

실업자재취직훈련의 재취업 성과에 관한 준실험적 평가*

이 병 희**

본 연구는 훈련을 받지 않은 실직자들로 비교집단을 구성하여 훈련을 받은 실직자들과 함께 추적조사를 실시함으로써, 훈련을 받지 않았을 경우의 가상적인 결과와 비교하여 훈련의 성과를 추정하는 준실험적인 평가를 하였다. Cox 모형을 통한 추정결과, 훈련참여는 실직자의 재취업 확률을 유의하게 높이는 효과를 가진다. 그러나 훈련내용은 재취업 확률에 유의하게 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 또한 훈련 참여자가 수강한 훈련 관련분야로의 재취업은 매우 미흡한 것으로 조사되었다. 이는 실업자재취직훈련이 노동시장에서의 이탈을 억제하여 재취업을 촉진하는 효과를 가지지만, 취업능력의 제고를 통한 안정적인 일자리로의 재취업이라는 적극적 노동시장정책의 수행에는 아직 미흡함을 시사한다.

— 주제어: 실업자훈련, 준실험적 평가, 해자드 모델 —

I. 머리말

1998년 이후 대량실업 사태에 직면하여 실업자의 취업을 촉진하기 위한 직업훈련이 양

투고일: 2000년 9월 28일, 심사일: 10월 13일, 심사완료일: 12월 11일

* 본 논문을 꼼꼼하게 읽고 유익한 논평을 해 주신 두 분의 익명의 논평자에게 감사를 드린다.

** 한국노동연구원 부연구위원

적으로 대폭 확대되는 가운데, 고용보험 적용사업장으로부터 실직한 피보험자를 대상으로 한 실업자재취직훈련은 실업자 직업훈련 가운데 가장 대표적인 직업훈련으로 자리잡고 있다. 고용보험 도입 이후 미미한 실적을 보이던 실업자재취직훈련은 1997년 1,949명에서 1998년 163천명, 1999년 171천명으로 대폭 증가하였다.

그러나 급속한 실업증가에 대응하여 양적으로 대폭 확대 실시되어 오면서, 실업자재취직훈련의 성과와 관련하여 다양한 비판이 제기되어 왔다. 이에 따라 실업자재취직훈련의 질적 수준을 제고하고 내실화를 기하기 위해서는 훈련의 효과에 대한 체계적인 평가가 우선적으로 이루어질 필요가 있다.

그동안 행정통계를 집계한 성과관리지표(노동부)나 「실업자재취직훈련 DB」(고용보험전산망)를 이용한 성과 분석 등은 신속하게 정보를 획득하는 용이한 방법이긴 하지만 훈련을 실시하지 않았을 경우와 비교한 엄밀한 평가(evaluation)라고 보기는 어렵다¹⁾. 본 연구에서는 훈련을 받지 않은 실직자들로 비교집단(comparison group)을 구성하여 훈련을 받은 실직자들과 함께 추적조사함으로써 훈련을 받지 않았을 경우의 가상적인(counterfactual) 결과와 대비한 훈련의 성과를 추정하는 최초의 실증연구를 제시하고자 한다.

이하의 제Ⅱ장에서는 직업훈련이 노동시장 성과에 미치는 영향을 추정하는 평가방법을 소개한다. 제Ⅲ장에서는 실업자재취직훈련 평가를 위한 추적조사의 개요를 설명하며, 특히 노동시장정책 평가에 있어 핵심적인 사항인 비교집단의 구성과정을 소개한다. 제Ⅳ장에서는 직업훈련이 실직 근로자들의 재취업 가능성에 미치는 영향에 관한 준실험적 평가결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 이상의 분석결과를 요약하고 정책적 시사점을 살펴본다.

Ⅱ. 평가방법

실업자재취직훈련의 일차적인 목적은 취업능력을 제고하여 안정적인 일자리로의 재취업을 촉진하는 데 일차적인 목적이 있다. 이 때 실업자재취직훈련이 취업, 임금, 실직기간

1) 강순희·이병희·김미란(2000), 이지연(1999)은 실업자재취직훈련 참여자만을 대상으로 한 추적조사에 기초한 분석이며, 이상준(1999)은 실업자재취직훈련 DB에 담겨 있는 훈련이수자와 중도탈락자만을 대상으로 한 분석이라는 점에서 한계를 가진다.

등의 노동시장 성과를 얼마나 개선하는 효과를 가지는가를 평가하기 위해서는 훈련 참여자의 노동시장 성과가 만약 훈련을 받지 않았을 경우의 가상적인 상황에서의 노동시장 성과에 비해 얼마나 개선되었는가(average individual outcome gain)를 파악하여야 한다²⁾.

한 개인이 훈련에 참여하였을 경우 $D=1$ 이라고 표시하고, 참여하지 않았을 때 $D=0$ 으로 표시하자. 그리고 훈련에 참여하였을 경우의 성과를 Y^t 라고 하고, 참가하지 않았을 경우의 성과를 Y^c 라고 표시하면, 훈련의 효과는 그 평균값의 차이가 된다.

$$\alpha = E(Y^t - Y^c | D=1) = E(Y^t | D=1) - E(Y^c | D=1) \quad (1)$$

그러나 훈련에 참여하지 않았을 경우의 가상적인 성과 Y^c 를 관측할 수 없기 때문에, 훈련에 참여하지 않은 사람의 노동시장 성과로 대리하여 훈련의 효과를 측정하게 된다.

$$\alpha = E(Y^t | D=1) - E(Y^c | D=0) \quad (2)$$

문제는 훈련 참여자와 비참여자간 체계적인 차이가 존재할 경우 $E(Y^c | D=0)$ 와 $E(Y^c | D=1)$ 가 동일하지 않다는 점이다. 따라서 정책 평가에 있어 관건적인 문제는 대상집단(treatment group)과 유사한 특성을 가지는 비교집단(comparison group)을 구성함으로써 표본선택편의(sample selection bias)를 제거하느냐에 달려 있다.

이러한 문제를 해결하기 위한 한 가지 방법은 실험적 평가방법(experimental evaluation method)이다. 이 방법은 훈련에 참여할 의사가 있는 사람들을 모집한 후, 훈련을 받는 집단과 훈련을 받지 못한 통제집단으로 무작위 할당(random assignment)한다. 동일한 요건을 가지지만 무작위로 훈련 미참여자 집단을 구성함으로써 가상적인 현실을 만들게 되는 것이다. 이제 두 집단간의 평균적인 노동시장 성과의 차이가 훈련의 효과로 측정되는 것이다.

