

직업훈련의 취업 및 임금효과*

강순희** · 노홍성***

한국노동패널 데이터를 사용하여 Bivariate Logit 및 Heckman의 표본선택편의 모형(selection bias model) 분석을 해 본 결과, 과거의 직업훈련의 경험은 일반 전체에게 한국노동패널 조사시점 현재의 취업상태에 있을 가능성에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 직업훈련의 경험자들에게 국한시켜 볼 때 직업훈련을 공공기관에서 받거나 공공기관이 비용을 부담할 경우는 실망실업자를 실업자로 간주하고 독립변수에 산업더미를 포함시키는 경우와 그렇지 않은 경우가 다른 결과를 보여주고 있다. 즉 전자의 경우 공공부문에서 직업훈련을 받거나 비용을 부담하는 것이 취업 가능성에 영향을 못 주지만 후자의 경우는 공공기관에서 직업훈련을 받거나 비용을 부담하는 것이 민간부문에서보다 더 높은 취업 가능성을 가지고 있었다.

임금상승 효과는 전체적으로 볼 때 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 제조업과 서비스업에 각각 한정시켜 보았을 때는 직업훈련은 임금상승 효과가 없는 것으로 나타났고, 직업훈련기관이 공공부문인가 여부와 직업훈련의 비용을 공공부문이 부담하는가 여부도 임금상승에 별다른 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

— 주제어: 직업훈련, 취업효과, 임금상승효과, 표본편의모형, 직업훈련기관 —

* 투고일: 2000년 10월 26일, 심사일: 10월 27일, 심사완료일: 12월 20일.

* 좋은 지적을 해주신 익명의 심사자들에게 감사드린다. 그러나 이 논문의 오류는 전적으로 필자들의 책임임을 밝혀 둔다.

** 강순희 한국노동연구원 연구위원

*** 노홍성 평택대 국제통상학부교수

I. 서 론

1. 문제의 제기

직업훈련은 1994년 '고용증진을 위한 세계정상 회담(Job Summit)'에 모인 대표들이 일자리 부족을 해결할 수 있는 강력한 수단이라는 데 의견을 모으면서 세계적으로 더욱 큰 관심을 받게 되었다. 우리나라에서는 외환위기 이후 사상 초유의 대량실업에 대응하여 1998년 3월에 정부가 실업문제의 해결을 위한 종합대책을 발표하면서 직업훈련이 실업대책의 하나의 근간으로 자리잡게 되었다. 정부는 1998년에 직업훈련에 7,377억원을 투입하여 36만여명의 실업자에게 훈련을 제공하였고, 1999년에는 다소 감소하기는 하였으나 총실업예산의 6.3%인 5,832억원을 투입하여 39만명이 직업훈련에 참가하였다. 이러한 직업훈련의 규모는 외환위기 직전인 1997년 한 해 동안 전체 직업훈련 이수자가 42,000명에 불과하였다는 사실에 비추어볼 때 연간 무려 9배 가까이 증가된 것이다. 이제 직업훈련 투자는 적극적인 실업대책으로서 뿐만 아니라 도래하는 지식기반경제하에서 지식의 창출, 확산, 활용 각 단계를 주도할 인력양성대책으로서도 그 중요성을 더하고 있다.

그러나 근간에 이와 같이 대규모로 이루어지고 있는 직업훈련의 효과에 대한 분석은 매우 미진한 상태에 머물러 있다. 특히 주요 선진국에서 주로 이루어져 왔던 직업훈련의 취업이나 취업시 임금상승에 대한 효과 등의 경제적 성과에 대한 분석은 상당히 부족하다. 이는 외환위기 이전까지는 직업훈련의 규모가 미미하여 직업훈련의 내실화 또는 효율화를 요구하기 위한 직업훈련의 효과에 대한 실증분석의 필요성이 크게 대두되지 않았으며, 또한 관련 데이터의 부족과 적정한 평가도구나 제도가 미흡한 데서 비롯된 것으로 볼 수 있다. 물론 아직도 최근에야 대대적으로 실시된 직업훈련의 효과를 분석하기에는 시기적으로나 자료면에서 충분한 것은 아니지만, 그간의 직업훈련 프로그램이 취업이나 소득에 미치는 효과에 대한 객관적인 분석과 평가는 어떠한 방식으로든 이루어져야 한다.

직업훈련이 취업이나 취업시 임금상승에 어떠한 영향을 미치는가를 파악하기 위해서는 일정기간 동안 직업훈련을 받고 나서 얼마의 임금을 받고 취업으로 연결되었는지를 알아낼

수 있는 패널데이터의 이용이 필수적이다. 이러한 측면에서 「한국노동패널데이터」는 과거에 실시된 직업훈련이 취업 및 소득 증가에 어떠한 영향을 주었는지를 분석하는 데 유용한 자료가 된다. 본 연구에서는 이 데이터에 기초하여 회귀분석을 함으로써 직업훈련을 받은 경험이 취업과 임금상승률에 어떠한 영향을 미치는지를 고찰하고자 한다. 특히 직업훈련의 주요 대상인 고졸자들에 대해서도 분석을 해 보았다. 아울러 앞으로 우리나라 직업훈련의 방향설정과 관련하여 민간부문과 공공부문의 훈련 중 어느 것이 취업에 더 효과적이었는지를 검증해 본다. 이는 직업훈련에 있어서 내실화 및 효율성 제고방안, 그리고 공공과 민간의 역할분담과 관련하여 중요한 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다.

2. 기존 연구의 검토

직업훈련의 취업 및 임금에 미치는 효과에 대한 연구는 그간 학술적으로 주로 미국과 영국에서 많이 이루어졌는데, 이는 대부분 인적자본 모형에 기초한 것이다. 최근에는 공적 프로그램으로서 직업훈련이 확대되면서 이에 대한 적정한 평가의 중요성이 부각되었고 이에 따라 공적 프로그램의 비용효과 제고를 위하여 OECD 등 국제기구나 주요 선진국에서도 이러한 프로그램에 대한 평가작업이 활발히 이루어지고 있다¹⁾.

Ashenfelter(1978)는 최초로 미국의 CETA(the Comprehensive Employment and Training Act) 훈련자들을 대상으로 직업훈련을 받은 사람들의 훈련 전과 훈련 후의 연간소득을 비교해 봤을 때 훈련을 받은 후에 약 300~1,500달러 더 높다고 추정하였다. 그러나 이 연구는 직업훈련의 참가자들은 자기향상을 위해서 적극적으로 훈련에 참가하게 된 '동기유발된' 사람들인데 이를 고려해 넣지 않아서 자기선택(self-selection)의 문제를 가지고 있다는 점이 비판되었다. 즉 Ashenfelter(1978)의 연구는 일반화시킬 수 있는 표본에 기초하고 있지 않기 때문에 직업훈련의 효과를 과대 추정했다는 것이다. 이 문제를 해결하기 위해서 미국의 많은 문헌들은 표본선택편의(selection-bias)를 해결하기 위한 기술적인 연구에 집중하였다. Lalonde(1986)는 이를 해결하기 위해서 물리학적 실험방법과 비슷한 새로운 평가방법을 사용하였다. 이 실험에서는 잠재적인 직업훈련자를

1) 직업훈련의 소득, 취업 등 미시적 효과에 대한 평가방법으로는 크게 참여자 설문조사, 참여 전후 비교방법, 비교집단 평가방법, 계량경제학적 분석, 실험적 방법 등으로 나눌 수 있는데 각각의 방법에 대한 설명과 장단점은 Leigh(1990), Hasan, Abrar(1991), W. Norton and Paul Ryan(1999), 그리고 강순희·이병희·김미란(1999)을 참고.

‘훈련을 받는 그룹(treatment group)’과 ‘훈련을 받지 않는 그룹(control group)’으로 무작위로 배정하였다. 그리고 ‘훈련을 받는 그룹’의 소득과 ‘훈련을 받지 않는 그룹’의 소득 격차를 직업훈련의 영향으로 추정하였다. 그러나 이러한 실험적 분석방법(experimental methods)이 표본선택편의(selection-bias)를 완전히 해결한 것은 아니라는 비판을 Heckman and Hotz(1989)으로부터 여전히 받고 있다. 왜냐하면 당초 훈련을 받고자 하는 사람들만이 ‘훈련을 받는 그룹’에 머물러 훈련을 받고, 그렇지 않은 사람은 종도 이탈할 가능성이 높기 때문에 여전히 표본선택편의는 존재한다는 것이다. 미국의 경우만으로 볼 때, 실험적 방법에 의해서 직업훈련의 임금효과 혹은 소득효과를 정밀하게 추정하려는 노력이 두드러진 것은 사실이나 그렇다고 비실험적 방법(non-experimental method)이 완전히 무시되어 온 것은 아니다. 왜냐하면 많은 훈련들이 실험적 디자인에 기초한 평가가 불가능하거나 또한 가능하다 하더라도 비용과 시간이 너무 많이 소요되기 때문이다. 미국의 직업훈련에 대한 연구결과는 전반적으로 볼 때 경제적으로 취약한(disadvantaged) 성인 여자와 고령 노동력계층에게는 직업훈련이 긍정적인 효과를 갖는 것으로 나타나고 있다.

