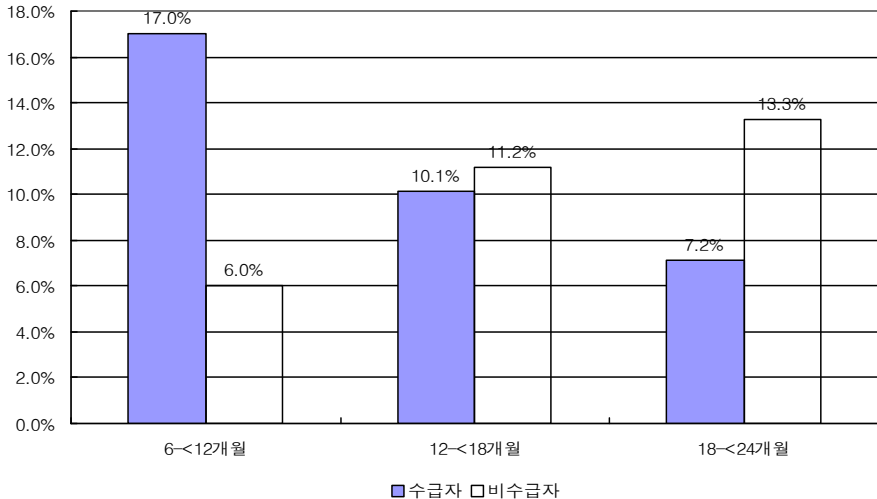
연령대별로 살펴보면 30대와 40대에서 수급자의 임금상승폭이 비수급자의 임금상승폭보다 큰 반면, 20대와 50대에서는 반대로 비수급자의 임금상승폭이 높은 것으로 나타나고 있다. 20대에서는 수급자의 임금이 10.2% 상승한 반면, 비수급자는 12.7% 상승하였다. 이에 대하여 30대에서는 수급자의 임금상승률이 14.4%로 비수급자의 6.3%보다 8.1%p 높다. 특히 40대의 경우 수급자는 재취업에 따라 임금이 22.0%나 상승한 반면, 비수급자는 6.7%의 상승에 그쳐 그 격차가 매우 크다.

학력에 따라서는 재고용장려금의 수급자의 경우 학력이 낮을수록 임금상승폭이 크게 조사되었다. 즉 [그림 1]에서 초등학교 졸업 이하의 학력을 지닌 수급자는 임금이 27.1% 상승하였으나, 중학교 졸업자는 21.5%, 고등학교 졸업자는 14.3%, 전문대 졸업자 10.8%, 4년제 대학 졸업 이상은 10.2%로 나타났다. 이에 대하여 비수급자는 전문대 졸업자의 임금상승률이 20.8%로 가장 크고, 그 다음이 4년제 대학 졸업자로 15.9%의 임금상승률을 기록하였다. 이에 따라 고등학교 졸업 이하의 저학력 근로자는 수급자의 임금상승률이 비수급자보다 큰 반면, 전문대졸 이상의 고학력자는 비수급자의 임금상승률이 수급자보다 큰 현상을 보인다.

[그림 1] 학력과 재취업시 임금의 변화율 - 재고용장려금



[그림 2] 재취업 소요기간과 재취업시 임금의 변화율 - 재고용장려금



전 직장의 근속기간별로는 어떤 특징적인 형태를 찾아보기 어려우나 재취업 소요기간에 따라서는 수급자와 비수급자 사이에 뚜렷한 차이를 나타낸다. [그림 2]에서 수급자의 경우에는 재취업 소요기간이 짧을수록 임금상승폭이 크나 반대로 비수급자는

재취업 소요기간이 길수록 임금상승폭이 큰 특징적인 현상을 보이고 있다.<sup>8)</sup>

## 2) 분석모형의 설정

재취업시 재고용장려금의 수급 여부 및 노동시장에서의 과거의 경력이 새 직장의 임금함수에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보기 위하여, 개인과 시간의 하부침자를 생략하고 근속기간과 실업기간의 설명변수만으로 표현된 다음의 임금함수 추정식을 고려해 보자.

$$\ln W_j = \sum_{s=1}^{j-1} \alpha_s TENURE_s + (\alpha_j + \beta_j) TENURE_j + \sum_{s=1}^j \gamma_s SLU_s + u_j \dots \dots \dots (1)$$

식(1)에서  $\ln W_j$ 는 임금의 자연대수값을 나타내고,  $TENURE_s$ 와  $TENURE_j$ 는 각각 s번째 직장과 현직에서의 완결된 근속기간(completed job duration)을 의미한다.  $SLU_s$ 는 s번째 직장 바로 직전의 실업기간을 의미한다.  $\alpha$ 는 근속기간( $TENURE$ )의 일반적 인적자본 형성 정도를 반영하며,  $\beta$ 는 기업특수 인적자본의 형성 정도를 나타낸다. 마지막으로  $u$ 는 오차항을 의미한다.

식 (1)에서  $\alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_j$ 로 가정하면, 근속기간의 일반 인적자본의 형성 정도가 직장마다 상이한 점이 계량모형에 허용된다. 따라서  $\{\alpha_s \cdot TENURE_s \mid s=1, \dots, j\}$ 는 과거의 직장경력이 현재의 일반적 인적자본 형성에 어느 정도 영향을 미쳤는가를 판단할 수 있게 한다(Mincer and Jovanovic, 1981). 식 (1)을 재정리하면 다음의 식 (2)가 얻어진다.

$$\ln W_j = \alpha_1 \sum_{s=1}^j TENURE_s + \sum_{s=2}^{j-1} (\alpha_s - \alpha_1) TENURE_s + (\alpha_j + \beta_j - \alpha_1) TENURE_j + \sum_{s=1}^j \gamma_s SLU_s + u_j \dots \dots \dots (2)$$

식 (2)에서  $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_j$ 와  $\gamma_s = 0 (s=1, \dots, j)$ 를 가정하면, 식 (2)는 식 (3)과 같은 Mincer류의 단순임금함수로 전환된다.

8) 재취업 소요기간과 임금상승폭과의 상관계수는 수급자가 -0.1246, 비수급자 0.01로 나타나고 있으며, 이러한 현상의 원인에 대해서는 추가적인 분석이 요구된다.

$$\ln W_j = \alpha_1 EXPERIENCE + (\alpha_j + \beta_j - \alpha_1) TENURE_j + u_j \dots \dots \dots (3)$$

식 (3)에서 과거의 직장과 실업에 관한 이력은 일반적 경험(*EXPERIENCE*)으로 압축되며  $\alpha_1$ 의 계수를 통하여 임금증가율에 영향을 미치게 된다. 현직의 근속기간(*TENURE<sub>j</sub>*)은  $(\alpha_j + \beta_j - \alpha_1)$ 에 의해 임금증가율에 영향을 미치게 된다. 식 (3)에서  $\alpha_j$ 와  $\beta_j$ 가 식별(*identify*)되지 못하는 문제점이 지적될 수 있으며,  $\alpha_j = \alpha_1$  일 경우에 한해 현직장 근속기간(*TENURE<sub>j</sub>*)의 계수는 기업특수 인적자본의 형성 정도를 반영하게 된다. 또한 위의 식에서 일반적 경험(*EXPERIENCE*)이  $\sum_{s=1}^j (TENURE_s + SLU_s)$ 로 계측될 경우  $\sum_{s=1}^j SLU_s$ 만큼 과다 계상되어  $\alpha_1$ 의 추정치가 하향 편의를 가지게 된다. 이 경우 현직 근속기간(*TENURE<sub>j</sub>*)의 인적자본형성계수( $\alpha_j + \beta_j$ )와 추정계수( $\alpha_j + \beta_j - \alpha_1$ )간의 차이는 줄어들게 된다.

또한 근로자가 과거에 비해 현직에서 일반적 인적자본의 형성에 보다 집중적으로 투자한다면(즉  $\alpha_j > \alpha_1$ ), 현직의 근속기간에 대한 계수값은 기업특수 인적자본의 형성(즉  $\beta$ )에 변화가 없어도 증가하는 것으로 나타나게 될 것이다. 이상의 논의에서, 과거의 이력에 관한 정보가 누락되거나 부적절하게 반영될 경우 임금함수 추정식에서 잠재적 편위(*bias*)가 존재할 위험성이 제시되고 있다.

