

勞 動 經 濟 論 集  
第27卷(1), 2004. 4, pp. 1~25  
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 자격취득의 결정요인 및 취업·임금효과\*

김안국\*\* · 강순희\*\*\*

인적자원이 가장 중요한 경쟁력이 되는 지식정보화 사회에서 숙련의 주기는 짧으며, 노동력의 유동화는 심화되고 있어 자격의 신호기제로서의 역할이 크게 부각되고 있다. 이에 우리나라 자격의 기능을 취득요인, 취업 및 임금효과 측면에서 검토하기 위해 한국노동패널 1~4차년도(1998~2001년) 자료를 개인별로 묶어 고정효과 로짓모형, 임의효과모형으로 회귀분석하였다. 추정 결과 고졸 미만 저학력층의 자격취득 확률이 높게 나타났다. 남자는 실업상태에 있는 경우에 자격취득이 많았고, 여성은 비경제활동의 기타 상태(잠재적 구직상태)에 있는 경우 자격취득이 많았다. 자격의 취업효과는 여성의 경우 1년차, 2년차에 유의하게 나타나나, 남자의 경우는 유의하지 않았다. 취득한 자격의 임금효과는 남녀 공히 유의하지 않았다. 이러한 결과는 현재 우리나라에서 자격취득으로 얻어지는 직업능력이 시장에서 제대로 인정받고 있지 못하는 현실을 반영한다.

—주제어: 자격취득의 요인, 자격취득의 취업·임금효과, 고정효과 로짓모형, 임의효과모형

---

투고일: 2004년 1월 2일, 심사일: 2004년 1월 3일, 심사완료일: 2004년 2월 11일

\* 유익한 조언을 해주신 익명의 논평자들에게 감사드립니다. 여전히 남은 오류는 필자들의 책임이다.

\*\* 한국직업능력개발원(ahnkook@krivet.re.kr)

\*\*\* 한국중앙고용정보원(shkang@work.go.kr)

## I. 서론

인적자원이 경쟁력을 좌우하는 지식정보화 사회가 급격히 진전됨에 따라 각 개인의 직업능력을 정확하게 나타낼 수 있는 시스템이 더욱 필요해지고 있다. 즉 지식정보화 사회가 진전될수록 숙련의 주기가 짧아지고 노동력의 유동화가 심화됨에 따라 외부노동시장이 급속히 발달하게 되며, 이로 인하여 인적자원에 대한 정보의 비대칭성이 심화되면서 자격의 신호기제(signal)로서의 역할이 더욱 커지고 있다.<sup>1)</sup>

우리나라에서도 내부노동시장이 붕괴되고, 외부노동시장이 확산되고 있으며(금재호, 2002), 이는 신규학졸자보다는 경력자 채용의 선호로 나타나 청년층의 실업 문제로 비화되고 있다(이병희 외, 2002). 외부노동시장의 확대 및 청년층 노동시장의 실업 문제는 자격제도와 깊은 연관을 가지고 있다. 노동이동이 확산되고, 근로자의 직업능력에 대한 정보비대칭성의 문제가 크게 부각됨에 따라, 학력보다는 자격이 갖는 신호기제 기능이 중시되는 상황이 전개되고 있기 때문이다.

유럽에서는 1980년대 후반부터 청년층 실업 문제, EU 통합에 따른 노동이동의 확산에 대비하여 자격에 대한 정책이 활발하게 논의되어 왔다. EU 자격제도 개선의 목적은 EU의 경제권역 내에서의 노동이동의 활성화를 주된 목적으로 하고 있다. 그러나 그와 함께 EU 구성원 각국의 개별적인 자격제도 개선의 노력은 청년층 고용 문제를 해결하기 위한 목적도 크게 작용한 것이다. 즉 청년층의 취업능력의 강화를 통하여 청년층의 노동시장 진입을 원활히 하기 위하여, 교육훈련을 내실화하고 그 결과의 인증을 통하여 청년층의 인적자원개발을 유인하고 노동시장으로의 이행을 원활하게 하기 위해서는 자격제도가 중요한 역할을 할 것으로 판단하고 자격제도의 개선을 도모하였던 것이다(OECD, 1996; OECD, 1999; CEDEFOP, 2002).

---

1) 내부노동시장은 학력으로 선별된 신규학졸자를 채용하여 기업 내부에서 교육훈련을 시켜 기업에 필요한 숙련인력을 양성하는 시스템이다. 이 경우 교육훈련을 통해서 각 근로자의 질적 능력에 대한 정보를 파악할 수 있어 정보비대칭성의 문제를 해결할 수 있다. Acemoglu and Pischke(1998)은 근로자의 능력에 대한 정보를 얻기 위해 사용자가 일반적 교육훈련의 비용을 부담한다고 파악한다.