Dolton, Makepeace and Treble(1994)²⁾은 Multinomial Logit을 사용하여 일반적인 데이터에 기초한 연구를 통해서 영국의 YTS(Youth Training Scheme)의 도제훈련자(apprentice)와 현장외 훈련(Off-the-Job Training)이 소득에 미치는 효과를 연구하였다. 현장외 훈련은 3% 이상의 소득 증가를 가져왔으나 이 당시 영국에서 실시된 YTS 훈련이 4% 이상의 소득 감소를 가져온 것으로 나타났다. 그리고 이들의 연구도 미국의 연구와 부분적으로 비슷하게 직업훈련이 여자의 소득에 약간의 양(+)의 효과를 갖지만 남자에게는 음(-)의 효과를 갖는 것으로 나타나고 있다. Koning(1991)은 네덜란드의 데이터를 사용하여 직업훈련이 생산성을 증가시키는 효과는 작다고 분석하였다. 그에 의하면 훈련비를 2배 증가시켰을 때 생산성은 10% 정도만 증가한다고 분석하였다. Lynch(1992)는 미국의 NLSY(National Longitudinal Survey Youth) 데이터를 사용하여 고졸 이하의 청소년을 분석하여 민간부문의 훈련이 약 70%의 청소년의 임금결정과 임금상승률에 양(+)의 영향을 주고 있음을 밝혀 냈다.

직업훈련의 효과에 대한 분석은 모델 형태(model specification)나 분석방법 그리고

2) 자세한 것은 Dolton, Peter J., Makepeace, Gerry H. and Treble, John G. "Measuring the Effects of Training the Youth Cohort Study." In McNabb, Robert and Whitfield, Keith, eds. *The Market for Training*을 참고할 것.

데이터가 Lalonde식으로 실험적(experimental)이냐 혹은 비실험적이냐에 따라 민감하게 다른 결과가 나와서 아직까지도 의견의 일치를 보지 못하고 있는 면이 많다. 그래서 Barnow(1987)는 연구를 수행한 후에 “의심 외에는 배운 것이 없다”고까지 말하고 있다³⁾.

국내적으로는 김병숙 외(1998)는 1998년에 전국적으로 3차에 걸쳐서 직업훈련생들에 대한 설문조사를 통해서 직업훈련의 특징과 문제점을 분석하고 있다. 이 연구는 훈련수요자가 요구하는 직업훈련 프로그램의 일치, 직업훈련과 직업안정과의 연계체제, 실업자재취직훈련의 문제점 분석을 토대로 실업자 직업훈련이 나아가야 할 방향을 제시하는 것을 주 목적으로 하고 있다. 이선(1998)은 직업훈련은 장기실업자를 노동시장으로 이끄는 효과와 근로자 간의 형평성을 제고시키는 데에 효과가 있다는 주장을 하고 있다. 강순희 외(1999)는 1998년에 훈련을 이수한 1,070명에 대한 설문조사를 기초로 하여 실업자 직업훈련의 대상 설정의 적절성, 희망직종과 훈련직종의 일치성, 훈련수당의 소득보전 효과, 직업훈련 예산의 효율성 등의 측면을 분석하고 있다. 또한 강순희·이병희·김미란(2000)에서는 실업자재취직훈련 이수자 1,240명을 대상으로 한 추적조사를 통하여 훈련과 취업의 연계성이 낮으며, 취업이 된 경우에도 취업의 내용이나 질이 만족스럽지 못함을 밝히고 있다. 체계적인 직업훈련의 성과분석을 시도한 작업은 이병희의 논문(황덕순·이병희·이주희(2000), Kang and Lee(2000))인데, 여기에서는 직업훈련을 받은 실업자와 직업훈련을 받지 않은 실업자를 각 1,000명씩 추적조사한 후 비교평가하여 직업훈련이 취업성과를 높일 뿐만 아니라 실업자를 노동시장에서 이탈하는 것을 억제하고, 훈련관련 분야로의 재취업률이 낮기는 하지만 취업의 질을 다소 높이는 효과가 있다는 결론을 도출하고 있다.

3) 이 이외에 직업훈련의 평가에 대한 최근의 보고서는 한국산업인력공단 번역 자료로 발간된 Lawrence Kats와 Alan Kreuger(1995), GAO와 Job Corps(1995, 1996) 등이 있는데, 여기에서도 직업훈련의 효과는 계층마다 차이가 있는데, 대체로 여자의 경우 효과가 분명한 것으로 나타나고 있다.

II. 분석방법 및 자료

1. 분석모형: Heckman의 표본선택편의모형

본 연구는 직업훈련의 임금효과를 고찰하기 위해 Heckman(1979)의 표본선택편의 모형을 사용하였다. Heckman의 논문에 의하면 임금함수의 추정에 있어서 관측되는 임금만을 가지고 임금함수를 추정할 경우 심각한 편의(bias)가 존재한다. 왜냐하면 임금수준은 주어진 제시임금 분포(wage offer distribution)하에서 직장탐색자의 의중임금(reservation wage)보다 제시임금(offered wage)이 높을 때에만 관측이 가능하기 때문이다. 이로 인해서 계량분석적으로 모집단의 임금함수를 추정하는 데 있어서 관측되지 않은 임금 수준을 0으로 처리하고, 관측된 근로자의 표본만을 사용할 경우는 임금함수는 편의를 갖는다. 이는 표본선택의 룰(rule)로 인해서 임금함수의 오차항의 평균이 0이 되지 않기 때문이다. 본 연구와 관련하여 표본선택의 룰은 의중임금과 제시임금의 비교에 의한 노동시장에의 참여의 결정이다. 이것은 임금함수와 노동시장 참여결정식에 의해서 아래와 같이 수식으로 설명할 수 있다. 구체적으로 임금함수와 노동시장 참여결정식을 다음과 같이 정의 한다.

$$\text{임금함수} : \ln W_1 = X_1 \beta_1 + \nu_1 \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{노동시장} : Y_2 &= X_2 \beta_2 + \nu_2 \\ \text{참여결정식} \end{aligned} \quad (2)$$

두 식에서 ν_1 과 ν_2 는 2변량 정규분포를 가지며 기대치는 0, 분산은 각각 σ_1^2 과 σ_2^2 을 갖고 상관계수는 σ_{12} 를 갖는다. 임금함수와 노동시장 참여결정식은 성별, 연령, 교육, 경험, 그리고 직업훈련과 같은 인적 및 인적자본 변수와 비임금소득, 산업더미 변수 등과 같은 사회경제적 변수에 의해서 영향을 받는다. 여기서 OLS 추정을 적용하면 식(1)은 $E(\ln W_1 | X_1) = X_1 \beta_1$ 이 되어야 하지만 식(2)에 의해서 표본선택이 영향을 받으므로 $E(\ln W_1 | X_1) = X_1 \beta_1 + E(\nu_1 | \nu_2 \geq -X_2 \beta_2)$ 이 된다. 그리고 $E(\nu_1 | \nu_2 \geq -X_2 \beta_2) = \sigma_{12} \cdot$

λ / σ_2 이 된다. 여기서 λ (Inverse Mill's Ratio) = $\varphi(z)/\Phi(-z)$, $z = -X_2\beta_2/\sigma_2$ 이다.

본 연구의 임금함수 추정과 관련하여 보면 문제는 $E[v_1 | v_2 \geq -X_2\beta_2] \neq 0$ 이다. 본 연구는 이 문제를 해결하기 위해서 Heckman의 증명에 따라서 λ (Inverse Mill's Ratio)를 Probit 모형의 추정을 통하여 임금함수에 추가하여 추정함으로써 표본의 편의를 해소하고 추정의 일관성(consistency)을 기하였다. 따라서 본 연구는 임금함수와 관련해서 $\ln W_1 = X_1\beta_1 + \delta_1\lambda + \xi$ 을 추정하였다. 이 외에 직업훈련의 취업 효과를 추정하기 위해서는 질적 분석에서 많이 사용되는 Bivariate Logit 모형을 사용하였다.