### 3) 계량모형의 설정과 추정 방법

여기에서는 Addison and Portugal(1989)과 같이 경영상의 이유로 인한 직장상실자의 마지막 이직(즉  $j-1$ 번째 직장에서  $j$ 번째 직장으로의 이직)과 이로 인한 임금변화에 분석의 초점을 맞추기로 한다. 즉  $j-1$ 번째 직장에서 근로자 특성과  $j$ 번째 직장으로 이동하기 전의 실직기간과 같은 정보가  $j$ 번째 직장으로 어떻게 전이되었는가를 분석한다.  $X_j$ 를 근로자의 특성을 반영하는 변수로 정의하면, 재취업에 따른 임금함수식은 식 (4)로 표현될 수 있다.

$$\ln W_{ij} = \alpha_1 EXPERIENCE_{ij} + (\alpha_{j-1} - \alpha_1) TENURE_{i,j-1} + (\alpha_j + \beta_j - \alpha_1) TENURE_{ij} + \gamma_j SLU_{ij} + X_{ij} \Omega + u_{i,j} \dots \dots \dots (4)$$

현직에서의 근속년수는  $(\alpha_j + \beta_j - \alpha_1)$ 을 통해서 현직장의 임금에 영향을 미친다.

근로자의 이질성을 통제하기 위한 방법으로, 새 직장 임금의 설명변수에 전 직장 임금( $\ln W_{i,j-1}$ )을 포함시킬 수 있으며(Addison and Portugal, 1989; Topel, 1986; Kiefer and Neumann, 1979), 이를 위해 식 (4)는 식 (5)와 같이 전환된다.

$$\begin{aligned} \ln W_{ij} = & \delta \ln W_{i,j-1} + (1 - \delta)\alpha_1 EXPERIENCE_{ij} \\ & + [(1 - \delta)(\alpha_{j-1} - \alpha_1) - \delta\beta_{j-1}] TENURE_{i,j-1} \\ & + [\alpha_j + \beta_j - \alpha_1(1 - \delta)] TENURE_{ij} + \gamma_j SLU_{ij} \\ & + (X_{ij} - \delta X_{i,j-1})\Omega + (u_{ij} - \delta u_{i,j-1}) \end{aligned} \quad (5)$$

식 (4)와 식 (5)는 통상최소자승법(OLS)을 사용하여 추정할 수 있는데, 여기에서는 식 (4)의 현 직장의 임금함수 추정을 위한 설명변수로 성별 더미, 연령, 연령의 제곱, 학력 더미, 현직장의 직종 더미(관리·(준)전문직, 사무직, 서비스판매직, 기능·조립원, 단순노무직), 현직장의 산업 더미, 현직장의 종업원수, 전 직장 근속년수, 전 직장 근속년수의 제곱, 재취업 소요기간, 재고용장려금의 수급 여부를 사용하기로 한다.

앞의 논의와 같이 식 (5)의 현직장 임금함수 추정은 근로자의 보이지 않는 이질성(heterogeneity)을 통제한 추정계수 값을 제공하고 있다. 이로부터 이질성을 통제하지 않은 임금함수의 추정 결과와 비교하여 근로자의 이질성이 임금함수 추정을 얼마만큼 왜곡시키는지 파악할 수 있다.<sup>9)</sup>

#### 4) 모형의 추정 결과

재취업 직장에 대한 임금함수를 OLS 추정한 결과는 <표 5>에 나타나 있다. <표 5>에서 둘째 열은 식 (4)의 OLS 추정 결과를 셋째 열은 이질성이 감안된 식 (5)의 OLS 추정 결과이다.<sup>10)</sup>

재고용장려금의 수급 여부가 현직장의 임금에 미치는 영향에 대한 추정치는 -0.0801

9) 이질성을 통제하는 방법으로 식 (6)에서와 같이  $\delta$ 를 가변적으로 두는 방법이 있고  $\delta=1$ 로 제한하고 추정하는 방법이 있다. 후자의 경우 전 직장에서의 임금에 영향을 미치는 요소는 모두 현직장의 임금에 영향을 미치는 요소로 포함되며, 그 효과도 동일하다고 가정되어야 한다. 여기에서는  $\delta$ 를 가변적으로 두는 방법만을 제시한다.

10) 원칙적으로는 전 직장을 이직하였다가 관찰완료 시점까지 재취업하지 못한 근로자도 분석에 포함시켜야 할 것이다. 이 경우에는 일반적으로 Heckman의 2단계 추정방법이 사용된다. 그러나 여기에서는 재취업하지 못한 근로자의 자료가 없기 때문에 Heckman의 추정을 실시할 수 없는 한계점이 있다.

로 재고용장려금이 현직장의 임금을 하락시키는 부정적 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 식 (5)의 이질성을 감안하여도 마찬가지로 나타나고 있다. 재고용장려금의 수급이 재취업 임금을 낮춘다는 추정 결과는 재고용장려금이 노동시장의 취약계층에게 지원되고 있음을 간접적으로 시사하며, 재고용장려금이 소기의 목적을 달성하고 있다는 점을 보여준다.

다른 설명변수에 대한 추정 결과는 일반적인 상식 및 자료의 기초분석 결과와 일치하고 있다. 먼저 성별에 따라서는 추정치가 0.2924로 남성일 경우에 재취업 임금이 높은 것으로 나타나고 있다. 연령별로는 40.8세까지는 연령이 증가함에 따라 재취업 임금도 상승하지만, 그 이후에는 연령과 재취업 임금과 부(-)의 관계가 있는 것으로 추정된다. 학력별로도 학력이 높아짐에 따라 현직장의 임금이 높아진다.

특징적인 사실의 하나는 동일 직장에 재취업하는 경우의 임금은 직장의 규모와는 별다른 상관관계가 없다는 점이다. 이는 현직장의 규모변수에 대한 추정치가 영(0)에 가까운 값을 지니며, 통계적 유의성도 없다는 추정 결과로 판단할 수 있다. 전 직장의 근속기간에 대해서도 근속기간 17년까지는 전 직장 근속기간과 재취업 임금 사이의 정(+)의 관계를 발견할 수 있다. 또한 재취업 소요기간에 대한 추정치는 -0.0041로 실직기간이 장기일수록 재취업에 따른 임금이 낮아질 가능성이 있음을 제시하고 있다.

이질성을 통제하였을 경우 재고용장려금의 수급 여부가 재취업 임금을 미치는 영향은 -0.0402로 절대치가 줄어들었다. 이는 이질성을 통제하지 않은 단순 OLS의 경우 재고용장려금의 수급이 재취업 임금수준에 미치는 부정적 영향력이 과대 평가되었음을 의미한다. 이는 재취업 소요기간이 재취업 임금수준에 미치는 영향의 경우에도 마찬가지로 적용된다. 이질성을 통제한 뒤에도 추정 결과는 크게 달라지지 않았다. 단지 임금을 미치는 성별의 효과가 통제 전의 0.2924에서 통제 뒤의 0.0888로 크게 낮아진 점이 주목된다. 또한 전 직장의 근속기간이 재취업 임금을 미치는 영향력은 0.0177에서 0.0332로 증대되었으며, 전 직장 근속기간이 재취업 임금을 상승시키는 기간도 단순 OLS 추정의 17년에서 11.1년으로 줄어든 것이 특징적 결과이다.

<표 5> 재고용장려금 수급 여부와 재취업 직장의 임금 - OLS 모형

	추정된 회귀계수의 값(t-value)	
	식 (4) - 기본추정	식 (5) - 이질성 감안
상수항	5.7544(31.31)*	2.4676(12.60)*
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.2924(12.47)*	0.0888( 4.38)*
연령(세)	0.0490( 5.41)*	0.0216( 2.97)*
연령의 제곱(세)	-0.0006(-5.11)*	-0.0003(-3.09)*
학력(중졸 이하 기준)		
고졸	0.1321( 3.84)*	0.0271( 0.98)
전문대졸	0.1529( 3.24)*	0.0674( 1.79)***
대졸 이상	0.3007( 6.78)*	0.0967( 2.68)*
현직장의 직종(관리·(준)전문직 기준)		
사무직	-0.0066(-0.21)	0.0005( 0.02)
서비스판매직	-0.1617(-3.25)*	-0.0940(-2.38)**
기능·조립원	-0.1704(-5.08)*	-0.0737(-2.74)*
단순노무직	-0.2921(-8.22)*	-0.1049(-3.60)*
현직장의 산업(광공업 기준)		
건설업	0.0369( 1.04)	-0.0316(-1.11)
도소매·음식숙박업	0.0746( 2.23)**	0.0380( 1.43)
전기·가스·수도 및 운수·통신업	0.0489( 0.78)	0.0366( 0.73)
금융보험·부동산	-0.0875(-2.74)*	-0.0918(-3.63)*
공공행정·교육·보건복지	-0.0768(-2.06)**	-0.0642(-2.17)**
기타 공공·사회·개인서비스업	-0.1977(-3.38)*	-0.2170(-4.68)*
현직장의 규모(종업원수)	0.0000( 0.30)	0.0000( 1.23)
전 직장 근속기간(년)	0.0177( 1.73)***	0.0332( 4.07)*
전 직장 근속기간의 제곱(년)	-0.0005(-0.56)	-0.0015(-2.19)**
재취업 소요기간(개월)	-0.0041(-1.81)***	-0.0028(-1.54)
재고용장려금(0: 비수급, 1: 수급)	-0.0801(-3.13)*	-0.0402(-1.97)**
전 직장의 월평균 임금(천원)	-	0.0590(25.12)*
표본수	1,089	1,089
F-통계량	30.56	74.89
Adjusted R-squared	0.3633	0.5993

주 : \*:  $P \leq 0.01$ , \*\*:  $0.01 < P \leq 0.05$ , \*\*\*:  $0.05 < P \leq 0.1$ . 괄호 안의 값은 t-통계량.