그간 우리나라에서는 자격이 노동시장 수요를 제대로 반영하지 못하여 산업현장에서는 자격증의 통용성과 활용도가 별로 크지 않았으며, 교육훈련과 자격과 일의 연계가 제대로 이루어지지 않아 교육훈련 따로, 자격증 따로, 일 따로의 현상이 발생하여 왔다. 또한 청년층의 첫 취업과 매우 밀접하게 연관되는 자격증의 직업능력 및 산업수요 반영 정도가 아주 미약한 것으로 나타나고 있다(강순희 외, 2002).

그럼에도 불구하고 기존의 자격제도 연구는 외국의 자격제도에 대한 소개 및 우리나라 자격제도의 실태를 서술하는 수준에 그치고 있었고, 자격의 기능에 대하여 실증분석에 기초한 심층적인 연구에는 못 미치고 있었다. 자격의 경제적 효과에 대한 기존 연구로서 서용호·박덕희(1997), 서창교·김주섭·김덕기(2000), 이동임·김덕기(2001) 등이 있으나, 자료 및 분석방법의 문제 등으로 한계가 있다고 판단된다.

먼저 서용호·박덕희(1997)의 연구는 국가기술자격의 산업사회에 대한 기여도를 조사하였다. 이들은 기업에서 자격소지자들에 대한 평가가 좋다는 결과를 제시하고 있다. 그러나 자격소지자의 업무능력이 미소지자에 비해 우수한 기간이 대부분 3년 이내로 길지 않다는 결과를 제시하고 있다. 또한 이들의 연구는 조사 대상 기업체가 직업교육훈련기관에서 추천하거나 그 졸업생들이 취업한 업체를 선택한 것이기 때문에 표본선택에 편의가 있을 가능성이 있다. 즉 표본의 대상이 된 기업들은 교육훈련기관에서 배출된 훈련생들과 그들이 취득한 자격증을 어느 정도 높이 평가하고 있기 때문에 그들을 채용한 것이므로 자격의 효과에 대한 평가는 상향 편의되었을 가능성이 크다.

서창교·김주섭·김덕기(2000)는 국가기술자격의 취득에 소요되는 개인적 비용과 효과를 분석하였다. 효과는 주로 자격의 임금효과를 분석하였는데 비교적 최근에 취득한 자격일수록<sup>2)</sup>, 자격과 업무와의 일치도가 높을수록 임금효과가 큰 결과를 소개하고 있다. 그러나 자격의 임금효과 추정이 자격소지 유무별로 테이블 분석에 머물러 인적 속성 및 기업·산업 속성을 통제하지 못한 상태에서의 결과이기 때문에 분석 결과는 한계를 갖는다.

이동임·김덕기(2001)은 한국노동패널 1999년 자료를 이용하여 자격이 직무 만족도 및 이직, 고용, 임금에 미치는 영향을 검토하였다. 그 결과 자격소지자가 직무 만족도가 크고, 이직 의향이 높은 것을 발견하였다. 또한 로짓분석을 통해 자격 보유가 취업에 긍

2) 서용호·박덕희(1997)에서의 연구와 마찬가지로 자격의 효과가 길게 지속되지 못하는 것은 기술변화의 속도가 빠른 이유도 있겠지만, 자격제도 자체로도 자격의 유효 기간을 둔다거나 혹은 보수교육을 할 필요 등을 제기하는 것은 아닐까 판단된다.

정적 기여를 하고 있으며, 선택편의 모형으로 자격의 임금효과가 7.7%라고 추정하였다. 그러나 분석에서 자격의 취득 시점을 고려하지 않고 있어, 현재의 취업상태나 임금에 대해 훨씬 이전에 취득한 자격의 효과까지 추정된 것인데, 오래 전에 취득한 과거의 자격이 어떻게 현재의 취업 및 임금에 영향을 미치고 있는가에 대한 설명이 없다.

자격제도 개혁의 논의가 활성화되고 있는 현 시점에서 최근의 자격제도의 경제적 성과가 어느 정도인가를 파악하는 것은 긴요한 과제라고 생각된다. 즉 자격이 가진 신호기제로서의 기능이 제대로 발휘되어 취업 및 임금결정에서 자격이 얼마나 영향을 미치고 있는지를 파악하는 것은 중요한 연구과제일 것이다. 이에 본고에서는 자격취득의 요인을 파악하고, 나아가 자격취득의 경제적 성과를 취업 및 임금 측면에서 파악해 보고자 한다. 이러한 고찰은 현 자격제도의 성과에 대한 정확한 인식을 정립하는 데 기여할 것이다.