이러한 실험적 방법은 단순히 평균값의 차이를 통해 훈련의 효과를 측정할 수 있으므로 명료할 뿐만 아니라, 일반적으로 표본선택편의 문제가 발생하지 않는 장점을 가진다. 그러나 실험적 방법에는 막대한 비용과 장기간의 실험기간이 소요되기 때문에 현실적인 어려움

2) 노동시장정책의 평가방법에 관한 자세한 소개는 최강식(2000), Friedlander, Greenberg and Robins(1997) 참조.

이 있으며, 통제집단을 구성하기 위하여 인위적으로 훈련을 배제하는 데 따르는 도덕적·정치적 문제, 무작위 할당을 하더라도 대상자의 행동이 변화할 경우 발생하는 무작위화 편倚(randomization bias) 문제, 통제집단이 다른 교육훈련을 받을 경우에 발생하는 대체 편倚(substitution bias) 문제 등의 난점이 존재한다(Fay, 1996).

다른 또 하나의 방법은 훈련을 받은 집단과 가능한 한 유사한 특성을 가진 비교집단을 구성하여, 계량적인 분석을 통해 훈련의 효과에 영향을 미치는 잠재적 요인을 통제함으로써 순효과를 추정하는 준실험적 방법(quasi-experimental evaluation method)이다.

준실험적 방법은 실험적 방법이 용이하지 않은 사회과학에서 사후적인 평가를 하여야 하는 경우, 특히 평가 비용, 시간의 제약 등 때문에 신속하게 평가를 하여야 할 경우에 널리 활용된다. 그러나 비교집단을 어떻게 구성하느냐, 모형 설정이나 가정에 따라 추정결과가 민감하게 변화하는 단점을 가지고 있다.

본 연구에서는 훈련을 받지 않은 실업자들로 비교집단을 구성하여 직업훈련을 받은 실업자집단과 비교 분석함으로써, 훈련을 받지 않았을 경우의 가상적인 결과와 대비한 훈련의 성과를 추정하는 준실험적 평가방법을 수행한다.

Ⅲ. 조사 개요

본 연구에서는 1999년 10월에 실업자재취직훈련 평가를 위한 추적조사를 실시하였다. 직업훈련을 받은 실업자와 그렇지 않은 실업자를 별도로 추적 조사함으로써 실업자재취직훈련의 성과에 대한 체계적인 평가(impact evaluation)를 수행할 수 있는 자료를 구성하였다.

우선 실업자재취직훈련 참여자 조사는 1998년에 실시(시작)된 훈련에 참여한 실업자들을 대상으로 하였다. 직업훈련의 노동시장 성과는 비교적 장기간에 걸쳐 발생하기 때문에 평가기간의 장기화가 바람직하지만, 시기의 제약 때문에 1998년 실업자재취직훈련 참여자들의 1999년 9월 현재 조사시점까지의 노동시장 이동과정에 관한 조사로 국한하였다.

실업자재취직훈련 참여자는 「'98 실업자재취직훈련 DB」(고용보험전산망)에 등록된 1998년 실업자재취직훈련 참여자를 모집단으로 하여 조사대상을 추출하였다. 그런데 고

용보험 적용사업장에서 이직한 고용보험 피보험자라면 누구나 참여할 수 있으므로, 1998년 이전에 실직한 훈련생이 40.6%에 이른다. 본 조사의 주된 관심은 대량실업 시기에 급격하게 확대된 실업자재취직훈련의 효과이므로, 가급적 실직의 영향을 크게 받은 훈련참여자로 국한하고자 하였다. 최종적으로 실업자재취직훈련 참여자는 1998년 실업자재취직훈련 참여자(중도탈락자 포함) 가운데 피보험 자격상실일이 1997년 하반기부터 1998년 말까지인 실직자들을 모집단으로 하여, 피보험 자격상실일 분포에 따라 층화추출된 1,000명을 추적조사하였다.

한편 실업자재취직훈련 미참여자는 「'97.7-98.12 고용보험 피보험자격상실자 DB」(고용보험전산망)에서 직장간 이직자(job-to-job movement)가 아닌 실업경험자로서 실업자재취직훈련에 참여하지 않은 자를 모집단으로 하여 추출하였다. 그런데 <표 1>에서 모집단의 훈련 참여 여부별 분포에서 보듯이, 성별로는 여성, 연령계층별로는 30세 미만의 저연령층, 학력별로는 전문대졸 이상 고학력층의 실업자재취직훈련 참여율이 높게 나타나, 인적 특성별로 훈련 참여 여부가 뚜렷한 차이를 보이고 있음을 알 수 있다.

실업자재취직훈련의 성과를 엄밀하게 비교분석하기 위해서는 가능한 한 대상집단과 비교집단의 (훈련성과에 영향을 미칠 수 있는) 특성의 차이가 작도록 비교집단(matched pairs comparison group)을 구성하여야 한다³⁾. 이 때 훈련 참여자와 대응되는 기준(matching criteria)으로 성, 연령, 학력, 지역 등의 인적 특성 및 실직기간을 고려할 수 있다. 그러나 이처럼 많은 인적 특성별로 훈련 참여자와 일대일 대응될 수 있도록 표본을 추출하는 것 자체가 무리일 뿐만 아니라 실직자의 응답 기피에 따른 표본 대체가 크기 때문에⁴⁾ 사실상 불가능에 가깝다. 또한 훈련대상의 적정성 및 훈련의 성과에 대한 종합적인 비교분석을 목적으로 한 원래의 조사 목적 때문에도 이러한 인적특성의 차이를 충분히 통제할 수 없었다.

3) 비교집단의 구성은 노동시장정책의 평가에서 가장 중요한 사항이다. 독일 사회경제패널(German Socio-Economic Panel)을 이용하여 훈련이 실업기간에 미치는 영향을 분석한 Hujer et al.(1997)은 표본선택편의를 제거하기 위하여 프로빗 분석을 통해 훈련 참여 성향 점수(propensity score)를 추정하여 비교집단을 구성하였다. 영국 취업훈련(Training for Work)의 취업 효과를 평가한 Payne et al.(1998)은 성, 지역, 대응되는 훈련생이 훈련을 참여하는 시기에 실업상태에 있을 것, 실업발생 시기, 연령 등 훈련 참여자와 일대일 대응(one-to-one matching)이 가능하도록 비교집단을 구성하였다.