### 3. 재취업 직장에서의 이직 위험성

재고용장려금이 근로자에게 주는 영향력을 평가하는 또 하나의 기준은 재취업 직장에서 얼마나 오랫동안 근무하는가의 고용안정성의 문제이다. 앞에서 논의한 것처럼 2001년도에 재고용된 근로자에 대해 2002년 6월 말까지의 정보를 가지고 있고, 이를 고용안정성의 분석에 활용한다. <표 6>에서 2002년 6월 말까지 재취업된 직장에서 이직한 근로자의 비중은 재고용장려금의 수급자가 29.2%, 비수급자가 43.6%로 나타나고 있다. 또한 분석대상 근로자의 평균 근속기간은(2002년 6월 말 기준) 재고용장려금의 수급자가 12.45개월, 비수급자가 9.31개월로 수급자가 3.14개월 정도 많다. 이러한 기초분석의 결과는 재고용장려금을 수급받은 근로자가 상대적으로 장기간 그 직장에 근무한다는 것을 보여주고 있다.<sup>11)</sup>

<표 II-6> 재고용장려금 수급 여부와 새 직장에서의 이직 위험성<sup>12)</sup>(2002년 6월 말까지)  
(단위 : %, 개월)

	재고용장려금 수급 여부		전 체
	수급자	비수급자	
이직자의 비율	29.2	43.6	40.5
평균 근속기간			
이직자	8.31	5.54	5.98
계속 취업자	14.16	12.22	12.71
소계	12.45	9.31	9.99

- 11) 재고용장려금 수급자의 고용안정성이 비수급자보다 높다는 결과에 대한 설명은 명확하지 않다. 수급자의 경우 정규직으로 재고용되었을 가능성이 높은 반면, 비수급자는 임시직 등 비정규직으로 고용되었을 가능성이 있다. 또한 기업의 입장에서 재고용장려금을 지원받은 근로자에 대해서는 장기간의 고용관계를 유지하여야 할 필요성을 느꼈을 가능성도 있다.
- 12) 재고용장려금 수급자와 비수급자 사이의 근속기간 차이를 t-검정한 결과 이직자와 계속 근무자의 두 경우 모두 1%의 유의수준에서 유의하였다.

## 〔그림 3〕 재고용장려금의 수급 여부와 이직 위험성

이직 위험성에 대한 분석으로 많이 사용되는 방법론은 위험탈출(hazard 또는 survival) 분석이다. [그림 3]은 카플란-마이어(Kaplan-Meier) 생존확률을 보여주고 있다. 그림에서 [jaego 1]은 재고용장려금을 수급받은 근로자의 이직 위험성으로, 그리고 [jaego 0]은 비수급자의 이직 위험성을 나타낸다. 자료의 특성상 재취업된 뒤 최대 18개월까지 이직 여부가 관찰되었는데, [그림 3]에서는 비수급자의 이직 위험성이 재고용장려금 수급자의 이직 위험성보다 상당히 높은 것으로 나타나고 있다. 이러한 분석결과는 자료의 기초분석 결과와 상응하는 내용으로 재고용장려금의 수급이 근로자의 고용안정에 긍정적 기능을 하고 있을 가능성을 시사한다.<sup>13)</sup>

근로자의 이직 위험성을 체계적·종합적으로 분석하기 위한 다음 단계로 여기에서는 콕스(Cox)의 hazard 모형과 Weibull 분포를 가정한 모수적 추정모형을 사용하기로 한다. 콕스(Cox)의 모형이 비모수(non-parametric) 추정방법인 것에 비해 Weibull 모형은 이직의 위험확률이 Weibull 분포를 하고 있다는 가정 아래의 모수적 추정방법이다.

13) 현재의 분석 결과만으로는 재고용장려금이 고용안정에 긍정적 기능을 한다고 확실하게 결론 내리기 어렵다.

〈표 7〉 재취업 직장의 이직 위험성 추정 - 재고용장려금

	추정된 hazard rate의 값	
	Cox 모형	Weibull 모형
성별(0: 여성, 1: 남성)	1.1218( 0.94)	1.1123( 0.87)
연령(세)	0.9274(-1.78)***	0.9265(-1.81)***
연령의 제곱(세)	1.0010( 1.90)***	1.0010( 1.93)***
학력(중졸 이하 기준)		
고졸	1.1799( 1.03)	1.1802( 1.03)
전문대졸	1.3158( 1.20)	1.3172( 1.20)
대졸 이상	1.5594( 2.06)**	1.5520( 2.04)**
현직장의 직종(관리·(준)전문직 기준)		
사무직	0.7981(-1.46)	0.7933(-1.50)
서비스판매직	0.8748(-0.50)	0.8600(-0.56)
기능·조립원	1.3407( 1.83)	1.3491( 1.87)***
단순노무직	1.6471( 2.90)*	1.6547( 2.92)*
현직장의 산업(광공업 기준)		
건설업	1.2116( 1.21)	1.2381( 1.34)
도소매·음식숙박업	0.7933(-1.34)	0.8024(-1.28)
전기·가스·수도 및 운수·통신업	0.9135(-0.27)	0.9256(-0.23)
금융보험·부동산	1.4260( 2.43)**	1.4559( 2.57)*
공공행정·교육·보건복지	0.9499(-0.28)	0.9488(-0.29)
기타 공공·사회·개인서비스업	1.2268( 0.79)	1.2377( 0.82)
현직장의 규모(종업원수)	1.0001( 1.20)	1.0001( 1.13)
전 직장 근속기간(년)	0.7818(-4.77)*	0.7810(-4.80)*
전 직장 근속기간의 제곱(년)	1.0151( 3.66)*	1.0152( 3.69)*
현직장의 월평균 임금(천원)	1.0274( 0.19)	1.0314( 0.21)
재고용장려금(0:비수급 1:수급)	0.6767(-2.94)*	0.6686(-3.03)*
p	-	1.2390
표본수	1,089	1,089
LR chi-square 값	104.75	108.69
Log likelihood	-2,716.5198	-1,049.7

주: \*:  $P \leq 0.01$ , \*\*:  $0.01 < P \leq 0.05$ , \*\*\*:  $0.05 < P \leq 0.1$ . 괄호 안의 값은 z값임

이직 위험성에 대한 추정 결과는 <표 7>에 나타나 있다. <표 7>에서 둘째 열은 콕스(Cox) 모형의 추정 결과를 보여주고 있으며, 셋째 열은 Weibull 분포의 가정 아래에서 추정한 결과를 보여준다. 또한 셋째 열에서 p는 weibull 분포의 보조적(ancillary) 모수로 그 값이 1을 넘으면 이직 확률이 시간에 따라 증가한다는 것으로 의미한다.

추정 결과 재고용장려금의 수급 여부에 따라 근로자의 hazard rate은 콕스(Cox) 모형과 Weibull 모형의 각각에서 0.6767과 0.6686으로 추정되었다. 이는 수급자의 이직 위험성이 비수급자보다 낮다는 것을 의미한다. 즉 재고용장려금의 지원이 근로자의 고용안정성에 긍정적인 역할을 할 가능성을 제시하고 있다. 다른 설명변수의 추정 결과에 대해서는 우선 전 직장의 근속기간이 장기간일수록 새 직장에서도 고용안정성이 높아

질 가능성을 보여준다. 또한 연령이 많을수록 이직하기보다는 계속 근무할 확률이 높게 나타나고 있다.