2. 자료 및 제한점

제1차 「한국노동패널데이터」는 1998년 6월부터 동년 10월까지의 5,000가구 및 각 가구의 13,000여명의 노동가능인구를 대상으로 경제활동 관련 변수와 직업훈련, 정규교육 수준 이외에 인구학적인 배경 변수 등에 대해서 설문조사한 자료이다. 본 연구에서 사용된 데이터는 첫 번째 패널조사이기 때문에 패널조사로서의 취지를 살리고자 응답자의 만 15세 이후의 경력은 회고적으로 조사되어 있다. 본 연구에서는 개인별 데이터와 가구 데이터를 통합(merge)하여 분석에 사용하였다. 집단의식이 강한 우리나라에서는 가구적인 특성이 개인의 노동공급을 포함한 경제행위에 영향을 많이 미친다고 보기 때문이다.

그리고 남자와 여자의 노동시장 참여형태가 다른 면을 고려하여 전체 이외로 남자와 여자를 분리하여 분석하였으며, 또한 우리나라에서 직업훈련의 주요 대상이 되어 왔던 인문계 고졸자들을 구분된 표본으로 하여 분석해 보았다. 분석에 사용된 표본은 취업자, 그리고 미취업자는 실업자와 비경제활동인구 중 실망노동자(discouraged worker)⁴⁾를 대상으로 하였는데, 취업 효과를 인구학적 특성별로 더 분명하고 구체적으로 보기 위하여 남녀별, 고등학교 졸업자별로 구분하여 분석하였으며, 취업자는 임금근로자로만 제한하였다⁵⁾.

4) 비경제활동자 중에 구직을 안하는 이유가 (1) '일자리가 없을 것이라고 여겨져서', (2) '일자리를 찾을 수 없어 포기함'으로 대답한 사람들을 실망노동자로 간주하였다. 이에 해당하는 사람들이 「한국노동패널데이터」의 비경제활동자들의 49% 정도에 이르고 있다.

5) 이러한 표본의 조작은 자료의 제한 속에서 설명력을 높여 보려는 시도로서 한국노동경제학회 월례토론회(2000년 9월)에서 제기된 의견을 수용한 것이다. 유익한 토론과 코멘트를 해주신 노동경제학회 회원들에게 감사드린다.

직업훈련의 취업에의 효과와 관련한 분석에 있어서 데이터상의 상당한 제한점이 있었음을 언급하지 않을 수 없다. 직업훈련이 취업에 미치는 효과를 제대로 분석하기 위해서는 직업훈련의 시작 및 수료 시점과 취업의 시점이 정확히 조사되어서 직업훈련 이수 후에 취업의 가능성이 얼마나 높아지는가를 추정할 수 있어야 한다. 그러나 한국노동패널 1차년도 조사에서는 직업훈련 이수의 시작과 종료 시점에 대한 항목이 포함되어 있지 않아서 직업훈련이 취업에 미치는 효과를 정확히 추정할 수 없다. 따라서 본 연구의 회귀분석에서는 단지 조사 시점에 직업훈련을 이수하였거나 이수중인 자가설문 조사일 현재 취업상태에 있을 확률에 어떠한 영향을 미치는지를 추정하는 것으로 만족해야 하였다.

또한 훈련의 임금효과를 제대로 분석하기 위하여는 직업훈련 이전 및 이후의 소득수준에 대한 정보가 있어야 하는데, 이 역시 자료의 제약으로 불가능하였다. 따라서 취업자의 현재 소득 또는 임금수준만을 가지고 훈련의 임금효과를 추정하는 데 만족할 수밖에 없었다. 그 외에 설문문항에 무응답이 많고 직업훈련에 참여한 사람들의 표본수가 적은 것도 의미 있는 분석을 어렵게 하는 요인이 되고 있다.

III. 직업훈련이 취업 및 임금에 미치는 효과

앞에서 살펴본 바와 같이 선진국에서 주로 이루어진 직업훈련의 취업 및 임금에의 미시적 효과분석 결과는 대체적으로 효과의 크기가 작고 효과도 특정 그룹에만 부분적으로 나타나고 있음을 보이고 있다. 많은 이론적 분석은 인적자본 모형에 그 기초를 두고 있는데, Mincer(1974)는 “인적자본의 모형에 현장훈련 변수(On-The-Job Training)를 추가하면 임금변화의 설명력이 1/2 내지 2/3이 증가될 수 있다”고 하였다. 본 연구에서도 인적자본 모형에 직업훈련 변수를 추가하여 우리나라에서 직업훈련을 통한 숙련형성이 취업 및 임금에 어떠한 영향을 미치는지를 고찰하고자 한다. 자료상 여전히 조사항목의 제약이 있기는 하나, 자료를 일정한 기준에 따라 범주화하고 부분 표본을 만들어 취업에 미치는 효과는 Bivariate Logit 분석을, 그리고 임금에 미치는 효과는 Heckman식 임금함수 추정법을 사용한다. 회귀분석에 관련된 독립변수로는 <표 1>에 나타난 바와 같이 직업훈련 참여더미 변수, 직업훈련기간, 경제사회적 변수, 인적특성 변수, 직업훈련기관더미 변수

및 직업훈련비용부담더미 변수, 산업더미 변수를 사용하였다. 여기서 특기할 것은 직업훈련 공급유형을 케인지언을 추종하는 '정부주도 모형'과 '자유지원 모형'이나 '기업 모형'과⁶⁾ 같이 시장원리에 의해서 공급되는 유형으로 구분해서 취업에의 효과의 차이를 보고자 직업훈련장소더미(PLACE)와 직업훈련부담더미(TRAFE) 변수를 설정하였다. 이는 직업훈련의 '정부 실패'와 '시장 실패' 중에 어느 것이 취업의 효율성 측면에서 더 많은 문제를 가지고 있는지를 파악해 보고자 한 것이다. 이외에 사용된 AGE2, CARMON2, EDU2 변수는 AGE, CARMON, EDU를 각각 제곱하여 만든 변수이다.

1. 취업에 미치는 효과

가. 직업훈련 참여의 취업효과

본 연구에서 일차적 관심의 대상이 되는 직업훈련의 경험(TRAIN)이 취업 가능성에 미치는 영향은 <표 2>에서 보는 바와 같이 전체적으로는 취업에 긍정적인 효과가 있는 것으로 나타났다. 그러나 표본을 직업훈련의 주요 참가자인 고졸자들과 남자와 여자로 구분하였을 때는 뚜렷한 효과를 나타내고 있지 않은 것으로 나타났다. 특히 직업훈련의 주요 참가자들인 고졸자들은 직업훈련을 통해서 취업 가능성을 높이지 못하는 것으로 나타났다. 이는 직업훈련 시점을 통제할 수 없어 이수한 직업훈련이 현재의 취업과의 관련성을 확인할 수 없는 데이터상의 한계가 있으나, 전체적으로 볼 때 취업대책으로서 직업훈련정책에 대한 긍정성을 확인하는 증거가 될 수 있다고 본다. 이는 흔히 인적자본 모형에서 주장되는 것과 같은 추정결과이다. 그러나 직업훈련의 경험(TRAIN) 대신에 직업훈련장소더미(PLACE)나 직업훈련비부담더미(TRAFE)를 사용하였을 때는 전통적인 유의수준에서는 긍정적인 효과를 미치지 못하고 있다. 이는 직업훈련장소(PLACE)나 직업훈련비부담(TRAFE)에 대한 설문의 응답자가 직업훈련 참가자의 약 1/3 정도밖에 되지 않는 데이터 부족과도 관련이 있다고 본다⁷⁾. 직업훈련의 취업효과를 남자와 여자로 나누어 분석하였을 때에도 결과는 남자와 여자 모두에게 유사하게 나타난다. 다른 인적자본변수인 근무경력변수(CARMON)를 2차함수의 형태로 넣었을 경우, 고졸자 모형 (1)을 제외하고는 근무경

6) 자세한 것은 노홍성(1998)을 참고할 것.

7) 이외에도 직업훈련 변수 대신에 직업훈련기간을 분석에 사용해 보았으나 유의성은 없었다.