4) 지역적 이동이 빈번할 뿐만 아니라 실직에 대한 자기보고를 기피하는 응답자가 많아서 원래의 표본을 유지하기 어려웠다. 실태조사에서는 불가피하게 8배수의 표본을 층화추출하여 조사하였다.

다만 재취업 성과에 가장 중요한 영향을 미치는 요인으로 실직기간을 대응기준으로 선정하였다. 앞서 살펴보았듯이 훈련 참여자들은 훈련에 참여하기 이전에 비교적 장기적인 미취업을 경험하며, 또한 실직기간이 길수록 취업가능성이 크게 하락하는 이른바 기간 의존성 효과(duration dependence effect)를 고려하면 일반적인 실업자들의 노동시장 행태와는 구분되는 비교집단을 구성할 필요가 있기 때문이다.

이에 따라 동일한 시기에 실직하여 계속 미취업상태에 놓여 있는 사람들 가운데 훈련의 참여 여부로 집단을 구분함으로써 실직기간별 동기(cohort)간 재취업 성과를 비교분석할 수 있을 것이다. 구체적으로 설명하면, 훈련 참여자와 대응되는 기준으로 첫째, 동일한 시기에 실직하여, 둘째, 훈련참여자가 훈련에 참여하는 시기에 여전히 미취업상태에 있는 실업자들을 비교집단으로 설정하였다. 이러한 기준에 따라 본 조사에서는 실업자재취직훈련 참여자들의 '피보험자격상실월(실직월)×훈련시작월의 비율'을 계산하여 '97.7-98.12 고용보험 피보험자격상실자 DB'에서 '피보험자격상실월(실직월)×훈련시작월까지의 미취업자의 비율'이 대응되도록 총화추출된 1,000명을 추적조사하였다.

〈표 1〉의 실태조사 분포에서 보여지듯이, 인적 특성의 분포는 다소 정도의 차이가 있지만, 모집단의 구성과 대체로 유사하게 조사된 반면, 훈련 참여 여부별로 인적 특성의 차이

〈표 1〉 조사 개요

(단위 : 명, %)

		모집단				실태조사			
		참여자		미참여자		참여자		미참여자	
성	남 자	53,379	63.5	459,971	68.7	477	47.6	503	50.3
	여 자	30,730	36.5	209,771	31.3	526	52.4	497	49.7
연령	30대 미만	46,123	54.8	216,518	32.3	395	39.4	276	27.6
	30대	22,034	26.2	196,086	29.3	330	32.9	228	22.8
	40대	10,932	13.0	131,524	19.6	170	16.9	214	21.4
	50대 이상	5,020	6.0	125,615	18.8	108	10.8	282	28.2
학력	중졸 이하	5,683	6.8	131,227	19.6	81	8.1	329	33.2
	고 졸	46,459	55.2	350,221	52.3	501	50.0	416	41.9
	전문대졸	12,316	14.6	63,120	9.4	158	15.8	98	9.9
	대졸 이상	19,644	23.3	125,083	18.7	261	26.1	149	15.0
전 체		84,109	100.0	669,743	100.0	1,003	100.0	1,000	100.0

자료 : '98 실업자재취직훈련 DB'; '97.7-98.12 고용보험 피보험자격상실자 DB';

가 존재함을 알 수 있다. 따라서 실업자재취직훈련의 노동시장 성과를 추정하는 과정에서는 인적 특성의 차이를 통제한 계량적인 모형을 사용하게 될 것이다.

조사에서는 개인의 직업경력(훈련 전 또는 실직 전), 재취업상황(훈련 후) 등을 구조화하여 질문함으로써, 직업훈련의 참여 여부가 개인의 경제활동상태 변화에 어떠한 영향을 미쳤는지, 또한 재취업한 경우 근로조건은 어떻게 변화하였는지 등을 살펴볼 수 있다.

IV. 분석 결과

1. 평가지표

실업자재취직훈련의 효과를 평가하는 지표로는 직업훈련 실시 전후의 임금 변화, 취업률, 훈련관련 분야로의 취업률, 취업의 질, 자격 취득률 등 다양하게 활용될 수 있다⁵⁾. 본 연구에서는 재취업 성과를 중심으로 살펴보기로 한다.

실태조사에서는 '실직 후 1999년 9월 기준 시점에 이르기까지 1주일 이상의 재취업 경험' 및 '1999년 9월 기준으로 현재의 경제활동상태'를 조사하였다. <표 2>에 따르면, 훈련 참여 여부별로 재취업 경험 및 현재의 취업 여부에 대한 동일성 검정결과는 유의한 차이를 보이지는 않는다. 참여자 가운데 49.6%가 재취업한 경험이 있는 반면, 미취업자는 52.6%이며, 참여자 가운데 현재 취업상태에 있는 비중은 37.7%인 반면, 미참여자는 40.3%로 조사되었다. 조사 시점에서 훈련 참여자의 재취업(경험)률은 미참여자에 비해 다소 낮게 나타나지만, 통계적으로 유의한 차이는 아니다.

그러나 재취업 성과의 측정은 노동시장에서 구직활동을 하는 시점에 따라 다를 수 있다. 대상집단과 비교집단의 구성시(훈련에 참여하기 이전의) 실직기간이 동일하도록 구성하였지만, 참여자의 경우 훈련기간 동안에는 실질적인 구직활동을 제대로 수행할 수 없기 때문에(lock-in effect) 재취업이 훈련을 수료한 후에야 이루어지게 된다는 점을 고려하면, 특정 시점을 기준으로 한 훈련의 재취업 성과는 낮게 추정될 수밖에 없다.

5) 실업자재취직훈련 평가지표들의 장단점과 선진국의 주요 실증결과에 대해서는 강순희·이병희·김미란(2000) 참조.