### Ⅲ. 장기실업자고용촉진장려금

장기실업자의 고용촉진을 위하여 임금보조금을 지원하는 제도는 거의 대부분의 선진국에서 사용하여 왔던 정책으로 정책의 효과성 여부를 떠나 실업에 대한 정부의 의지를 밝히고 실업자에게 심리적 안정감을 주는 매우 일반적인 제도이다. 장기실업자의 임금보조금에 대한 효과 분석은 외국의 경우 매우 활발하게 이루어져왔으나 우리나라에서는 분석에 사용할 수 있는 자료가 많지 않고, 장기실업자고용촉진장려금의 지원을 받은 수급자수도 외국에 비해 크게 적어 연구가 활발하지 않다.

우리나라에서는 장기실업자의 비중이 적어 장기실업자고용촉진장려금의 대상이 되는 실업자의 비중이 상대적으로 낮은 편이다.<sup>14)</sup> 이에 따라 2001년의 경우 장기실업자고용촉진장려금을 수급받은 인원은 2,000명에 미치지 못하였다. 장기실업자고용촉진장려금은 구직등록 후 6개월 이상 실업상태에 있는 피보험자이었던 실업자를 직업안정기관 등의 알선을 거쳐 채용할 경우 월 60만 원씩 6개월간 사업체에 지급한다. 여기에서도 다른 장려금들과 마찬가지로 재취업 소요기간, 임금 변화 및 취업 후 고용안정의 세 가지 측면에서 효과를 분석하기로 한다. 분석에 사용된 자료는 2001년 한 해 동안 장기실업자고용촉진장려금을 수급받은 취업자 1,648명과 비교대상 취업자 997명이다. 비교대상 취업자는 장기실업자고용촉진장려금을 수급받을 수 있는 자격이 있지만 수급을 받지 않고 취업한 근로자 652,903명 중에서 기업규모와 산업에 따라 임의로 추출하였다.

#### 1. 재취업 소요기간의 단축 효과

고용조정으로 이직한 후 동일 직장에 재취업한 근로자들의 재취업 소요기간을 살펴보면 장기실업자고용촉진장려금 수급자의 소요기간은 평균 19.695개월로 비수급자의

14) 우리나라에서 장기실업자의 비중이 적은 이유는 첫째, 사회안전망이 미비하여 장기간 실업상태에 놓이기 어렵다는 점을 들 수 있다. 즉 장기실업의 여부도 선택과정으로 생계유지가 곤란하면 어떤 직업이라도 가질 수밖에 없는 현실이 장기실업자의 비중을 낮추는 원인이다. 둘째, 외국은 실업을 하게 되면 직업안정기관에 등록하도록 거의 의무화되어 있으나 우리나라는 직업안정기관에의 등록이 선택적 과정이라는 점이다.

21.685개월에 비해 단기간인 것으로 나타나고 있다.<sup>15)</sup> 잘 알려진 바와 같이 재취업 소요기간의 단순비교만으로는 장기실업자고용촉진장려금의 효과를 정확하게 판단할 수 없다. 따라서 여기에서는 다른 장려금의 분석방법과 동일하게 계량모형의 추정을 통해 분석하기로 한다.

〈표 8〉 장기실업자고용촉진장려금의 분석대상자 특징 - 설명변수의 평균치

	장기실업자고용촉진장려금 수급 여부		전 체
	수급자	비수급자	
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.606	0.645	0.620
연령(세)	35.432	33.015	34.524
연령의 제곱(세)	1377.686	1180.891	1303.740
학력 - 가변수			
중졸 이하	0.105	0.065	0.090
고졸	0.464	0.617	0.521
전문대졸	0.194	0.151	0.178
대졸 이상	0.194	0.166	0.210
전 직장의 직종 - 가변수			
관리·(준)전문직 기준	0.154	0.176	0.162
사무직	0.364	0.265	0.327
서비스판매직	0.080	0.097	0.086
기능·조립원	0.211	0.255	0.227
단순노무직	0.157	0.207	0.176
전 직장의 산업 - 가변수			
광공업 기준	0.388	0.396	0.391
건설업	0.082	0.156	0.110
도소매·음식숙박업	0.127	0.147	0.135
전기·가스·수도 및 운수·통신업	0.054	0.059	0.056
금융보험·부동산	0.227	0.163	0.203
공공행정·교육·보건복지	0.057	0.061	0.059
기타 공공·사회·개인서비스업	0.029	0.016	0.024
전 직장의 규모(종업원수)	827.148	697.253	778.736
전 직장 임금의 로그값(천원)	6.664	6.678	6.669
전 직장 근속기간(년)	3.659	1.769	2.934
전 직장 근속기간의 제곱(년)	44.822	11.934	32.217
재취업 소요기간(월)	19.695	21.685	20.458

재고용장려금의 분석과 마찬가지로 추정에 사용된 모형은 단순로짓모형으로 종속변수(또는 피설명변수)를 장기실업자고용촉진장려금의 수급 여부로 하여 그 값이 '1'이면 장려금을 받았고, '0'이면 근로자가 장려금을 받지 않았다. 설명변수로는 성, 연령, 연

15) 수급자와 비수급자 사이의 재취업 소요기간 차이가 통계적으로 유의한가를 검증하기 위해 t 검증을 한 결과 t값이 3.4520으로 1%의 유의수준에서 유의하였다.

령의 제공, 학력 더미, 전 직장의 직종 더미, 사업체의 업종 더미, 사업체의 규모, 전 직장의 임금수준, 전 직장의 근속기간, 전 직장의 근속기간의 제공, 그리고 재취업 소요기간으로 하였다. 먼저 분석에 사용된 변수들의 평균값은 <표 8>과 같다.

<표 8>에서 분석대상 표본에서 수급자는 비수급자보다 여성의 비중이 높으며, 연령 또한 비수급자에 비해 높은 것을 알 수 있다. 학력별로는 비수급자의 61.7%가 고졸의 학력을 지닌 것에 비해 수급자들은 46.4%만이 고졸로 나타났다. 이에 따라 수급자들은 전문대 이상의 고학력자인 비중이 높다. 직종에 따라서는 사무직의 비중이 비수급자에 비해 높아, 수급자의 36.4%가 사무직이었으나 비수급자는 26.5%에 불과하였다. 산업에 따라서는 수급자의 38.8%가 광공업, 특히 제조업에 종사하여 비수급자의 39.6%와 거의 비슷한 수준이다. 그러나 금융보험 및 부동산업에 종사하였던 근로자의 비중은 수급자 22.7%, 비수급자 16.3%로 장기실업자고용촉진장려금 수급자의 전 직장 산업이 금융보험업이나 부동산업이었을 가능성이 상대적으로 높다. 재고용장려금과 같이 규모가 큰 사업체가 장기실업자고용촉진장려금을 신청하는 경향이 높다. 즉 장기실업자고용촉진장려금의 수급자가 근무하였던 직장의 근로자는 평균 827.148명이었으나 비수급자의 경우에는 그 숫자가 697.253명으로 조사되었다.

전 직장의 임금에서는 수급자보다 비수급자의 임금이 평균 4만 3,000원 정도 높게 나타났다.<sup>16)</sup> 즉 비수급자의 전 직장 평균임금이 889.09천 원이었던 데 비해 수급자의 평균임금은 846.49천 원에 불과하였다. 이는 임금이 낮은 근로자가 추후 장기실업자고용촉진장려금을 지원받으면서 취업될 가능성이 높다는 점을 시사한다. 전 직장의 근속년수에 따라서는 근속기간이 장기간인 근로자가 장기실업자고용촉진장려금을 받을 가능성이 높다. 수급자의 전 직장 근속기간은 3.659년이었으나 비수급자는 1.769년으로 근속기간에 있어 상당한 차이가 발견된다.

장기실업자고용촉진장려금의 수급과 재취업 소요기간 사이를 설명하기 위한 단순로짓모형의 추정 결과는 <표 9>에 나타나 있다. 추정 결과를 살펴보면 먼저 재취업 소요기간과 장려금의 수급 여부와는 통계적 상관관계가 상당히 강한 것으로 나타났다. 추정된 계수값 -0.0112에 대한 z값은 -3.62로 1% 수준에서도 통계적으로 유의하다. 이는 장기실업자고용촉진장려금을 받는 근로자의 경우 재취업 소요기간이 줄어들 가능성이 높다는 점을 시사하고 있다. 즉 장기실업자고용촉진장려금의 지급이 장기실업자의 재취업을 앞당기는 효과가 있음을 추정 결과는 제시한다.

다른 설명변수에 대한 추정 결과도 기초적 자료분석의 결과와 전반적으로 일치한다. 연령이 장려금 수급 여부에 미치는 영향은 통계적으로 무의미하게 추정되었으나 전 직

16) 이러한 임금의 격차는 10% 수준에서 통계적으로 유의하다.