(표 1) 변수 정의

변수명	변 수 설 명	단위	전체		남녀/인문계 고졸 구분시	
			평균	분산	평균	분산
AGE	연령	년	39.2	16.2	37.9	16.8
EDU	학력년수 무학=0, 초등(중퇴 또는 재학=3, 졸업=6), 중등(중퇴 또는 재학=7.5, 졸업=9), 고등(중퇴 또는 재학 = 10.5 졸업=12), 전문대(중퇴 또는 재학 = 13 졸업=14), 대학(중퇴 또는 재학=15 졸업 = 16), 대학원(중퇴 또는 재학=17 졸업=18), 박사(중퇴 또는 재학=19 졸업=20)	년	10.7	4.2	10.9	4.2
SEX	성별(남자 = 1, 여자= 0)					
WAGE	취업자 월평균 임금 또는 소득	만원	48.2	81.5	-	-
TRAIN	직업훈련 참가 여부(참가 = 1, 불참 = 0)					
CARMON	경력월수(조사시점을 1998년 9월로 두고 계산, 현재 직장과 바로 그 이전의 직장에 관한 변수만을 합쳐서 계산)	개월	49.3	92.6	44.4	108.6
MARRY	결혼 여부(결혼 = 1, 미혼 =0)					
REAL	월 가계 비근로소득	만원	10.5	41.2	11.1	40.8
PLACE	직업훈련 교육장소 더미변수 (사설학원, 인정직업훈련원, 사업내 직업훈련기관, 대학 또는 전문대학 부설기관=1, 공공직업훈련기관=0)					
TRAFFE	직업훈련비용 부담더미변수 (가족, 친지, 기업=1, 정부=0)					
HIGHSCH	인문계 더미(인문계 = 1, 실업계 = 0)		-	-	0.53	
INDUS1	제조업 더미(제조업 = 1, 기타 =0)		-	-	0.35	
INDUS2	도소매·숙박·음식업 더미(도소매 등 = 1, 기타 =0)		-	-	0.24	
INDUS3	운수·금융·부동산임대·서비스업 더미(운수 등 = 1, 기타 =0)		-	-	0.13	
INDUS4	공공행정·교육·보건사회복지·기타서비스 더미(공공 행정 등 = 1, 기타 =0)		-	-	0.12	
INDUSET	농업·어업·광업 등 기타					
λ	The Inverse of Mill's Ratio					

주 : 무응답의 경우는 0으로 하여 평균을 계산함.

〈표 2〉 직업훈련의 취업에 대한 logit분석(전체, 고졸자)

변수	전 체			고 졸 자		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
INTERCEP	-4.5645*** (0.3882)	-4.4589*** (0.3996)	-4.4832*** (0.3990)	-4.7996*** (0.5334)	-4.6990*** (0.5451)	-4.7323*** (0.5450)
AGE	0.2494*** (0.0187)	0.2495*** (0.0187)	0.2495*** (0.0187)	0.2682*** (0.0312)	0.2686*** (0.0312)	0.2687*** (0.0312)
AGE2	-0.0027*** (0.0002)	-0.0027*** (0.0002)	-0.0027*** (0.00022)	-0.0030*** (0.0004)	-0.0030*** (0.0004)	-0.0030*** (0.0004)
MARRY	-0.0336 (0.1078)	-0.0369 (0.1079)	-0.0385 (0.1078)	-0.3537** (0.1569)	-0.3582** (0.1569)	-0.3614** (0.1569)
CARMON	0.0019*** (0.00009)	0.00186*** (0.00009)	0.0019*** (0.00009)	-0.0019*** (0.0001)	0.0019*** (0.00014)	0.0018*** (0.0001)
CARMON2	-0.00002*** (0.000002)	-0.00002*** (0.000001)	-0.00002*** (0.000002)	-0.00003*** (0.000004)	-0.00003*** (0.000004)	-0.00003*** (0.000004)
EDU	-0.0692* (0.0358)	-0.0678* (0.0358)	-0.0674* (0.0358)	-	-	-
EDU2	0.0046*** (0.0017)	0.0045*** (0.0017)	0.0045*** (0.0017)	-	-	-
SEX	0.7036*** (0.0664)	0.7035*** (0.0664)	0.7038*** (0.0664)	0.8744*** (0.1014)	0.8727*** (0.1014)	0.8721*** (0.1014)
REAL	-0.0053*** (0.0011)	-0.0053*** (0.0011)	-0.0053*** (0.0011)	-0.0098*** (0.0022)	-0.0098*** (0.0022)	-0.0098*** (0.0022)
TRAIN	0.2042** (0.1042)	-	-	0.1802 (0.1451)	-	-
PLACE	-	0.0001 (0.0001)	-	-	0.0001 (0.0001)	-
TRAFFE	-	-	0.00008 (0.0001)	-	-	0.00005 (0.0001)
INDUS1	0.1050* (0.0611)	0.1038* (0.0611)	0.1035* (0.0611)	0.1672* (0.0918)	0.1646* (0.0917)	0.1637* (0.0918)
INDUS2	-0.1148* (0.0670)	-0.1149* (0.0670)	-0.1153* (0.0670)	-0.0620 (0.0982)	-0.0621 (0.0982)	-0.0629 (0.0982)
INDUS3	0.1358 (0.0867)	0.1357 (0.0867)	0.1349 (0.0867)	0.2622** (0.1284)	0.2596** (0.1284)	0.2576** (0.1283)
INDUS4	0.1414 (0.0929)	0.1450 (0.0929)	0.1468 (0.0928)	-0.0639 (0.1542)	-0.0558 (0.1542)	-0.0513 (0.1541)
INDUSET	-0.2693*** (0.0801)	-0.2715*** (0.0801)	-0.2719*** (0.0801)	-0.3055** (0.1301)	-0.3083** (0.1300)	-0.3091** (0.1300)
N	6,054	6,054	6,054	2,542	2,542	2,542
χ^2	1410.13 P<0.00001	1407.22 P<0.00001	1406.81 P<0.00001	538.53 P<0.00001	537.37 P<0.00001	538.03 P<0.00001

주 : 1) ()안의 숫자는 표준편차임.

2) *** : 유의수준 1%, ** : 유의수준 5%, * : 유의수준 10%에서 유의한 결과임.

력 변수는 임금함수에서 전통적으로 관측되어 온 바와 같이 나이 변수(AGE)와 더불어 역U자의 형태의 뚜렷한 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 그러나 교육 변수(EDU)는⁸⁾ 〈표 3〉이 나타내는 바와 같이 남자와 여자에 있어서 서로 다른 형태의 영향을 미치고 있다. 즉 남자에게는 전통적인 역U자의 영향을 미치고 있으나 여자에게는 U자 형태의 영향을 미치고 있다. 이는 남자는 학력이 높을수록 노동시장의 참여가 높아지다가 장년기에 절정에 달한 후 감소하는 결과는 대조적으로, 여자는 육아와 가사 등으로 학력이 높을수록 노동시장의 참여가 감소하다가 장년기에 최저를 이루고 그 후에 증가하고 있음을 나타내는 것으로 볼 수 있다.

「한국노동패널데이터」에 나타난 직업훈련 참가자들의 학력분포를 보면 고졸자들이 전체의 53%로 가장 높게 나타나고 있다⁹⁾. 그리고 고졸자의 54%는 인문계로 모든 실업계 출신자들의 합계보다 높다. 일반적으로 직업교육을 주로 하는 실업계 고등학교와는 달리 상급학교 진학을 주목적으로 한 인문계 고등학교에서 상급학교 진학에 실패한 졸업자들을 대상으로 한 직업훈련은 많은 나라에서 공공훈련의 주된 대상이 되어 왔다. 우리나라의 경우도 예외가 아니기에 이들의 직업훈련 효과는 주요 관심사일 수 있다. 〈표 2〉의 고졸자들에 대한 분석은 노동시장의 열위자들인 이들에게 직업훈련의 경험은 이들의 취업 가능성을 높이지 못하는 것으로 나타나고 있다. 고졸자들에게 직업훈련은 양(+)의 영향을 미치고 있으나 유의성이 높지 않다. 이는 대학에 진학하지 못하는 비숙련 고졸자의 직업훈련을 통한 취업이 미흡한 상태임을 의미하는 것이다. 인문계 졸업자들만을 대상으로 하여 분석하여 보아도 비슷한 결과를 나타냈다.

본 연구에서 사용한 데이터의 조사는 1998년 이전의 경험을 대상으로 하고 있으며, 분석대상 중 외환위기 이후에 실시된 직업훈련에 참가한 것으로 보이는 직업훈련에 참가한 사람은 직업훈련 경험자 중에 8% 정도에 불과하다. 따라서 이러한 분석의 결과를 외환위기 이후에 대대적으로 실시한 직업훈련의 취업효과에 그대로 적용하기에는 한계가 있을 것으로 생각된다.

8) 직업훈련 경험자들의 학력분포를 보면 중학교 이하 16%, 고등학교 52.9%, 전문대·대학교 28.8%, 대학원 이상 2.3%로 나타나고 있다. 미국의 경우는 대졸자가 가장 높은 비율을 차지하고 있으나 우리나라는 고졸자들이 가장 높은 비중을 차지하고 있다.