〈표 2〉 재취업 경험 및 현재의 취업 여부

(단위 : 명, %)

	참여자		미참여자		검정통계량
	인원	비중	인원	비중	
이직 후 재취업 경험도 없고 현재도 미취업상태에 있는 경우	493	50.4	474	47.4	$\chi^2=4.857$ $p=0.183$
이직 후 처음으로 재취업한 직장에서 현재까지 계속 근무	300	30.7	308	30.8	
이직 후 재취업을 한 후 그 직장에서 다시 이직하여 다른 직장에 재취업	68	7.0	95	9.5	
이직 후 재취업을 했으나 그 직장에서 다시 이직하여 현재 미취업	117	12.0	123	12.3	
전 체	978	100.0	1000	100.0	
재취업 경험	485	49.6	526	52.6	$\chi^2=1.792$ $p=0.181$
현재 취업	368	37.7	403	40.3	$\chi^2=1.484$ $p=0.223$

본 연구에서는 재취업까지 소요되는 실직기간(spell length of nonemployment duration)을 측정하여 실업자재취직훈련이 재취업에 미친 영향을 평가하고자 한다. 이 때 문제가 되는 것은 실직기간을 어떻게 정의하느냐이다⁶⁾⁷⁾. 본 연구에서는 (그림 1)과 같이 실직기간을 훈련 참여자의 경우에는 '완결(미완결) 실직기간에서 훈련참여 기간을 제외한 시기'로 정의하였다. 한편 훈련 미참여자의 경우에는 실직발생일을 기점으로 하여 최초의 재취업까지 '완결된 실직기간'이거나 조사시점까지 미취업상태에 있는 '미완결 실직기간'으로 정의하였다.

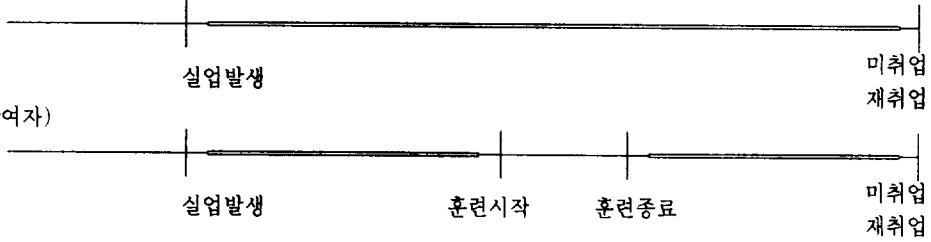
이러한 실직기간별로 동기(cohort)를 설정하여 실업자재취직훈련의 참여 여부별로 재

6) 익명의 논평자는 훈련기간 또한 실직기간에 포함하여야 한다고 지적하였다. 그러나 실업급여 등 다른 노동시장정책은 수급기간 동안 직장탐색을 촉진하는 것을 중요한 목적으로 하는 반면, 직업훈련은 당장의 직장탐색보다 미래를 위한 인적자원 투자를 보다 우선한다는 점에서 정책적 목적이 다르다고 판단된다. 또한 본 조사에서처럼 평가기간이 비교적 짧은 경우 훈련기간을 포함한 실직기간을 평가지표로 할 경우 훈련의 재취업 효과를 사실상 평가할 수 없게 된다.

7) 「1998 실업실태 및 복지욕구조사」를 이용하여 실업급여, 직업훈련, 공공근로 등의 실업대책이 실업탈출에 미치는 효과를 분석한 유태균(1999)에 따르면, 직업훈련 참여가 실업탈출 가능성을 하락시키는 것으로 보고하고 있다. 그러나 직업훈련 투자의 성과를 측정하기에는 평가시점이 이르며, 직업훈련 참여기간 동안 실질적인 구직활동을 하지 않는다는 사실을 고려하지 않았기 때문에 나타난 결과일 수 있다.

(그림 1) 실직기간의 정의

(미참여자)



주 : —이 실직기간임.

취업 성과를 <표 3>을 통해 살펴보자. (참여자의 경우) 훈련을 마치거나 (미참여자의 경우) 실직 이후의 매월 경제활동상태가 기간별로 제시되어 있다. 1998년 1월에 훈련을 마쳤을 경우 1999년 9월 현재까지 최대 20개월까지의 경제활동상태 추이를 파악할 수 있지만, 편의상 10개월 동안의 경제활동상태만을 제시하였다. 한편 훈련 참여자의 훈련전 평균 실직기간은 4.4개월이므로, 훈련 참여자의 훈련 수료 1개월 후 경제활동상태는 미참여자가 실직한 지 5개월 후의 경제활동상태와 대응된다.

<표 3> 실업자재취직훈련 참여 여부에 따른 경제활동상태의 추이

(단위 : 명, %)

참여자										
훈련종료후	1개월	2개월	3개월	4개월	5개월	6개월	7개월	8개월	9개월	10개월
취업	178	202	226	237	248	263	247	229	219	177
실업	486	441	401	363	325	293	256	227	183	133
비경활	266	239	230	230	228	211	198	174	166	133
전체	930	882	857	830	801	767	701	630	568	443
취업률	26.8	31.4	36.0	39.5	43.3	47.3	49.1	50.2	54.5	57.1
경활 참가율	71.4	72.9	73.2	72.3	71.5	72.5	71.8	72.4	70.8	70.0
미참여자										
실업발생후	1개월	2개월	3개월	4개월	5개월	6개월	7개월	8개월	9개월	10개월
취업	52	69	84	94	115	132	143	152	166	182
실업	499	485	471	456	434	410	391	377	353	328
비경활	246	243	242	247	248	254	262	268	278	278
전체	797	797	797	797	797	796	796	797	797	788
취업률	9.4	12.5	15.1	17.1	20.9	24.4	26.8	28.7	32.0	35.7
경활 참가율	69.1	69.5	69.6	69.0	68.9	68.1	67.1	66.4	65.1	64.7

주 : 5개월 간격으로 음영처리된 부분(cohort)끼리 비교.

대응되는 실직기간별 동기의 경제활동상태를 보면, 참여자는 미참여자에 비해 일관되게 취업률이 높은 것으로 나타난다. 참여자의 훈련 수료 1개월 후 취업률은 26.8%로서 미참여자의 실직 발생 5개월 후 취업률 20.9%에 비해 높으며, 이러한 취업률의 격차는 지속적으로 확대되어 참여자의 훈련 수료 6개월 후 취업률은 47.3%로 나타나, 미참여자의 실직 발생 10개월 후 취업률 35.7%에 비해 훨씬 높은 것으로 나타난다. 앞서 <표 2>에서 미참여자의 재취업률 경험률이나 현재 취업률이 참여자에 비해 높은 것은 장기적인 구직활동에 기인하는 것임을 유추할 수 있다.