장의 근속년수에 따라서는 근속기간이 길수록 장려금의 수급 가능성이 높은 것으로 추정되었다. 또한 전 직장의 임금수준이 낮은 재취업자가 장기실업자고용촉진장려금을 받으면서 재고용될 확률이 높다. 직종별로는 관리직이나 (준)전문직종 종사자들보다는 사무직에 종사하였던 이직자들이 장려금을 수급받을 가능성이 높으며, 사업체의 업종에 따라서는 건설업이나 제조업보다는 금융보험 및 부동산업에서 장기실업자고용촉진장려금을 신청할 가능성이 높게 나타났다.

장기실업자고용촉진장려금의 수급이 재취업 소요기간을 앞당길 가능성이 높다는 단순로짓(logit)모형의 추정 결과는 매우 의미가 있는 결과로 우리나라에서도 장기실업고용촉진장려금이 실업기간을 단축하는 데 효과가 있다는 잠정적인 결론을 유도하고 있다.

〈표 9〉 장기실업자고용촉진장려금과 재취업 소요기간 - 로짓모형

	추정 결과	
	추정계수값	z-값
상수항	2.4228	2.56**
성별(0: 여성, 1: 남성)	-0.0716	-0.67
연령(세)	-0.0091	-0.26
연령의 제곱(세)	0.0005	1.03
학력(중졸 이하 기준)		
고졸	-0.4056	-2.12**
전문대졸	0.1733	0.79
대졸 이상	0.1606	0.74
전 직장의 직종(관리·(준)전문직 기준)		
사무직	0.4718	3.44*
서비스판매직	0.1429	0.76
기능·조립원	0.0787	0.53
단순노무직	-0.0207	-0.13
전 직장의 산업(광공업 기준)		
건설업	-0.3059	-1.88***
도소매·음식숙박업	-0.0971	-0.69
전기·가스·수도 및 운수·통신업	-0.2032	-1.05
금융보험·부동산	0.2198	1.77***
공공행정·교육·보건복지	-0.2071	-1.07
기타 공공·사회·개인서비스업	0.3784	1.22
전 직장의 규모(종업원수)	0.0000	-0.58
전 직장 임급의 로그값(천원)	-0.3261	-2.69*
전 직장 근속기간(년)	0.1138	3.82*
전 직장 근속기간의 제곱(년)	-0.0015	-0.98
재취업 소요기간(월)	-0.0112	-3.62*
표본수	2,488	
LR chi-square 값	223.46	
Pseudo R <sup>2</sup> 값	0.0679	

주 : \*,  $P \leq 0.01$ , \*\*,  $0.01 < P \leq 0.05$ , \*\*\*,  $0.05 < P \leq 0.1$ .

## 2. 재취업 임금에 미치는 영향

### 1) 자료의 기초분석

2001년도에 장기실업자고용촉진장려금을 수급받은 재취업자의 임금 변화를 살펴보면 <표 10>의 두번째 열과 같이 재취업에 따라 월평균 임금이 10.2%(8만 6,000원) 증가한 것으로 나타나고 있다<sup>17)</sup>. 이는 비수급자의 임금상승률 16.7%(15만 원)에 비해 6.5%p 낮은 값으로 장기실업자고용촉진장려금의 수급자가 노동시장에서 매우 취약한 계층일 가능성을 시사한다. 이러한 점은 수급자의 전 직장 임금이 84만 7,000원으로 비수급자의 89만 9,000에 비해 낮다는 결과에서도 간접적으로 알 수 있다.<sup>18)</sup>

재고용장려금 수급 여부에 따른 임금의 변화를 근로자의 특성에 따라 분석한 결과는 <표 11>에 나타나 있다. 근로자의 특성에 따라 이직 전과 후의 임금 변화를 살펴보면 먼저 성별로는 수급자의 경우 남성은 재취업을 통하여 임금이 98만 2,000원에서 100만 1,000원으로 1.9% 상승한 반면, 여성은 63만 8,000원에서 72만 9,000원으로 14.3% 상승하였다. 이처럼 여성의 임금상승폭이 큰 현상은 비수급자의 경우에도 발견되어 남성 비수급자는 15.2% 상승하였으나 여성은 21.3%의 상승률을 기록하였다. 여기에서 남녀 모두 비수급자의 임금상승률이 수급자보다 높으며, 이러한 경향은 연령, 학력, 전 직장의 근속기간, 재취업 소요기간 등의 모든 분류기준에서도 동일하게 발견된다.

<표 10> 재취업과 임금의 변화 - 장기실업자고용촉진장려금

(단위 : 천원)

	장기실업자고용촉진장려금 수급 여부		전 체
	수급자	비수급자	
전 직장의 임금	846.5	889.1	862.6
새 직장의 임금	893.4	1039.0	948.3
임금 차이	86.1	149.9	86.1

17) 보다 정확한 분석을 위해서는 시간당 임금수준으로 비교 분석하여야 하나 근로시간 자료가 없는 관찰치가 매우 많아 월평균 임금수준을 사용하였다. 또한 분석에서 농림수산업에 종사하는 근로자와 사업체의 업종이 농림수산업인 경우는 표본수가 매우 적기 때문에 제외하였다.

18) 전 직장 임금의 차이는 4만 3,000원으로 통계적으로는 10%의 유의수준에서 그 격차가 유의하다.



연령대별로 살펴보면 수급자의 경우 20, 30대에서는 재취업에 따라 임금이 큰 폭으로 증가하였으나 40, 50대에서는 거꾸로 하락한 것을 알 수 있다. 이에 대하여 비수급자는 20~40대까지 임금이 상승한 반면, 50대에서 들어서야 임금하락을 보인다. 특히 40대에서 수급자의 임금은 2.7% 하락하였으나 비수급자는 20.9% 상승하였으며, 50대에서도 수급자의 임금하락률은 24.3%에 달하나 비수급자는 4.3%의 임금하락만을 경험하였다는 사실은 장기실업자고용촉진장려금이 노동시장에서 매우 취약한 계층을 지원하고 있을 가능성을 보여준다.

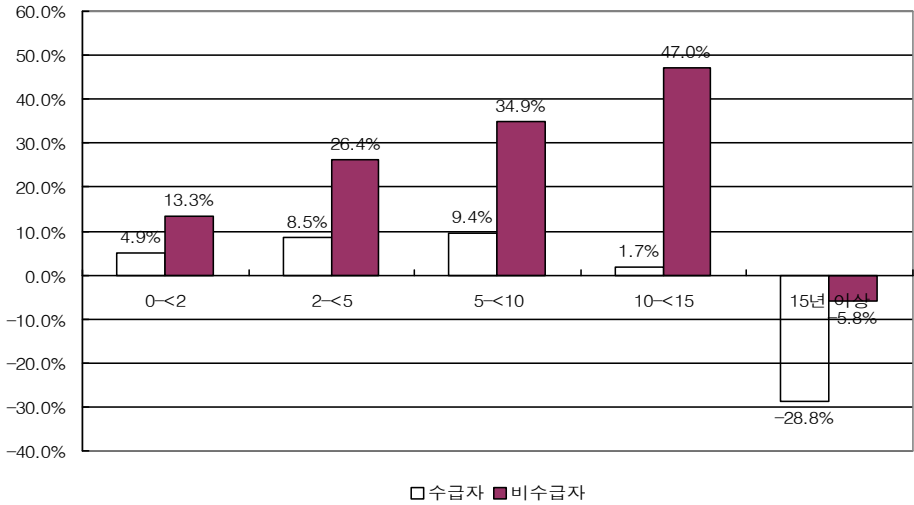
학력에 따라서는 비수급자의 경우 고학력자의 임금상승폭이 큰 경향을 찾아볼 수 있다. 초등학교 졸업 이하의 학력자는 임금이 5.0% 하락한 반면 중학교 졸업자는 17.0% 상승하였고, 고등학교 졸업자 13.23%, 전문대 졸업자 25.7%, 4년제 대학졸업자는 21.42%의 증가를 기록하였다. 이에 대하여 수급자는 전문대 졸업자의 임금상승률이 17.8%로 가장 크고, 그 다음이 초등학교 졸업 이하로 10.7%의 임금상승률을 기록하였다.