9) 학력분포를 보면 중졸자 16%, 고졸자 53%, 전문대졸 9.4%, 대졸 이상 22% 등으로 나타나고 있다.

나. 훈련기관 유형과 훈련비 부담 주체에 따른 취업효과

직업훈련은 근본적으로 공공재적인 성격을 갖는다. 그래서 직업훈련과 관련하여 무임승차 문제(free rider problem)는 직업훈련의 활성화와 관련하여 핵심적인 사안으로 등장한다. 다른 기업이 키워 놓은 숙련공을 스카웃하는 현상(poaching externality)은 그 대표적인 예이다. 또한 직업훈련의 효율성과 직업훈련이 생산물시장 및 노동시장 변화에 어느 정도 유연하게 대응하는가 등과 관련하여 직업훈련을 정부가 주도하는 것이 나은가 혹은 민간부문이 주도하는 것이 나은가 하는 것은 그간 오랜 논쟁의 대상이 되어 왔다¹⁰⁾. 이와 관련하여 우리나라에서도 심재용(1997)은 정부는 민간부문이 자율적으로 직업훈련을 실시할 수 있도록 제도적 하부구조를 구축하는 데에만 주력할 것을 주장하고 있다¹¹⁾. 이러한 면에서 그간의 우리나라 직업훈련의 주체를 정부부문과 민간부문으로 나누어 취업효과를 비교해 보는 것은 매우 흥미있는 일이다. 민간부문에 의한 직업훈련이 정부부문에 의한 직업훈련보다 취업을 달성하는 면에서 더 효과적이라면, 시장 실패의 피해가 정부 실패에 의한 피해보다 작다는 것을 의미하기 때문에 우리나라의 직업훈련을 민간부문 위주로 가져가는 것이 바람직할 것이기 때문이다.

〈표 2〉와 〈표 3〉은 각각의 그룹별로 직업훈련을 경험한 사람들만을 대상으로¹²⁾ 직업훈련장소더미 변수와 직업훈련비용부담더미 변수의 취업에 미치는 영향을 추정한 결과를 보여주고 있다.¹³⁾ 직업훈련장소(PLACE)와¹⁴⁾ 직업훈련비용부담더미(TRAFE) 변수 모두가 뚜렷한 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 나타나고 있다.

그러나 직업훈련을 받은 사람들만을 대상으로 직업훈련장소(PLACE)와 직업훈련비용부담더미(TRAFE) 변수를 분석하였을 때에는 실업에 포함시키는 대상이나 독립 변수의

10) 자세한 것은 J.R. Shackleton(1995)을 참고할 것.

11) 자세한 것은 심재용, 「직업훈련과 정부역할」, 자유기업센타를 참고할 것.

12) 직업훈련을 받은 경험이 있는 사람은 노동패널 데이터의 전체 표본 13,317명 중에 8.5%에 불과하고 설문조사 기간동안 현재 직업훈련에 참가중인 사람은 훈련 경험자 전체의 8% 정도였다. 그 나머지는 그 이전에 직업훈련에 참가한 적이 있는 사람들이었다.

13) 직업훈련장소의 구분과 비용부담에 대한 구분은 변수의 정의표를 참고할 것.

14) 직업훈련장소의 분포는 사설학원이 31.2%이고, 사업내직업훈련기관이 24.7%이며 공공직업훈련기관은 24.7%, 기타 19.4%로 나타나고 있다. 자세한 것은 강준희·노홍성(1999)을 참고할 것.

(표 3) 직업훈련의 취업에 대한 logit 분석(남·여)

변 수	남 자			여 자		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
INTERCEP	-5.8641*** (0.6070)	-5.7381*** (0.6235)	-5.775*** (0.6228)	-3.9231*** (0.5541)	-3.8506*** (0.5679)	-3.859*** (0.566)
AGE	0.3024*** (0.0262)	0.3029*** (0.0262)	0.3030*** (0.0262)	0.2818*** (0.0299)	0.2811*** (0.0299)	0.2812*** (0.0299)
AGE2	-0.0034*** (0.0003)	-0.0034*** (0.00029)	-0.0034*** (0.0003)	-0.0031*** (0.0004)	-0.0030*** (0.0004)	-0.0030*** (0.0004)
MARRY	0.7773*** (0.1418)	0.7748*** (0.1418)	0.7728*** (0.1417)	-1.2475*** (0.1756)	-1.2506*** (0.1757)	-1.2516*** (0.1756)
CARMON	0.0016*** (0.0001)	0.0016*** (0.00012)	0.0016*** (0.0001)	0.0022*** (0.00014)	0.0022*** (0.00014)	0.0022*** (0.00014)
CARMON2	-0.00003*** (0.000002)	-0.00003*** (0.000002)	-0.00003*** (0.000002)	-0.00002*** (0.000004)	-0.00002*** (0.000004)	-0.00002*** (0.000004)
EDU	0.0479 (0.0582)	0.0483 (0.0582)	0.0490 (0.0582)	-0.1127** (0.0498)	-0.1098** (0.0498)	-0.1096** (0.0498)
EDU2	-0.0009 (0.0026)	-0.0009 (0.0026)	-0.0009 (0.003)	0.0046* (0.0024)	0.0045* (0.0024)	0.0044* (0.0024)
REAL	-0.0044*** (0.0014)	-0.0045*** (0.0014)	-0.0045*** (0.0014)	-0.0065*** (0.0017)	-0.0064*** (0.0017)	-0.0064*** (0.0017)
TRAIN	0.1812 (0.1462)	-	-	0.2119 (0.1539)	-	-
PLACE	-	0.00013 (0.00015)	-	-	0.00005 (0.00015)	-
TRAFFE	-	-	0.0001 (0.0001)	-	-	0.00004 (0.00015)
INDUS1	0.1062 (0.0867)	0.1062 (0.0867)	0.1068 (0.0867)	0.0428 (0.0958)	0.0392 (0.0958)	0.0388 (0.0958)
INDUS2	-0.1156 (0.1011)	-0.1159 (0.1011)	-0.1158 (0.1011)	-1.0226 (0.0971)	-0.1234 (0.0970)	-0.1237 (0.0970)
INDUS3	0.3093** (0.1222)	0.3104*** (0.1222)	0.3094** (0.1222)	-0.2028 (0.1360)	-0.2043 (0.1359)	-0.2044 (0.1358)
INDUS4	0.2077 (0.1478)	0.2089 (0.1478)	0.2088 (0.1479)	0.0277 (0.1265)	-0.0373 (0.1266)	0.0388 (0.1263)
INDUSET	-0.5095*** (0.0965)	-0.5114*** (0.0965)	-0.5112*** (0.0965)	0.2528 (0.1696)	0.2492 (0.1692)	0.2486 (0.1696)
N	3,517	3,101	3,517	2,537	2,537	2,537
χ^2	938.67 P<0.00001	937.92 P<0.00001	937.54 P<0.00001	575.23 P<0.00001	572.20 P<0.00001	573.39 P<0.00001

주 : 1) ()안의 숫자는 표준편차임.

2) *** : 유의수준 1%. ** : 유의수준 5%. * : 유의수준 10%에서 유의한 결과임.

〈표 4〉 직업훈련 경험자의 logit 분석

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)
INTERCEP	-2.7180 (1.960)	-2.8351 (1.941)	0.0787 (0.6230)	-0.0922 (0.6369)
AGE	0.1493** (0.0704)	0.1503** (0.0703)	-0.0138 (0.0130)	-0.0110 (0.0121)
AGE2	-0.0016* (0.0009)	-0.0016* (0.0009)	-	-
SEX	0.6299*** (0.2192)	0.6474*** (0.2182)	-0.5712*** (0.0977)	-0.5536*** (0.0951)
MARRY	-0.0948 (0.3268)	0.0691 (0.3261)	0.2991 (0.1271)	0.3452*** (0.1212)
CARMON	0.0026*** (0.0004)	0.0026*** (0.0004)	0.2991*** (0.0373)	0.2948*** (0.0342)
CARYMON2	-0.00003*** (0.000008)	-0.00003** (0.00001)	-0.0066*** (0.0011)	-0.0061*** (0.0009)
EDU	-0.0240 (0.2194)	-0.0090 (0.2165)	0.0020 (0.0391)	0.0055 (0.0360)
EDU2	0.0027 (0.0091)	0.0020 (0.0090)	-	-
REAL	-0.0052** (0.0025)	-0.0051** (0.0025)	-0.0028* (0.0016)	-0.0009 (0.0015)
PLACE	0.00025 (0.0004)	- -	-0.3523*** (0.1136)	- -
TRAFFE	- -	-0.0007 (0.0008)	- -	-0.3901** (0.1109)
INDUS1	0.0084** (0.1918)	0.0126 (0.1919)	- -	- -
INDUS2	-0.1304 (0.2072)	-0.1391 (0.2069)	- -	- -
INDUS3	-0.0498 (0.2617)	-0.0510 (0.2614)	- -	- -
INDUS4	0.0604 (0.2494)	0.0672 (0.2484)	- -	- -
INDUSET	0.1089 (0.2959)	0.1078 (0.2958)	- -	- -
N	642	642	723	723
χ^2	146.84	147.31	715.70	788.26
	P<0.00001	P<0.00001	P<0.0923	P<0.076

주 : 1) ()안의 숫자는 표준편차임.