또한 참여자는 미참여자에 비해 일관되게 경제활동참가율이 높다는 점도 주목된다. 즉, 훈련은 재취업성과와 함께 참여자의 노동시장에서의 이탈을 억제하여 경제활동참가 기회를 높이는 효과를 가지고 있음을 알 수 있다.

2. 분석방법

본 연구에서는 훈련 참여가 얼마나 신속하게 재취업으로 탈출시키려는가를 추정하기 위해 서로 다른 노동력 상태(state) 간의 이동확률과 그 결정요인을 분석하는 해자드모형(hazard model)을 사용한다. 조사시점에서의 미취업 경험자의 경우 실직기간은 불완전한 관찰치(incomplete spell)이다. 해자드모형에 의한 추정은 관측기간 동안 재취업이 이루어지지 않는 우측잘림현상(right censoring)이 존재하는 경우에도 일치성을 상실하지 않으므로써 통상 최소사승법에 의한 추정방법보다 우월한 특성을 가지고 있다.

해자드함수 $h(t)$ 는 어떤 사건(T)이 시점 t 까지 발생하지 않았다는 조건하에서 이 사건이 이 시점 t 에서 발생할 조건부 순간 탈출확률이다. 본 추정에서는 미취업상태가 지속되다가 취업으로 순간적인 이행을 하는 경우가 해자드에 해당한다.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t | T > t)}{\Delta t}$$

본 연구에서는 Cox 비례해자드 회귀분석 모형(Cox proportional hazards regression model)을 이용하여 해자드함수의 형태를 구체화하였다. X 라는 설명변수 벡터를 가지는 관측치의 t 에서의 해자드는 다음과 같이 표현된다.

$$h(t) = h_0(t) \exp(X' \beta)$$

이 때 $h_0(t)$ 는 설명변수와는 독립적인 시간 t 에서의 기본 해자드(baseline hazard)를 나타낸다. 따라서 Cox 모형에서는 매기에서의 해자드 변화가 기본 해자드에 결정되며, 설명변수 (x)는 그 크기와 β 의 값에 따라 단순히 기본 해자드를 증가하거나 감소시키는 역할을 한다. 우리는 Cox 모형을 통해 기본 해자드의 분포에 대한 함수를 가정하지 않고서도 설명변수가 해자드에 미치는 영향력의 크기를 추정할 수 있다.

이제 재취업으로의 탈출 가능성에 영향을 미치는 요인, 특히 본 연구의 관심인 훈련 참여의 효과를 추정하도록 한다.

3. 해자드 분석결과

실직기간을 종속변수로 하여 Cox 모형 추정시 사용된 설명변수의 값을 훈련 참여 여부 별로 제시한 것이 <표 4>이다. 앞서 지적한 것처럼, 실업자재취직훈련 참여자와 대응되는 미참여자 집단은 인적 특성의 뚜렷한 차이가 존재하므로 재취업으로의 탈출 해자드에 영향을 미칠 수 있는 다양한 특성을 계량적으로 통제하여야만 훈련이 재취업에 미치는 효과를 엄밀하게 추정할 수 있다.

설명변수로는 관측가능한 인적 특성과 실직 전 사업장의 특성, 비자발적 이직 여부, 실직중 평균 지역실업률 등을 사용하여 재취업 확률에 영향을 미칠 수 있는 잠재적 요인들을 통제하였다. 우선 연령, 학력 등의 인적자본 요소 및 가구주와의 관계 등은 의중임금 및 일자리 탐색강도를 반영한다. 그리고 근속, 산업, 직업, 대기업, 상용직 여부 등의 실직 전 사업장의 특성은 재취업탈출에 영향을 미칠 수 있는 숙련수준, 노동이동 행태의 차이를 반영한다. 그리고 실직중 평균 지역실업률은 노동시장의 수요조건 및 경기변동을 반영한다.

이러한 잠재적 요인들을 통제하여 추정하여 재취업 성과를 추정하는 훈련관련 변수로는 훈련 참여 여부, 훈련기간, 훈련직종, 훈련기관을 사용하였다. 훈련의 참여 여부 및 훈련기간 등은 단순히 훈련의 참여를 반영하는 것인 반면, 훈련직종 및 훈련기관 등은 실시하는 훈련의 내용 및 질적 수준, 훈련의 특성화 여부 등을 반영하는 것이다.

Cox 모형을 이용하여 실직근로자의 재취업 해자드에 영향을 미치는 변수들의 계수값을 추정한 결과가 <표 5>에 제시되어 있다.

〈표 4〉 재취업 해자드 추정의 변수 특성

변수명	전 체		참여자		미참여자	
	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차
〈종속변수〉						
실직기간(개월)	12.038	5.998	10.550	5.051	13.528	6.485
- 훈련전 실직기간(개월)			4.416	3.437		
- 훈련후 실직기간(개월)			6.134	4.546		
〈독립변수〉						
연령(세)	37.526	11.092	35.064	9.426	39.994	12.051
남성 더미	0.493	0.500	0.488	0.500	0.497	0.500
기혼 더미	0.698	0.459	0.651	0.476	0.745	0.435
가구주 더미	0.449	0.497	0.418	0.493	0.481	0.499
중졸 이하 더미	0.202	0.402	0.083	0.277	0.321	0.467
전문대졸 더미	0.130	0.336	0.156	0.363	0.103	0.305
대졸 이상 더미	0.206	0.404	0.260	0.439	0.152	0.359
전 직장 근속연수(개월)	90.547	90.315	94.782	91.598	86.303	88.859
전 직장 제조업 더미	0.506	0.500	0.463	0.498	0.549	0.497
전 직장 생산직 더미	0.378	0.485	0.260	0.439	0.496	0.500
전 직장 300인 이상 대기업 더미	0.437	0.496	0.483	0.500	0.391	0.488
전 직장 상용직 더미	0.958	0.199	0.959	0.198	0.957	0.200
비자발적 실직 더미	0.774	0.418	0.827	0.377	0.720	0.449
실직중 평균 지역실업률(%)	6.926	1.763	6.917	1.630	6.934	1.888
훈련 참여 더미	0.500	0.500	1.000			
훈련기간(개월)			4.294	2.441		
훈련직종 더미(정보통신)			0.277	0.447		
훈련직종 더미(서비스)			0.356	0.479		
훈련직종 더미(사무관리)			0.100	0.300		
훈련기관 더미(지정교육)			0.124	0.330		
훈련기관 더미(대학)			0.175	0.380		
훈련기관 더미(학원)			0.360	0.480		
표본수	1,810		906		904	