〈표 11〉 근로자의 특성과 월평균 임금의 변화 - 장기실업자고용촉진장려금

(단위 : 천원)

	수급자		비수급자		
	새 직장 임금	임금변화액	새 직장 임금	임금변화액	
성별	여성	729.3	91.2	833.3	146.3
	남성	1000.8	18.8	1152.3	151.9
연령	20~29세	803.9	123.3	888.3	145.4
	30~39세	1008.0	140.4	1144.0	157.2
	40~49세	1044.9	-28.5	1330.7	230.4
	50~59세	808.8	-260.1	1027.5	-46.2
	60세 이상				
학력	초등졸 이하	735.6	71.2	757.9	-39.6
	중졸	741.1	-69.3	1111.6	161.9
	고졸	848.5	10.6	971.0	113.5
	전문대졸	890.6	134.5	1011.7	206.6
	대졸 이상	1044.8	75.8	1308.7	230.8
전 직장의 근속기간	0~<2년	890.9	41.9	1010.4	119.0
	2~<5년	901.9	70.9	1004.3	209.6
	5~<10년	904.7	77.5	1297.1	335.7
	10~<15년	966.2	15.8	1615.4	516.5
	15년 이상	887.1	-358.4	1217.3	-75.0
재취업 소요기간	6~<12개월	949.9	-18.2	1035.2	87.0
	12~<18개월	899.3	69.6	1087.6	174.3
	18~<24개월	878.2	34.0	1003.9	131.4
	24~<36개월	838.9	23.1	1065.0	221.2
	36개월 이상	828.7	63.7	992.3	240.0

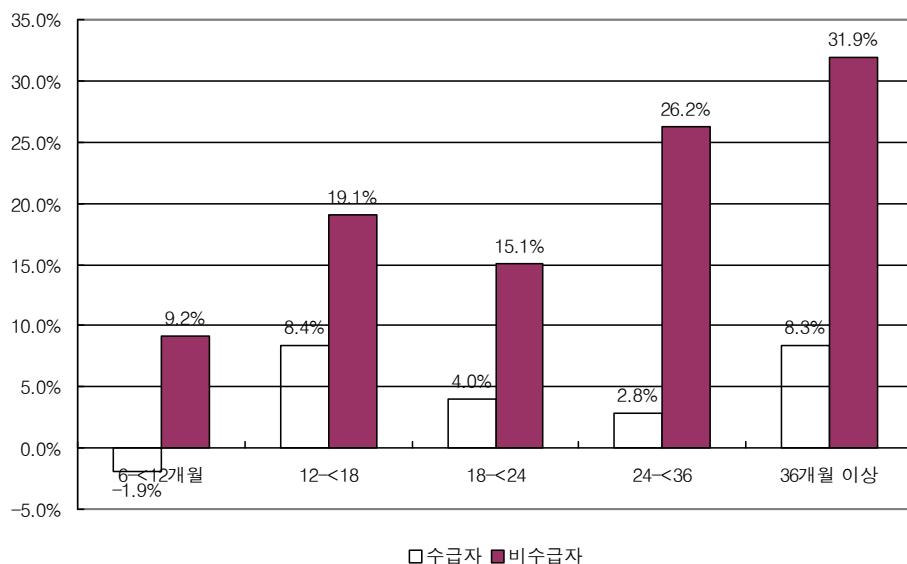
[그림 4] 전 직장 근속기간과 재취업시의 임금변화율 - 장기실업자고용촉진장려금



전 직장의 근속기간별로도 비수급자는 근속기간 15년까지는 근속기간이 오래수록 임금상승폭이 높으나 수급자는 근속기간 5~10년 사이의 임금상승폭이 가장 높은 역U자의 형태를 보인다(그림 4 참조). 그러나 근속기간이 15년 이상인 근로자는 장기실업자 고용촉진장려금의 수급 여부와 상관없이 모두 재취업시 임금하락을 겪고 있다. 이러한 결과는 우리나라 노동시장에서 장기근속자의 생산성이 임금수준에 뒤지고 있을 가능성을 시사한다.

재취업 소요기간에 따라서도 [그림 5]와 같이 장기실업자고용촉진장려금의 비수급자는 재취업 소요기간이 오래수록 재취업에 따른 임금상승폭이 크나 수급자는 재취업 소요기간과 임금변동률과의 상관관계가 매우 약하다. 이러한 분석은 비수급자의 경우 장기간에 걸친 미취업이 보다 나은 직장에 재취업하기 위한 자발적 선택의 결과일 가능성을 제시한다. 반면 수급자의 경우에는 장기간의 실직상태가 자발적 선택의 결과보다는 취업 자체가 어려웠기 때문에 어쩔 수 없이 실직상태에 놓여 있었을 가능성이 높다.

(그림 5) 전 직장 근속기간과 재취업시의 임금변화율 - 장기실업자고용촉진장려금



## 2) 추정 결과

장기실업자고용촉진장려금의 수급이 재취업 임금에 미치는 영향을 분석하기 위하여 여기에서는 앞의 재고용장려금의 경우와 동일한 모형 및 추정방법론을 사용하기로 한다. 재취업 직장에 대한 임금함수를 OLS 추정한 결과는 <표 12>에 나타나 있다. 이 표에서 둘째 열은 OLS의 추정 결과를 셋째 열은 이질성을 감안한 모형의 추정 결과이다.

장기실업자고용촉진장려금의 수급 여부가 현직장의 임금에 미치는 영향에 대한 추정치는  $-0.0986$ 으로 장기실업자고용촉진장려금이 현직장의 임금을 하락시키는 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이질성을 감안한 추정 결과에서도 동일하다. 장기실업자고용촉진장려금 수급자의 재취업 임금이 낮다는 결과는 장기실업자고용촉진장려금이 노동시장의 취약계층에게 지원되고 있음을 시사하며, 장기실업자고용촉진장려금이 제도의 기본 목적을 만족시키고 있다는 점을 보여준다.

다른 설명변수에 대한 추정 결과는 재고용장려금의 경우와 마찬가지로 일반적인 상식 및 자료의 기초분석 결과와 일치하고 있다. 먼저 성별에 따라서는 추정치가  $0.2191$ 로 남성의 재취업 임금이 높다. 연령별로는 40.6세까지는 연령의 증가에 따라 재취업 임금도 높아진다. 그러나 40.6세 이후에는 연령에 따라 재취업 임금은 하락하는 것으로 추정된다. 학력별로도 학력에 따라 재취업의 임금이 높아진다는 상식적 결과를 보인다.

<표 12> 장기실업자고용촉진장려금과 재취업 직장의 임금 - OLS 모형

	추정된 회귀계수의 값(t-value)	
	식 (4) - 기본추정	식 (5) - 이질성 감안
상수항	5.6423( 59.61)*	4.6148( 35.65)*
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.2191( 14.36)*	0.1712( 11.06)*
연령(세)	0.0568( 11.45)*	0.0484( 9.87)*
연령의 제곱(세)	-0.0007(-10.45)*	-0.0006( -9.35)*
학력(중졸 이하 기준)		
고졸	0.0812( 3.10)*	0.0473( 1.84)***
전문대졸	0.1130( 3.63)*	0.0821( 2.70)*
대졸 이상	0.1995( 6.51)*	0.1490( 4.93)*
현직장의 직종(관리·(준)전문직 기준)		
사무직	-0.0222( -1.20)	-0.0257( -1.43)
서비스판매직	-0.1406( -5.18)*	-0.1308( -4.93)*
기능·조립원	-0.1110( -5.02)*	-0.1022( -4.72)*
단순노무직	-0.2700(-11.43)*	-0.2333(-10.01)*
현직장의 산업(광공업 기준)		
건설업	-0.0393( -1.65)***	-0.0537( -2.31)**
도소매·음식숙박업	-0.0117( -0.60)	-0.0147( -0.77)
전기·가스·수도 및 운수·통신업	-0.0919( -2.76)*	-0.0874( -2.68)*
금융보험·부동산	-0.0332( -1.83)***	-0.0384( -2.17)**
공공행정·교육·보건복지	-0.1431( -5.42)*	-0.1453( -5.63)*
기타 공공·사회·개인서비스업	-0.1011( -2.93)*	-0.1030( -3.07)*
현직장의 규모(종업원수)	-0.0000( -0.16)	0.0000( 0.13)
전 직장 근속기간(년)	0.0073( 2.04)**	0.0086( 2.46)**
전 직장 근속기간의 제곱(년)	-0.0004( -2.21)**	-0.0005( -3.15)*
재취업 소요기간(개월)	-0.0016( -3.49)*	-0.0006( -1.28)
장기실업자고용촉진장려금(0:비수급 1:수급)	-0.0986( -7.19)*	-0.0918( -6.86)*
전 직장의 월평균 임금(천원)	-	0.1875( 11.35)*
표본수	2,453	2,446
F-통계량	55.60	61.58
Adjusted R-squared	0.3186	0.3528

주 : \*, P≤0.01, \*\*, 0.01<P≤0.05, \*\*\*, 0.05<P≤0.1. 괄호 안의 값은 t-통계량.