2) *** : 유의수준 1%, ** : 유의수준 5%, * : 유의수준 10%에서 유의한 결과임.

차이에 따라서 분석결과가 매우 민감하게 반응하고 있다. <표 4>에서 앞의 두 가지 모형(1)과(2)는 비경활자에 해당하는 '구직이 어려울 것으로 생각하여 구직하지 않는' 사람들을 실망실업자로 간주하여 실업상태로 분류해서 분석한 경우이고, 뒤의 모형(3)과(4)는 이러한 표본들을 실업의 범주에서 뺀 경우이다. 분석결과가 나타내는 것처럼 변수 PLACE와 TRAFE는 유의성에서 매우 다른 결과를 보이고 있다.

다른 변수들을 통제하였을 때 모형(1)과(2)는 직업훈련 실시기관이 민간이냐 정부냐에 영향을 받지 않고 비용부담에 대해서도 같은 결과를 나타내고 있다. 그러나 모형(3)과(4)는 직업훈련을 민간부문에서 받는 것이 1%의 유의수준에서 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 이것은 훈련비의 부담에 대해서도 똑같은 결과를 보이고 있다. 이는 공공부문에서 직업훈련을 하든가 비용부담을 할 때 취업 가능성이 더 높아진다는 것을 의미한다. 그러나 이와 같은 분석결과는 실업자에 실망실업자(discouraged worker)를 포함시키느냐 여부와 모델에 독립 변수로 산업더미 변수를 포함시키는가에 대해서 상당히 다른 분석결과가 나와서¹⁵⁾ 우리나라의 직업훈련이 민간부문과 정부부문의 두 부문 중에 어느 부문이 더 취업률을 높이는가에 대한 대답은 결론적으로 말하기 어렵다. 이는 앞으로 더 많은 신뢰성 있는 자료의 확보를 통해서 가능할 것으로 생각된다.

2. 임금에 미치는 효과

직업훈련이 임금에 미치는 효과를 엄밀하게 분석하기 위해서 Heckman식의 표본편의 모형을 추정하고, 이분산의 해결을 위하여 Harvey의 다중이분산모형(Multiplicative Heteroscedasticity)을 사용하여 임금효과를 분석하였다. 자료의 제약으로 한계가 있으나 기본적으로 Mincer의 log-linear 임금함수 추정모형을 사용하여 직업훈련의 임금효과를 추정하였다.

우선 직업훈련의 경험이 임금에 미치는 영향을 알아보기 위해서 표본을 임금근로자로 한정시켜 분석하였다. <표 5>에서 보는 바와 같이 전반적으로 직업훈련의 경험(TRAIN)은 임금근로자들에게는 양(+)의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 표본의 그룹별로 보면 직업훈련의 경험은 전체적으로 12.8%, 그리고 고졸자들에게는 약 12%의 임금상승효과를

15) 자세한 것은 노동경제학회의 월례회에 발표한 저자의 줄고, 「직업훈련의 취업효과(1999)」를 참조할 것.

〈표 5〉 직업훈련의 임금효과

변수	일반			고졸자		
	전체	남자	여자	전체	남성	여성
INTERCEP	1.8285*** (0.2004)	1.5683*** (0.2428)	1.9054*** (0.4089)	2.2817*** (0.3119)	1.7156*** (0.3430)	2.8240*** (0.7077)
AGE	0.0820*** (0.0078)	0.1131*** (0.0098)	0.0861*** (0.0160)	0.0909*** (0.0130)	0.1370*** (0.0153)	0.0740** (0.0293)
AGE2	-0.0009*** (0.00009)	-0.0013*** (0.0001)	-0.0010*** (0.0002)	-0.0010*** (0.0002)	-0.0016*** (0.00018)	-0.0008** (0.0004)
MARRY	0.0630** (0.0250)	0.1460*** (0.0282)	-0.0850* (0.0472)	-0.0555 (0.0405)	0.0530 (0.0448)	-0.3264*** (0.0794)
CARMON	0.0002*** (0.00005)	0.0002*** (0.00006)	0.0003*** (0.00011)	0.00021** (0.00008)	0.0003*** (0.00009)	0.00014 (0.0002)
CARMON2	-0.000003*** (0.000001)	-0.000004*** (0.000001)	-0.000004*** (0.000001)	-0.000005*** (0.000002)	-0.000007*** (0.000002)	-0.000003 (0.000006)
EDU	0.0167* (0.0087)	0.0204* (0.0123)	-0.0170 (0.0142)	-	-	-
EDU2	0.0024*** (0.0004)	0.0019*** (0.0005)	0.0040*** (0.0007)	-	-	-
SEX	0.4444*** (0.0224)	-	-	0.4979*** (0.0403)	-	-
REAL	-0.0002 (0.0002)	-0.00005 (0.00029)	-0.0010* (0.0005)	-0.00073 (0.00072)	-0.0009 (0.0008)	-0.0017 (0.0015)
TRAIN	0.1284*** (0.0231)	0.1176*** (0.0263)	0.1689*** (0.0429)	0.1204*** (0.0345)	0.0955** (0.0389)	0.1740*** (0.0630)
INDUS1	-0.0231 (0.0157)	0.0070 (0.0176)	-0.0565* (0.0311)	-0.0348 (0.0250)	0.0250 (0.0278)	-0.1843*** (0.0555)
INDUS2	-0.0439** (0.0187)	-0.0697*** (0.0225)	0.0160 (0.0321)	-0.0473* (0.0280)	-0.0586* (0.0327)	-0.0326 (0.0543)
INDUS3	0.0392* (0.0220)	0.0463* (0.0240)	0.0291 (0.0456)	0.0098 (0.0347)	0.0146 (0.0387)	0.0169 (0.0737)
INDUS4	0.0470** (0.0240)	0.0611** (0.0297)	0.0441 (0.0415)	0.0369 (0.0439)	0.0248 (0.0541)	0.0456 (0.0742)
INDUSET	-0.0194 (0.0224)	-0.0450* (0.0243)	-0.0330 (0.0559)	0.0350 (0.0365)	-0.0062 (0.0372)	0.1542 (0.1309)
λ	0.2167*** (0.0829)	0.3074*** (0.1114)	0.3439** (0.1719)	6.2547* (0.1334)	0.4499** (0.1771)	0.1253 (0.2805)
N	3.966	2.504	1.462	1.694	1.093	601
Adj-R ²	0.4187	0.3549	0.2540	0.2487	0.1913	0.0785

주 : 1) ()안의 숫자는 표준편차임.

2) *** : 유의수준 1%, ** : 유의수준 5%, * : 유의수준 10%에서 유의한 결과임.

3) Harvey의 다중이분산 모형에 사용된 독립변수는 INTERCEP, AGE, AGE2, MARRY, CARMON, CARMON2, EDU, EDU2, SEX, REAL, TRAIN임.

가져다 준다. 남자와 여자를 구분하여 보았을 때에는 여자에게 남자보다 약 5~8% 더 높은 임금상승효과를 가져오고 있다. 이는 외국의 경우보다¹⁶⁾ 높은 수치인데, 그 이유로는 여러 가지 해석이 가능하나 직업훈련 참가 경험자들이 비교적 대기업에 많이 속해 있다는 기업규모의 효과와 직업훈련 참가자의 자기선택 효과가 큰 영향을 미친 것으로 보인다. 주지하다시피 그동안 대기업이 중소기업에 비해서 직업훈련 실시가 많았으며 또한 임금상승률도 더 높았다.¹⁷⁾ 또한 훈련 가능성과 동기유발이 높은 사람들일수록 직업훈련에 더 많이 참가하고 중도 탈락도 낮은 자기선택(self-selection)이 영향을 미칠 가능성을 배제할 수 없다. 이러한 경우는 보다 능력있는 사람들이 직업훈련에 참가하게 되고 더 높은 임금을 받게 될 것이다. 이는 직업훈련 실시자들이 훈련의 성과가 좋을 것으로 보이는 사람을 우선적으로 훈련생으로 선별하고자 하는 행태(creaming problem)와도 연결되어 더욱 크게 영향을 미칠 수 있다.