먼저 인적 특성을 보면, 연령은 재취업 확률에 음의 영향을 미치는 것으로 나타나, 연령이 증가할수록 의중임금이 높아 실직기간이 장기화되는 것으로 해석된다. 다른 조건을 통제한 상태에서 가구주는 다른 가구원에 비해 재취업 확률이 높게 나타난 결과는 가구주의 일자리 탐색의 강도가 비교적 높다는 기대와 부합한다. 성별로는 남성이 여성에 비해 재취업 확률이 높게 나타나, 재취업 가능성의 성별 격차를 보이고 있다. 학력별로 보면, 중졸

〈표 5〉 재취업 해자드 추정 결과

	모형 1	모형 2	모형 3
연령(log)	-0.998 (0.213)***	-1.009 (0.212)***	-0.997 (0.214)***
남성	0.568 (0.089)***	0.580 (0.089)***	0.549 (0.093)***
기혼	-0.443 (0.084)***	-0.442 (0.084)***	-0.435 (0.084)***
가구주	0.386 (0.098)***	0.388 (0.098)***	0.400 (0.099)***
중졸 이하	0.229 (0.125)*	0.229 (0.124)*	0.228 (0.125)*
전문대졸	0.104 (0.108)	0.111 (0.108)	0.095 (0.109)
대졸 이상	0.141 (0.098)	0.165 (0.097)*	0.131 (0.099)
전 직장 근속연수	-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***	-0.001 (0.000)***
전 직장 제조업	0.002 (0.074)	0.010 (0.074)	0.003 (0.074)
전 직장 생산직	0.193 (0.092)**	0.184 (0.092)**	0.206 (0.093)**
전 직장 대기업	-0.197 (0.076)**	-0.184 (0.076)**	-0.194 (0.077)**
전 직장 상용직	0.142 (0.178)	0.128 (0.177)	0.150 (0.178)
비자발적 실직	0.076 (0.086)	0.075 (0.086)	0.073 (0.086)
실직중 지역실업률	-0.053 (0.020)**	-0.049 (0.020)**	-0.053 (0.021)**
훈련 참여	0.280 (0.075)***		0.243 (0.119)**
훈련기간		0.054 (0.013)***	
훈련직종(정보통신)			0.163 (0.128)
훈련직종(서비스)			-0.028 (0.138)
훈련직종(사무관리)			0.094 (0.185)
훈련기관(지정교육)			-0.061 (0.167)
훈련기관(대학)			-0.001 (0.145)
훈련기관(학원)			0.001 (0.121)
-2 LOG L	7015.078	7014.302	7012.299
Chi-Square	275.164 ***	275.940 ***	277.943 ***
N	1,810	1,810	1,810

주: 1) 괄호 안의 수치는 표준오차임.

2) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

이하 실직자의 재취업 확률이 고졸자에 비해 높게 나타나는 반면, 전문대졸이나 대졸 이상의 실직자의 실직기간은 고졸자와 유의한 차이를 보이지 않고 있다. 이는 한편으로 저학력자의 의증임금이 낮아서 비교적 신속하게 재취업하는 반면, 고학력자의 경우 의증임금은 대량실업 시기에도 불구하고 제의임금보다 높은 수준을 유지하여 재취업에 애로를 겪고 있고 있음을 시사한다.

실직하게 된 직장의 특성의 영향을 보면, 실직한 직장에서의 근속연수는 미미하지만 재취업 확률에 음의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 장기근속자일수록 기업특수적인 숙련이

높을 가능성이 높아 직장(직업)전환이 용이하지 않음을 시사한다. 대기업에 종사했던 근로자들은 중소기업에서의 실직자에 비해 재취업 확률이 낮게 나타나, 과거의 안정된 지위를 유지하려는 기대가 재취업에 불리하게 영향을 미치고 있는 것으로 해석된다. 한편 상용직 여부는 재취업 확률에 유의한 영향을 미치고 있지 않은데, 이는 고용보험 적용범위가 1998년 10월에 1개월 이상의 임시근로자에게로 확대되었기 때문에 응답자의 대부분이 상용직이었기 때문으로 보인다.

한편 노동시장의 수요조건이나 경기변동을 반영하는 변수로서 포함한 실직 중 지역실업률은 유의하게 재취업에 불리하게 작용하는 것으로 나타난다. 실직기간 동안 실직자가 위치한 지역의 실업률이 높을수록 실직기간이 장기화되는 것은 통념에 부합한다.

이제 본 추정의 관심인 훈련이 재취업 확률에 미치는 효과를 살펴보자. 훈련의 참여 여부가 재취업 확률에 미치는 영향을 추정된 <모형 1>에서는 훈련 참여가 재취업 확률을 32.4%⁸⁾ 높이는 것으로 나타난다. 훈련 참여 여부 대신 훈련기간 변수를 대입한 <모형 2>에서는 훈련기간이 1개월 늘어날수록 재취업 확률이 5.6% 높아진다. 한편 <모형 3>에서는 훈련 참여 여부와 함께 훈련직종, 훈련기관 등의 훈련특성 변수들을 함께 추정하였다. 훈련 참여 여부는 여전히 재취업 확률에 양의 영향을 미치지만, 정보통신, 서비스, 사무관리 등의 3대 훈련직종의 재취업 확률이 다른 훈련직종에 비해 유의한 차이를 보이지 않으며, 지정교육훈련기관, 대학·전문대학, 학원 등의 재취업 확률이 공공훈련기관과도 유의한 차이를 보이지 않고 있다.