특징적인 사실은 장기실업자의 경우에도 재취업 임금은 직장의 규모와 별 다른 상관관계가 없다는 추정 결과이다. 현직장의 규모변수에 대한 추정치가 영(0)에 가까운 값을 지니며, 통계적 유의성도 없다. 전 직장의 근속기간에 대해서도 근속기간 9.1년까지는 전 직장 근속기간과 재취업 임금 사이의 정(+)의 관계를 발견할 수 있다. 또한 재취업 소요기간에 대한 추정치는 -0.0016으로 실직기간의 장기화에 따라 재취업에 따른 임금이 낮아질 가능성, 즉 직장상실비용이 높아질 위험성을 보여주고 있다.

이질성을 통제하였을 경우 장기실업자고용촉진장려금의 수급 여부가 재취업 임금에 미치는 영향은 OLS의 -0.0986에서 -0.0918으로 절대치가 약간 감소하였다. 이는 이질

성을 통제하지 않은 단순 OLS의 경우 장려금의 수급이 재취업 임금수준에 미치는 부정적 영향력이 과대 평가되었음을 의미하지만, 과대 평가된 규모는 크지 않다는 것을 뜻한다. 이러한 과대 평가의 가능성은 재취업 소요기간이 재취업 임금수준에 미치는 영향에서도 마찬가지로 발견된다. 전반적으로는 이질성을 통제한 뒤에도 추정 결과가 크게 변화하지는 않았다. 다만 임금에 미치는 학력효과가 통제 전보다 큰 폭으로 감소한 점이 주목된다. 전 직장의 근속기간이 재취업 임금에 미치는 영향력은 0.0073에서 0.0086으로 다소 증가하였으며, 전 직장 근속기간이 재취업 임금을 상승시키는 기간도 단순 OLS 추정의 9.1년에서 8.6년으로 하락하였다.

### 3. 재취업 직장에서의 이직 위험성

장기실업자고용촉진장려금이 근로자에게 주는 영향력을 평가하는 또 하나의 기준은 재취업 직장에서 얼마나 오랫동안 근무하는가의 고용안정성의 문제이다. 앞에서 논의한 것처럼 2001년도에 재고용된 근로자에 대해 2002년 6월 말까지의 정보를 가지고 있고, 이를 고용안정성의 분석에 활용한다. <표 13>에서 2002년 6월 말까지 재취업된 직장에서 이직한 근로자의 비중은 장기실업자고용촉진장려금의 수급자가 48.9%, 비수급자가 48.2%로 나타나 수급 여부와 별 다른 관련이 없는 것으로 보인다. 분석대상 근로자의 평균 근속기간도(2002년 6월 말 기준) 장기실업자고용촉진장려금의 수급자가 8.61개월, 비수급자가 8.83개월로 차이가 적다. 이러한 기초분석의 결과는 장기실업자

<표 13> 장기실업자고용촉진장려금 수급 여부와 새 직장에서의 이직 위험성<sup>19)</sup>  
(2002년 6월 말까지)

(단위 : %, 개월)

	재고용장려금 수급 여부		전 체
	수급자	비수급자	
이직자의 비율	48.9	48.2	48.7
평균 근속기간			
이직자	5.63	5.23	5.48
계속 취업자	11.46	12.19	11.74
소 계	8.61	8.83	8.70

19) 장기실업자고용촉진장려금 수급자와 비수급자 사이의 근속기간 차이를 t-검정한 결과 이직자와 계속 근무자의 두 경우 모두 5%의 유의수준에서 유의하였다.

업자고용촉진장려금의 수급 여부가 근로자의 고용안정성에 영향을 미치지 못할 가능성을 제시한다.

여기에서도 재고용장려금의 경우와 마찬가지로 위험탈출(hazard 또는 survival) 분석을 시도하였다. [그림 6]은 카플란-마이어(Kaplan-Meier) 생존확률을 보여주고 있다. 그림에서 [janggi 1]은 장기실업자고용촉진장려금을 수급받은 근로자의 이직 위험성으로, 그리고 [janggi 0]은 비수급자의 이직 위험성을 나타낸다. 자료의 특성상 재취업된 뒤 최대 18개월까지 이직 여부가 관찰되었는데, [그림 6]에서 비수급자의 이직 위험성이 장기실업자고용촉진장려금 수급자의 이직 위험성과 비슷하다. 재취업 후 첫 6개월까지는 비수급자의 이직 위험성이 높으나 6개월을 지나서는 수급자의 이직확률이 높다. 이러한 분석 결과는 장기실업자고용촉진장려금의 지급이 근로자의 재취업에는 기여하지만 이들의 지속적 고용, 즉 고용안정성에는 별 다른 기여를 하지 못한다는 것을 암시한다. 특히 취업 후 6개월이 되는 시점을 기준으로 이직 위험성이 수급자와 비수급자간에 역전된다는 점은 기업이 장기실업고용촉진장려금을 수급받은 기간 동안에는 고용을 유지하다가 수급완료 이후에는 이직을 유도하는 도덕적 해이의 가능성도 배제할 수 없다.

근로자의 이직 위험성을 체계적·종합적으로 분석하기 위한 다음 단계로 콕스(Cox)의 hazard 모형과 Weibull 분포를 가정한 모수적 추정모형을 실시하였고, 추정 결과는

[그림 6] 장기실업자고용촉진장려금의 수급 여부와 이직 위험성

&lt;표 14&gt; 재취업 직장의 이직 위험성 추정 - 장기실업자고용촉진장려금

	추정된 회귀계수의 값	
	Cox 모형	Weibull 모형
성별(0: 여성, 1: 남성)	1.0107( 0.15)	0.9964(-0.05)
연령(세)	0.9529(-2.08)**	0.9540(-2.03)**
연령의 제곱(세)	1.0005( 1.74)***	1.0005( 1.70)***
학력(중졸 이하 기준)		
고졸	1.1055( 0.84)	1.1177( 1.70)
전문대졸	1.0965( 0.64)	1.1079( 0.71)
대졸 이상	1.0927( 0.62)	1.1026( 0.68)
현직장의 직종(관리·(준)전문직 기준)		
사무직	0.9780(-0.25)	0.9789(-0.24)
서비스판매직	1.0662( 0.50)	1.0591( 0.45)
기능·조립원	1.1540( 1.38)	1.1468( 1.32)
단순노무직	1.4223( 3.19)*	1.4347( 3.26)*
현직장의 산업(광공업 기준)		
건설업	0.9452(-0.50)	0.9568(-0.39)
도소매·음식숙박업	0.7952(-2.44)**	0.7949(-2.44)**
전기·가스·수도 및 운수·통신업	1.0311( 0.20)	1.0433( 0.28)
금융보험·부동산	1.1074( 1.25)	1.1043( 1.22)
공공행정·교육·보건복지	0.9271(-0.62)	0.9300(-0.60)
기타 공공·사회·개인서비스업	0.9853(-0.10)	0.9914(-0.06)
현직장의 규모(종업원수)	0.9995(-1.27)	0.9994(-1.37)
전 직장 근속기간(년)	0.9598(-2.41)**	0.9562(-2.63)*
전 직장 근속기간의 제곱(년)	1.0016( 2.29)**	1.0018( 2.49)**
현직장의 월평균 임금(천원)	0.8542(-1.62)	0.8566(-1.59)
장기실업자고용촉진장려금(0:비수급 1:수급)	1.0474( 0.471)	1.0859( 1.29)
p	-	1.1456
표본수	2,456	2,456
LR chi-square 값	66.56	69.51
Log likelihood	-8,774.9366	-2,855.8708

주: \*:  $P \leq 0.01$ , \*\*:  $0.01 < P \leq 0.05$ , \*\*\*:  $0.05 < P \leq 0.1$ . 괄호 안의 값은 z값임.

<표 14>에 나타나 있다. <표 14>에서 둘째 열은 콕스(Cox) 모형의 추정 결과를 보여주고 있으며, 셋째 열은 Weibull 분포의 가정 아래에서 추정한 결과를 보여준다. 또한 셋째 열에서 p는 Weibull 분포의 보조적(ancillary) 모수로 그 값이 1을 넘으면 이 직확률이 시간에 따라 증가한다는 것을 의미한다.