그러나 직업훈련(TRAIN) 변수 대신에 훈련장소더미(PLACE)나 훈련비용더미(TRAFE)를 사용하였을 때에는 영향이 없는 것으로 나타났다. 나이와 경력월수는 모두 전통적으로 나타나는 역U자의 2차함수의 영향을 가지고 있는 것으로 나타나고 있다. 산업별로 볼 때 제조업(INDUS1)에서는 여자의 임금상승이 낮고, 도소매·숙박·음식업(INDUS2) 등에서는 오히려 남자가 낮게 나타나고 있다. 운수·금융·부동산서비스업(INDUS3)에서는 남자만 약간 높게 나타나고 있다. 끝으로 공공행정·교육·보건사회(INDUS4)에서도 남자만 높게 나타나고 있다. 직업훈련 경험이 임금상승에 양(+)의 효과를 보인다는 분석결과는 인적자본 이론이 우리나라의 노동시장에서도 경험분석적으로 뒷받침이 된다는 것을 확인해 주는 것이다. 본고에서는 여백의 제약으로 생략하였지만 직업훈련 기간의 영향을 보았을 때 직업훈련 기간은 임금상승에 거의 영향이 없는 것으로 나타났다.¹⁸⁾ 표본편의(selection bias)와 관련하여 λ (Inverse Mill's Ratio)를 보면 고졸 여자의 경우를 제

16) Lynch(1992)는 본고와 유사한 연구를 통해서 미국의 고졸 이하의 학력자들의 직업훈련의 임금효과를 분석하였다. Heckman의 selection bias를 고려했을 경우 여러 가지 직업훈련효과를 합쳤을 때 약 1.5%의 임금상승효과가 있음을 밝혔다. 그러나 미국의 노동시장의 주변 여건이 우리나라와 달라서 직접적인 비교는 어렵다고 본다.

17) 직업훈련 경험자들 중에 기업의 종업원 규모에 대한 설문에 답한 경우는 적은 편이다. 응답자 중에 약 32%가 1,000인 이상 기업에, 45%가 300인 이상 기업에, 55%가 그 나머지 기업이라고 응답했다. 미응답자는 약 82%에 달한다. 따라서 소규모 기업에 종사할수록 미응답의 가능성성이 커 보인다.

18) Lynch(1992)의 유사한 연구에서도 직업훈련 기간은 임금상승에 유의한 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 나타나고 있다.

외하고는 모든 표본에서 표본편의가 있음을 보이고 있다.

〈표 6〉은 산업을 대표적인 두 산업인 제조업과 서비스업에 한정시켜서 임금함수를 추정하여 본 것이다. 앞의 〈표 5〉에서는 산업 전반에 걸쳐서 직업훈련이 임금상승효과를 갖는 것으로 나타나는데 비해서 특정산업에 국한시켜서 볼 때는 직업훈련이 임금상승효과를 갖지 못하는 것으로 나타나고 있다. 대표적인 인적자본 변수인 교육(EDU)이 두 산업을 각

〈표 6〉 산업별 직업훈련의 임금효과

변수	제조업			서비스업		
	전체	남자	여자	전체	남자	여자
INTERCEP	2.2187*	2.7643**	3.2623	-4.512**	1.4539	-9.2914
	(1.71)	(1.150)	(6.235)	(1.857)	(1.214)	(14.680)
AGE	0.0708*	0.067	0.0456	0.2815***	0.1073**	0.3783
	(0.0411)	(0.046)	(0.2243)	(0.0605)	(0.0441)	(0.4610)
AGE2	-0.0008*	-0.0008	-0.0005	-0.0035***	-0.0012**	-0.0041
	(0.0005)	(0.0005)	(0.0026)	(0.0008)	(0.0005)	(0.0053)
MARRY	-0.0492	0.1162	0.2047	0.3104	0.1404	0.5047
	(0.0812)	(0.0901)	(0.4001)	(0.3751)	(0.0963)	(0.8005)
CARMON	0.00002	-0.00006	-0.00006	0.0004***	0.0001	0.0024
	(0.0002)	(0.0002)	(0.0011)	(0.0001)	(0.0002)	(0.0026)
CARMON2	-0.000002	-0.000001	0.000001	0.000001	-0.000004	-0.00005
	(0.000003)	(0.000003)	(0.000001)	(0.000001)	(0.000006)	(0.00007)
EDU	-0.0189	0.0172	-0.0423	-0.1663***	0.0723***	-0.1098
	(0.0206)	(0.0299)	(0.0346)	(0.0542)	(0.0089)	(0.2341)
EDU2	0.0036***	0.0020	0.0042*	0.0117***	0.000001	0.0101
	(0.0010)	(0.0013)	(0.0022)	(0.0025)	(0.000001)	(0.0102)
SEX	0.6564***	-	-	2.207***	-	-
	(0.1681)			(0.4638)		
REAL	-0.0007	0.00004	0.0008	-0.0099***	-0.00073	-0.0196
	(0.0023)	(0.0025)	(0.0129)	(0.0028)	(0.0021)	(0.0218)
TRAIN	-0.0134	0.0258	-0.0037	0.0649	0.0739	0.0666
	(0.0561)	(0.0611)	(0.1732)	(0.0761)	(0.0726)	(0.2715)
λ	0.2896	0.0418	-0.0805	4.3782***	0.5516	6.8694
	(0.5750)	(0.6825)	(2.888)	(1.1450)	(0.9508)	(8.324)
N	946	638	287	338	236	89
Adj-R ²	0.3833	0.2142	0.0967	0.4478	0.3415	0.1704

주 : 1) ()안의 숫자는 표준편차임.

2) *** : 유의수준 1%, ** : 유의수준 5%, * : 유의수준 10%에서 유의한 결과임.

3) Harvey의 다중이분산 모형에 사용된 독립변수는 INTERCEP, AGE, AGE2, MARRY, CARMON, CARMON2, EDU, EDU2, SEX, REAL, TRAIN임.

각 전체적으로 볼 때 U자의 영향을 갖고 있는 것도 특이하다. 서비스산업은 표본편의가 상당히 높게 나타나고 있다. 이 외에도 직종별 임금함수를 추정하는 것이 관심거리지만 사용된 데이터는 미취업자에 대해서는 대부분 직종이 조사되지 않아서 사실상 Heckman식의 임금함수의 추정이 불가능하였다. 추정 1단계에서 probit을 추정할 때 실업자에 대한 자료 부족으로 추정이 불가능하였기 때문이다.

이상에서 살펴본 임금함수의 추정결과는 Adj-R으로 볼 때 그다지 높은 설명력을 갖고 있지 못하다. 이는 Mincer가 임금함수에 직업훈련을 추가할 경우 임금변화의 설명력을 크게 높일 수 있다고 지적했던 것과는 다른 결과이다. 이러한 문제에 대한 유사한 추정인 영국의 Dolton, Makepeace and Treble(1994)의 연구도 본 연구와 유사하게 R^2 는 0.2~0.4 정도에 이르고 있다¹⁹⁾. 사용한 모델의 설명력을 높이기 위해서는 직업훈련과 취업의 연관성, 직업훈련과 취업 시점의 선후관계에 대한 보다 자세한 데이터가 필요하다. 이 외에도 기업체의 규모에 따라 직업훈련의 실시가 달라지기 때문에 근로자 기업체의 규모에 대한 정보가 필요한데 1차 패널자료에서는 이 항목이 과다하게 많은 표본에서 무응답으로 나타나고 있다. 또한 경기변동에 따른 기업의 생산량의 변동성과 근로자의 고용형태의 변화 등도 직업훈련에 많은 영향을 미치고 있기 때문에 이러한 것에 대한 추가적인 정보도 더 확보되어야 보다 설명력이 높은 추정이 가능할 것이다.

IV. 結 論

직업훈련의 취업에 대한 효과는 비록 회고적인 설문조사를 통해서 얻은 데이터의 분석을 통한 것이지만, 조사 시점의 취업상태에 있을 가능성에 대체적으로 유의한 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 그러나 훈련기간은 취업에 거의 영향이 없는 것으로 나타났다. 그리고 성별로 구분하여 보았을 때에는 남녀의 차이가 발견되지 않았고 직업훈련의 주요 대상자인 고졸자에게서도 직업훈련은 취업의 가능성을 높이지 못하였다. 특히 인문계 고졸

19) 자세한 것은 Dolton, Peter J., Makepeace, Gerry H. and Treble, John G., "Measuring the Effects of Training in the Youth Cohort Study" in McNabb, Robert and Whitfield, Keith (eds.) *The Market for Training*을 참고할 것. 또한 본 연구에서도 종속 변수를 log 총임금으로 했을 때에는 R^2 는 0.2~0.4 정도에 이르고 있다.