이상의 결과는 훈련 참여가 재취업 확률에 양의 영향을 미치지만, 훈련내용은 재취업 확률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 요약된다. 이러한 발견은 훈련의 효과에 대한 의문을 야기한다. 훈련 특성이 재취업 확률에 유의한 양의 영향을 미치지 못한다는 것은 취업능력 제고를 통한 재취업의 촉진이라는 원래의 목적을 제대로 달성하지 못하고 있음을 시사하기 때문이다. 다만, 훈련 참여자가 미참여자에 비해 재취업 확률이 높은 것은 실업

8) 비례 해자드 모형인 Cox 모형에서는 기본 해자드에 대한 실제 해자드의 비율 $h(t)/h_0(t)$ 로 정의되는 상대적 위험(relative risk)을 이용하여 독립변수의 영향력을 측정할 수 있다. 상대적 위험의 자연대수는 $X'\beta = \beta_1x_1 + \dots + \beta_kx_k$ 인데, 다른 모든 변수들을 일정하게 고정시킨 후 i 변화에 따른 상대적 위험의 변화는 $\frac{\beta_1x_1 + \dots + \beta_i(x_{i+1}) + \dots + \beta_kx_k}{\beta_1x_1 + \dots + \beta_i(x_i) + \dots + \beta_kx_k} = e^{\beta_i}$ 로 나타난다. 따라서 x_i 에서의 변화인 Δx_i 의 상대적 위험은 $e^{\beta_i \Delta x_i}$ 로 표현된다.

자 훈련이 사실상 실직자의 노동시장으로부터의 이탈을 억제함으로써 발생하는 제한적인 효과에 불과함을 시사한다⁹⁾.

4. 훈련관련 분야 재취업 성과

엄밀한 의미에서 훈련의 취업능력 제고 효과는 단순히 재취업 여부가 아닌 훈련과 관련된 분야로의 재취업에 의해 판단되어야 할 것이다. 이에 실업자재취직훈련 수료자가 수강한 훈련직종과 재취업한 훈련직종을 비교하여 훈련관련 분야로의 취업 여부를 판별하였다¹⁰⁾¹¹⁾.

〈표 6〉을 보면, 조사시점에서 실업자재취직훈련의 전체 재취업경험자 가운데 훈련직종과 동일한 분야로 재취업을 한 자는 102명에 그쳐, 전체 재취업경험자의 22.5%만이 훈련관련 분야로 재취업하였으며, 따라서 훈련관련 분야로의 재취업경험률은 11.2%에 불과하다.

〈표 6〉 실업자재취직훈련 참여자의 훈련 관련 분야 취업 여부

(단위 : 명, %)

	인 원	비 중
동일 분야	102	11.2
다른 분야	352	38.7
미 취 업	456	50.1
전 체	910	100.0

- 9) 준모수적인 방법을 통한 Cox 모형의 추정결과로부터 비모수적인 방법을 통해 실직기간별 누적해자드 함수를 훈련 참여 여부에 따라 계산할 수 있다(Allison, 1995: 165~173). 계산결과에 따르면, 실직 이후 4개월까지는 훈련 미참여자의 재취업 해자드가 상대적으로 높지만, 5개월부터 역전되어 훈련 참여자의 재취업 해자드가 상대적으로 더 높으며 그 격차는 지속적으로 확대되고 있다.
- 10) 훈련직종 구분은 노동부가 별도로 운영하고 있는 훈련직종분류표의 대부분류를 기준으로 한 것이다.
- 11) 익명의 논평자는 훈련과 관련된 분야로의 재취업 성과를 추정할 때에도 재취업 확률에 영향을 미칠 수 있는 잠재적인 요인들을 통제하여야 한다고 지적하였다. 그러나 훈련관련 분야 재취업 성과를 평가할 때 다출구 위험모형(competing risks model)을 통한 추정은 불가능하다. 훈련 참여자가 훈련 수료 후 발생할 수 있는 훈련관련 분야로의 취업, 훈련과 관련 없는 분야로의 취업 등 복수의 탈출경로에 대응하는 훈련 미참여자의 탈출경로를 설정할 수 없기 때문이다. 결국 단순히 비중만으로 제시된 '훈련내용과 재취업한 직업과의 관계'는 훈련의 실질적인 효과에 대해 제한적으로 해석되어야 한다.

이처럼 훈련을 받고 난 후 재취업을 하더라도 훈련과 연계가 미흡한 까닭은 훈련받은 분야의 노동시장 여건이 악화되어 불가피하게 다른 분야로 재취업하였기 때문이거나, 훈련이 취업능력 제고에 기여하지 못하였기 때문일 수 있다. 이에 조사에서는 “귀하가 받은 직업 훈련이 재취업(또는 창업) 능력을 높이는 데 얼마나 도움이 되었는가”를 질문하였다.

〈표 7〉에서 재취업을 경험한 응답자 가운데 자신이 받은 직업훈련이 도움이 되었다는 답변 비중은 46.3%인 반면, 훈련이 취업능력 제고에 도움이 되지 않았다는 답변이 과반수를 넘는 53.7%으로 조사되어, 훈련내용의 질을 높이는 한편 사전 상담기능을 강화하여 적합한 훈련 선택을 유도할 필요가 있음을 확인할 수 있다.

〈표 7〉 실업자재취직훈련의 취업능력 제고

(단위 : 명, %)

	인 원	비 중
많은 도움이 됨	39	10.0
약간 도움이 됨	142	36.3
별로 도움이 안됨	91	23.3
전혀 도움이 안됨	119	30.4
전 체	391	100.0

V. 요약과 결론

본 연구는 1998년 직업훈련을 받은 실업자와 받지 않은 실업자를 추적조사(follow-up survey)하여 직업훈련이 재취업에 미치는 영향을 준실험적 평가방법을 통해 추정하였다.

훈련의 성과에 영향을 미칠 수 있는 관찰된 요인들을 통제하여 훈련의 동태적인 재취업 성과를 추정한 결과에 따르면, 훈련 참여가 재취업 확률을 높이는 것으로 나타났다. 비록 특정 시점에서 측정된 훈련의 재취업률이 높지 않다고 하더라도, 훈련을 받지 않은 실업자들과 비교 분석함으로써 훈련을 받지 않았을 경우의 가상적인 결과와 대비한 훈련의 성과를 추정한 결과에 따르면, 훈련 실시는 실직기간을 단축하여 재취업 가능성을 유의하게 높이는 효과를 가지고 있는 것이다.

그러나 훈련 참여만이 아니라 훈련 내용을 포함하여 확장된 모형으로 추정한 결과에 따르면, 훈련 참여는 여전히 재취업 확률에 양의 영향을 미치지만 훈련직종 및 훈련기관 등의 훈련내용은 재취업 확률에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 이는 노동시장의 수요나 실직자의 요구를 감안하여 다양한 훈련과정이 개설되지 않고 있고, 훈련기관의 특성을 살린 훈련실시가 제대로 이루어지지 않기 때문에 능력개발·향상을 통한 재취업의 촉진이라는 직업훈련 본연의 목적이 달성되고 있지 못함을 시사한다. 그리고 훈련 참여 여부가 재취업을 촉진하는 효과 또한 실직자가 노동시장으로부터 이탈을 억제함으로써 발생하는 제한적인 효과에 불과함을 시사한다.