추정 결과 장기실업자고용촉진장려금의 수급 여부에 따라 근로자의 hazard rate은 콕스(Cox) 모형과 Weibull 모형의 각각에서 1.0474와 1.0859로 추정되었다. 이는 수급자의 이직 위험성이 비수급자보다 높다는 것을 의미한다. 그러나 통계적 유의성이 10% 수준에서도 없기 때문에 장기실업자고용촉진장려금의 수급 여부는 고용안정성에 영향을 미치지 못한다고 판단할 수 있다. 다른 설명변수의 추정 결과에 대해서는 전 직장의 근속기간이 장기간일수록 새 직장에서도 고용안정성이 높아질 가능성을 보여준다. 또한 연령이 많을수록 이직하기보다는 계속 근무할 확률이 높게 나타나고 있다.

#### IV. 정리 및 결론

여기에서는 재고용장려금과 장기실업자고용촉진장려금의 수급이 근로자에게 미치는 효과를 실증적으로 파악하기 위해 2001년도의 고용보험데이터를 사용하여 분석하였다. 먼저 재고용장려금이 근로자의 고용에 미치는 영향을 파악하기 위해 재취업 소요기간, 재취업 임금, 재취업 직장에서의 고용안정성의 세 가지 측면에서 실증분석을 실시한 결과 전반적으로 재고용장려금이 근로자에게 긍정적 효과를 주고 있음을 발견하였다.

첫째, 재고용장려금의 수급 여부와 재취업 소요기간 사이에 관계에 대해 로짓모형을 사용하여 추정한 결과 통계적으로 유의한 상관관계를 발견할 수 없었다. 이러한 결과는 재고용장려금의 지원 액수가 얼마 되지 않으며 재고용 당시 1회에 한하여 지급한다는 제도의 내용을 감안할 때 어느 정도 예상된 결과로 판단된다. 지원액이 많지 않음에 따라 사업체의 입장에서는 재고용장려금을 받기 위해서 고용조정으로 이직된 자의 재고용을 신속하게 추진할 동기가 크지 않은 것으로 여겨진다.

둘째, 재고용장려금이 재취업 임가에 미치는 영향력을 추정한 결과 재고용장려금의 수급이 임가에 부정적 영향을 끼친다는 사실과 수급자의 전 직장 임금이 비수급자에 비해 낮았다는 사실을 발견할 수 있었다. 이러한 결과는 재고용장려금의 수급자가 노동시장에서 상대적으로 취약한 계층일 가능성을 시사하며, 재고용장려금이 노동시장에서 정부의 보호를 필요로 하는 근로자에게 지원되고 있음을 보여준다.

셋째, 재고용장려금을 수급받은 근로자는 재취업한 직장에서 상대적으로 오랫동안 근무하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과의 원인에 대한 추가적 분석이 요구되지만 재고용장려금이 근로자의 고용안정에 기여하고 있을 가능성을 강력하게 시사한다.

다음으로 장기실업자고용촉진장려금의 효과를 평가하기 위해 재고용장려금의 경우와



마찬가지로 재취업 소요기간, 재취업 임금수준, 재취업 직장에서의 이직 위험성의 세 측면에서 실증분석을 실시하였다. 실증분석의 결과 먼저 장기실업자고용촉진장려금의 수급이 재취업 소요기간을 앞당길 가능성이 높다는 추정 결과를 얻었다. 이는 매우 의미있는 결과로 우리나라에서도 장기실업자고용촉진장려금이 실업기간을 단축하는 데 효과가 있다고 잠정적으로 결론을 내릴 수 있다.

한편 장기실업자고용촉진장려금의 수급 여부가 현직장의 임금에 미치는 영향에 대한 추정치는 부(-)로 장기실업자고용촉진장려금이 현직장의 임금을 하락시키는 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 장기실업자고용촉진장려금 수급자의 재취업 임금이 낮다는 결과는 장기실업자고용촉진장려금이 노동시장의 취약계층에게 지원되고 있음을 시사하며, 장기실업자고용촉진장려금이 제도의 기본 목적으로 만족시키고 있다는 점을 보여준다.

마지막으로 장기실업자고용촉진장려금의 수급 여부는 근로자의 이직 위험성에 별 다른 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 카플란-마이어(Kaplan-Meier)의 hazard rate 분석 결과 장려금의 수급이 만료되는 6개월을 전후로 수급자의 이직 위험성이 비수급자의 이직 위험성을 넘어서며, 이는 기업의 도덕적 해이의 가능성을 제기한다.

고용안정사업 중 재고용장려금과 장기실업자고용촉진장려금의 효과에 대한 분석 결과 국내에서 기존에 알려지지 않은 새로운 내용들을 발견할 수 있었다. 그러나 분석의 시간이 2001년도에 고용안정사업에 참여한 근로자 또는 사업체로 제한되어 효과 분석을 위해 충분한 기간을 확보하지 못한 한계가 있다.

고용안정사업은 계량적인 분석을 통한 효율성 분석의 범위를 뛰어넘는 정책적 의의를 지닌다. 즉 비용 대비 효율성이 낮더라도 이러한 각종 지원금 및 장려금이 미치는 사회적 영향력은 매우 중요하다는 것이다. 경영위기에 부닥친 기업이나 취업에 어려움을 겪는 계층에게 이러한 고용안정사업은 사회적 안전망으로서의 기능을 다하고 있으며, 특히 심리적 안정감의 효과는 무시할 수 없다. 즉 고용안정사업의 지속 여부나 평가를 데이터를 통한 계량적 분석 결과로 판단하는 것은 고용안정사업의 본질과 의의를 망각시킬 위험성이 있다.

본 고의 분석 결과는 고용안정사업의 효과를 과거와는 다른 측면에서 접근하였다는 점과 고용안정사업 내 대부분의 지원·장려금을 종합적으로 평가하였다는 점에서 의의와 학문적·정책적 기여를 하고 있다. 향후에도 자료의 축적 및 새로운 자료의 개발을 통해 고용안정사업의 효율성에 대한 평가가 지속적으로 이루어져야 할 것이다.

## 참 고 문 헌

- 김동헌·박의경, 『고용유지지원금의 효율성 평가』, 한국노동연구원, 2000.  
『노동시장 구조 변화에 따른 고용안정사업 정책방향』, 한국노동연구원, 2001.
- 김동헌 외, 『고용보험에 의한 기업의 고용유지 활성화 방안』, 노동부, 1999.
- 김주섭·이규용·김정우, 『고용유지지원제도의 효과 및 개선방안』, 한국노동연구원, 2002.
- 장지연·김정우, 『취약계층에 대한 고용보조금제도의 효과 및 개선방안』, 한국노동연구원, 2002.
- 황덕순, 『소규모사업체 고용안정사업 활용제고방안』, 노동부, 1999.
- Addison, John T. and Portugal, Pedro, “Job Displacement, Relative Wage Changes, and Duration of Unemployment”, *Journal of Labor Economics* 7, 1989.
- Bishop, John H., and Mark Montgomery, “Evidence on Firm Participation in Employment Subsidy Programs”, *Industrial Relations* 25, 1986.
- Fay, Robert G., Enhancing the Effectiveness of Active Labour Market policies: Evidence from Programme Evaluations in OECD Countries, OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers, No. 18, Paris, 1996.
- Katz, Lawrence F., “Wage Subsidies for the Disadvantaged”, in Richard B. Freeman and Peter Gottschalk, eds., *Generating jobs: How to Increase Demand for Less-Skilled Workers*, New York: Russell Sage Foundation, 1998.
- Martin, John P., Making Active Labour market Policies More Effective: Key Lessons and Experiences, Paper presented at the Conference on Jobs Organised by the Finnish Government with the Support from the EU and the OECD, Helsinki, 27 and 28 January, 2000.
- Mincer, Jacob, and Boyan Jovanovic, “Labor Mobility and Wages”, in Sherwin Rosen, (ed.), *Studies in Labor Markets*, Chicago: University of Chicago

Press, 1981.

OECD, “Key Employment Policy Challenges Faced by OECD Countries”, *Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, No. 31, 1998.

abstract

---

**Effectiveness of Employment Stabilization Scheme  
- Reemployment Subsidy and Long-term unemployment  
Subsidy -**

Jaeho Keum

In this paper, we did an empirical analysis on the effectiveness of the reemployment subsidy and the long-term unemployment subsidy. At first, the logit analysis on the correlation between the reemployment subsidy and the unemployment duration was not significant statistically. We estimated the effectiveness of the reemployment subsidy on the reemployment wage. The results showed that the reemployment subsidy affects the reemployment wage negatively and that the wage of workers received the reemployment subsidy is lower than that of workers didn't received the reemployment subsidy. Also, workers received the reemployment subsidy had longer job duration than workers didn't received the reemployment subsidy in the new job.

The analysis on the effectiveness of the long-term unemployment subsidy showed that the subsidy might shorten the unemployment duration. In addition, the long-term unemployment subsidy lowered the wage level of current job.