자에 한정하여 분석한 결과도 직업훈련은 취업에 큰 영향을 주지 못하고 있다.

그리고 직업훈련기관과 훈련비부담 주체를 민간과 공공으로 구분하였을 때, 실망실업자를 실업자에 포함시키는가 여부와 모델의 사용 변수에 따라서 다른 결과가 나왔다. 실망실업자를 실업자에 포함시키고 산업더미 변수들을 포함할 경우 민간훈련기관에서 교육받거나 민간부문에서 비용을 부담하는 것이 공공훈련기관에서 훈련을 받거나 공공으로부터 훈련비를 부담하는 것에 비해서 취업상태에 있을 확률을 높이지 못했다. 그러나 실망실업자를 실업자에서 제외시키고 산업더미 변수들을 제외시킬 경우 민간훈련기관에서 교육받거나 민간부문에서 비용을 부담하는 것이 공공훈련기관에서 훈련을 받거나 공공부문에서 훈련비를 부담하는 것에 비해서 취업상태에 있을 확률을 오히려 낮추고 있었다.

직업훈련의 임금효과에서는 임금근로자에 한정시켜 분석하였을 때 직업훈련을 경험한 사람이 그렇지 않은 사람보다 더 높은 임금수준을 받는 것으로 나타났다. 이것은 남자와 여자를 구분하여 보았을 때는 물론 고졸자만을 보았을 때에도 마찬가지로 나타났다. 그러나 대표적인 두 산업인 제조업과 서비스업만으로 나누어 보았을 때에는 직업훈련은 임금수준을 높이지 못하는 것으로 나타나고 있다. 이는 전산업에 걸쳐서 직업훈련은 임금을 높이는 효과를 갖지만 특정산업으로 구분하여 보면 그 효과는 매우 미약하고 두 산업 이외에서는 오히려 임금상승효과가 오히려 높게 나타남을 암시한다고 하겠다.

직업훈련은 직업능력 향상 이외에 사회정책적 목적으로 실업자의 심리적 안정과 사회적 용력의 강화, 직업능력의 보존 등의 사회안전망의 기능도 지니고 있기 때문에 단지 단기적인 취업성과나 임금상승만으로는 직업훈련의 효과를 평가할 수는 없다고 보는 견해도 있다. 그럼에도 불구하고 직업훈련의 일차적 목적은 취업 효과와 임금 효과에 있기 때문에 이들은 직업훈련의 성과 평가에 있어서 중요한 의미를 갖는다. 그리고 본 연구에서 사용한 데이터는 비록 회고적인 데이터에 기초하였기 때문에 자료의 제약 등으로 부분적인 해석의 한계가 있지만 과거의 회고 기간의 길이에 따라서는 장기적인 면이 있기 때문에 본 연구의 결과는 어느 정도 직업훈련의 장기효과 분석의 측면을 지니고 있다고 볼 수 있다. 이러한 측면에서 보면, 그간 우리나라의 직업훈련은 제한적이나마 취업 가능성의 제고와 임금 상승이라는 일차적인 목적을 달성하고 있는 것으로 보여진다.

참 고 문 헌

- 강순희·노홍성. 「직업훈련의 취업 및 임금효과」. 『제1회 한국노동패널 학술대회 논문집』. 한국노동연구원·한국노동경제학회, 1999.
- 강순희·이병희·김미란. 『직업능력개발사업의 성과분석』. 한국노동연구원, 2000.
- _____ 외. 『실업자 직업훈련의 현황과 개선방안』. 한국노동연구원, 1999.
- 김병숙·장창원·최지희·권진희. 『대량실업하에서 직업훈련의 실태와 과제』. 한국직업능력개발원, 1998.
- 김형만·장창원·장원섭·홍선이·이상준. 『대출실업자 직업교육훈련 정책연구』. 한국직업능력개발원, 1998.
- 노동부. 『고용보험백서』. 1999.
- 노홍성. 「선진국들의 직업훈련과 우리나라 직업훈련의 방향의 탐색」. 『평택대학교 논문집』 제10집 제1호. 1998.
- 심재용. 『직업훈련과 정부의 역할』. 자유기업센터, 1997.
- 이 선. 『실업대책 직업훈련교육의 과제』. 『21세기 직업전망과 직업교육훈련의 방향』. 한국직업능력개발원, 1998.
- 한국노동연구원. 「한국노동패널조사설문지」. 1999a.
- _____. 『분기별 노동동향 분석』 제12권 제3호. 1999b.
- 한국직업능력개발원. 「실업자를 위한 직업교육훈련대책」 토론회자료, 1998.
- 이병희. 「실업자 직업훈련 평가」. 황덕순·이병희·이주희. 『실업실태 및 98, 99 실업대책 효과분석』. 한국노동연구원, 2000.
- Ashenfelter Orley C. "Estimating the Effects of Training Programs on Earnings." *Review of Economics and Statistics* 60 (1978): 47-57.
- Barnow, Burt S. "The Impact of CETA Programs on Earnings." *Journal of Human Resources* 22 (1987): 157-191.
- Blanchflower, David G. and Lynch, Lisa M. "Training at Work: A

- Comparison of U. S. and British Youth." *NBER Working Paper* no. 4037. March 1992.
- Disney, R. ed. *Helping the Unemployed, Active Labor Market Policy in Britain and Germany*. London : Angelo-German Foundation. 1992.
- Dolton, Peter J. and Makepeace, Gerry H. and Treble, John G. "Measuring the Effects of Training the Youth Cohort Study." In McNabb, Robert and Whitefield, Keith eds. *The Market for Training*. London: Avebury. 1994.
- Fay, R. G., *Enhancing the Effectiveness of Active Labor Market Policies: Evidence from Program Evaluations in OECD Countries*. Labor Market and Social Policy Occasional Paper No. 18, Paris: OECD, 1996.
- Finegold, D. and Soskice G. "The Failure of Training in Britain : Analysis and Prescription." *Oxford Review of Economic Policy*, 4(1) (1988): 1-13.
- Godfrey, Martin. ed. *Skill Development for International Competitiveness*. EE. 1997.
- Harvey, A. "Estimating Regression Models with Multiplicative Heteroscedasticity." *Econometrica* 44 (1976): 461- 465.
- Heckman, James J. and Hotz, V. Joseph, "Choosing Among Alternative Nonexperimental Methods for Estimating The Impact of Social Programs : The Case of Manpower Training." *Journal of the American Statistical Association* 84 (December, 1989): 862-874.
- Hyman, Jeff. *Training at Work : A Critical Analysis of Policy and Practice*. Routledge, 1992.
- Joseph G. Altonji and James R. Spletzer, "Worker Characteristics, and the Receipt of On-the-Job Training." *Industrial and Labor Relation Review* (October 1991): 58-79.
- Kang, Soon-Hie and Byung Hee Lee, "Evaluating the Training for the Unemployed in Korea." International Conference on Economic Crisis and Labor Market Reform: The Case of Korea, KLI and World Bank.

May 2000.

- Lalonde, Robert J. "Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data." *American Economic Review* 76 (1986): 604-619.
- Lynch, Lisa M. "Private-Sector Training and the Earnings of Young Workers." *American Economic Review* 82 (March 1992): 299-312.
- McConnell, Campbell R. and Bruce, Stanly L. *Contemporary Labor Economics*, fourth edition, McGraw-Hill International Edition. 1995.
- McNabb, Robert and Whitfield, Keith. eds. *The Market for Training*, London: Avebury, 1994.
- Ryan, Paul ed. *International Comparisons of Vocational Education and Training for Intermediate Skills*, Falmer Press, 1989.
- Shackleton, J. R., *Training for Employment in Western Europe and the United States*. Edward Elgar, 1995.
- The Economist. "Against the Day When You Lose Your Job." (1998. 1. 31): 86.

abstract

**The Effect of Job Training in Korea on Employment
and Wage****Soon-Hie Kang and Heung-Sung Nho**

The empirical study that used the logit model and the Heckman's selection bias model based upon 'Korea Labor & Income Panel Study' shows that the experience of job training has a positive effect on the probability of employment, as well as on the wage increase. The analysis also sheds light on the effect on employment with wage workers who experienced job training. When the discouraged unemployed are not classified as labor force participants, that is the unemployed, and the industrial dummy variables are excluded, logit estimation shows that training program in the public sector, not in the private sector, significantly increases their employment probability. However when these same workers are classified as the unemployed and the industrial dummies are included, logit estimation shows that public and private training programs has no effect on their employability.