이러한 분석결과는 훈련 참여자의 재취업시 직업과 훈련내용과의 관계에서도 발견된다. 훈련 참여자가 훈련 연관 분야로 재취업한 비중은 전체 재취업경험자의 22.3%에 불과한 것으로 나타나, 취업능력의 제고를 통한 취업과의 연계성은 만족스럽지 못함을 보여주고 있는 것이다. 따라서 취업능력 제고를 통한 안정적인 일자리로의 재취업을 촉진하는 직업훈련 본연의 적극적인 노동시장정책의 역할을 담당하기 위해서는 훈련의 질을 높이기 위한 노력이 요청된다.

본 연구는 비교집단을 구성하여 추적조사를 수행함으로써 준실험적 평가방법을 통해 처음으로 훈련의 성과를 체계적으로 분석하였다는 점에서 의의가 있다.

그러나 훈련 투자의 성과가 비교적 장기에 걸쳐 이루어진다는 사실에 비추어 평가시점이 비교적 이르며, 또한 실업자재취직훈련을 내실화하기 위한 1999년 이후의 정책적 노력이 반영되어 있지 않다는 점에서 지속적인 평가가 이루어질 필요가 있다.

한편 본 연구의 한계는 다음과 같다.

첫째, 훈련의 성과를 엄밀하게 비교 분석하기 위해서는 가능한 한 대상집단과 비교집단의 특성의 차이가 적도록 비교집단을 구성하는 것이 핵심이라고 할 수 있다. 본 연구가 수행한 자료는 실직기간만을 고려하였기 때문에 인적 특성의 차이를 사후적으로 계량 모형을 통해 통제하여야 하는 부담이 있었다. 대상집단과 비교집단 간의 일대일 대응을 통해 사전적으로 인적 특성의 차이를 최대한 줄일 수 있는 조사가 요구된다.

둘째, 본 연구는 관찰하지 못한 이질적 특성(unobserved heterogeneity)에 따라 발생하는 표본선택편의(sample selection bias) 문제를 해결하지 못하였다. 성취동기, 근로의욕이 높을수록 훈련에 참여할 가능성이 높다고 하면, 훈련 참여자들은 훈련 참여 여부와 관계없이 훈련에 참여하지 않은 사람들보다 성과가 높을 것이다. 따라서 이를 고려하지 않을 경우 훈련의 효과는 과대평가될 수 있다. 이 문제의 해결은 추후의 과제로 남아 있다.

참 고 문 헌

- 강순희 · 이병희 · 김미란. 『직업능력개발사업의 성과분석』. 한국노동연구원, 2000.
- 류기철. 『실직근로자의 재취업 영향요인 분석』. 배무기 · 조우현 편저. 『한국의 노동경제 : 쟁점과 전망』. 경문사, 1999: 81-99.
- 유태균. 『IMF 이후 발생한 실업자의 실업탈피 가능성 결정요인에 관한 연구』. 『한국사회 복지학』 제39권, 1999: 210-237.
- 이병희. 『실업자재취직훈련의 평가』. 황덕순 · 이병희 · 이주희. 『실업실태 및 '98~'99 실업대책 효과분석』. 한국노동연구원 · 한국개발연구원, 2000.
- 이상준. 『실업자 직업훈련이 실업탈출에 미치는 효과 분석』. 미발표논문, 1999.
- 이지연. 『실업자의 직업훈련 이수 후 취업경로 분석』. 한국직업능력개발원, 1999.
- 최강식. 『노동시장정책의 평가방법에 대한 고찰』. 한국노동연구원, 2000.
- Allison, P. D. *Survival Analysis using the SAS System*. Gary, NC: SAS Institute Inc., 1995.
- Fay, R. G. *Enhancing the Effectiveness of Active Labor Market Policies: Evidence from Programme Evaluations in OECD Countries*. Labor Market and Social Policy Occasional Paper No. 18, Paris: OECD, 1996.
- Friedlander, D., D. H. Greenberg and P. K. Robins. "Evaluating Government Training Programs for the Economical Disadvantaged." *Journal of Economic Literature* 35 (December 1997) : 1809-1855.
- Grubb, W. N. and P. Ryan. *The Roles of Evaluation for Vocational Education and Training : Plain Talk on the Field of Dreams*. Geneva: ILO, 1999.
- Hujer, R., K. Maurer and M. Wellner. *The Impact of Training on Unemployment Duration in West Germany - Combining a discrete Hazard Rate Model with Matching techniques*. <http://www.wiwi.uni-frankfurt.de/professoren/empwifo>, 1997.

- Leigh, D. E. *Assisting Workers Displaced by Structural Change : An International Perspective*. Kalamazoo, MI: W. E. Upjohn Institute for Employment Research, 1995.
- OECD. "Active Labour Market Policies: Assessing Macroeconomic and Microeconomic Effects." *Employment Outlook*. Paris: OECD, 1993.
- Payne, J. C. Payne, S. Lissenburgh and M. Range. *Work-based Training and Job Prospects for the Unemployed: An Evaluation of Training for Work*. Research Report RR96, London: Department for Education and Employment, 1998.
- Schmid, G., J. O'Reilly and K. Schömann. *International Handbook of Labor Market Policy and Evaluation*. Cheltenham: Edward Elgar, 1996.

abstract

Quasi-Experimental Evaluation on the Impact of the Training for the Unemployed

Byung Hee Lee

In this study I am concerned with the impact of training for the unemployed on reemployment in Korea. The data is based on the survey that was conducted on those who participated in training programs in 1998 and those who did not. The matching criteria was the length of the spell of nonemployment that preceded entry to training programs. This data design allows to apply the quasi-experimental evaluation method.

My estimation results indicate that the participation in training raises the hazard rate into reemployment, but training characteristics such as training contents, agencies do not affect the hazard rate significantly. This results imply that training participation increases reemployment possibility by preventing withdrawal of participants from the labor market, but training programs make little contribution to improving skills.