다음에 이어지는 제II장에서는 자료 및 연구방법을 소개하였고, 제III장에서는 2001년도 자격 소지자의 현황을 항목별로 검토하였다. 제IV장에서는 1998~2001년의 한국노동패널 자료를 가지고 자격의 취득 요인을 고정효과 로짓모형(fixed effect logit model)으로 분석하였으며, 제V장에서는 IV장과 동일한 자료와 모형으로 자격의 취업효과를 실증 분석하였다. 제VI장에서는 자격의 임금효과를 임의효과모형(random effect model)으로 분석하였다. 결론에서는 분석의 결과를 요약하고 정책적 시사점을 간단히 정리하였다.

## II. 자료 및 연구방법

한국노동연구원의 한국노동패널 자료에서 자격에 관한 조사는 1999년의 2차년도와 2001년의 4차년도에만 이루어졌다. 그러나 자격에 대한 조사가 2차년도에 취득시기를 조사하고 있고, 4차년도에는 2차년도 조사 이후의 자격취득 및 시기를 모두 조사하고 있어, 1~4차까지의 자료를 모두 이용하는 것이 가능하다. 이에 본고에서는 1~4차까지의 개인자료 및 가구자료를 개인별로 묶어서 패널자료를 구성하였다.

자격관련 변수로는 당해 연도의 자격증 취득 여부 변수를 구축하였다. 예컨대 1998년에 자격증을 취득하였으면 1998년도 자격취득 여부는 1이 되고, 그렇지 않으면 0이 된다. 마찬가지로 교육훈련변수<sup>3)</sup>도 당해 연도의 교육훈련이수 여부 변수를 구축하였다. 인

적 속성 변수로는 성, 학력<sup>4)</sup>, 연령, 혼인, 근속, 직종, 종사상 지위, 경제활동상태, 임금을 추출하였다. 가구속성 변수로는 가구주 여부, 가구소득을 추출하였다. 직장속성 변수로는 규모, 업종을 추출하였다.

연구의 방법으로는 먼저 테이블을 통해 자격취득 및 그 효과를 분석하였다. 그러나 테이블 분석은 관측되지 않는 개인별 특성은 물론 가구속성, 직장속성 등이 고려되지 않은 것이기 때문에 한계가 있다. 이에 관측되지 않는 개인별 특성(헤테로)을 통제할 수 있는 Chamberlain(1980)의 고정효과 로짓모형(fixed effect logit model)으로 자격취득의 요인과 자격의 취업효과를 추정하였다. 자격의 취득요인과 취업효과 추정은 전체와 남녀 각각의 샘플로 나누어 이루어졌다. 마지막으로 임금이 미치는 자격의 효과를 보기 위해 임금함수를 회귀분석하였는데, 임의효과모형(random effect model)으로 관측되지 않는 개인별 특성을 통제하면서 자격의 임금효과를 추정하였다.

### Ⅲ. 자격보유의 현황 및 특성

2001년도 자료<sup>5)</sup>로 자격보유의 현황을 개괄적으로 검토해 보자. 먼저 <표 1>에서는 다음과 같은 사실을 알 수 있다. 첫째, 조사 대상 인원의 18.2%가 1개 이상의 자격을 소지하고 있는 것으로 나타난다.<sup>6)</sup> 둘째, 자격취득은 교육훈련과 관계가 있는 것으로 나타난다. 교육훈련 경험이 있는 경우 약 45.2%의 자격소지율을 보이는 데 비해 교육훈련 경험이 없는 경우 16.2%의 자격소지율을 보인다. 셋째, 성별로 보면 남자는 23.6%의 자격소지율을 보이는 데 비해 여성은 13.2%의 자격소지율을 보여 남자가 더 많이 자격중

- 
- 3) 한국노동패널 자료에서의 교육훈련은 직업능력의 양성 및 향상과 관련된 교육 및 훈련의 이수율을 의미한다.
  - 4) 학력변수는 2001년도에 2000년도 이전과 차이가 나는 경우가(특히 학력이 저하한 경우) 275명으로 많았는데, 졸업생의 경우 2001년을 기준으로 하여 이전 연도의 학력을 수정하여 사용하였다.
  - 5) 2001년의 자료이지만 1998, 1999년 자료에서 나타난 자격보유 및 취득을 모두 누계하여 2001년도의 시점에서의 각 개인들의 자격보유 현황이다.
  - 6) 자격중의 개수는 1개를 소지하고 있는 경우가 68.2%로 대부분이며, 3개 이상 소지자는 5.1%이다.

〈표 1〉 인적 속성별 · 직업훈련 유무별 자격소지 현황

(단위: 명, %)

		자격 무	자격보유	전 체
성 별	여자	4,778 (86.8)	729 (13.2)	5,507 ( 51.9)
	남자	3,897 (76.4)	1,203 (23.6)	5,100 ( 48.1)
나 이	20세 이하	731 (92.1)	63 ( 7.9)	794 ( 7.5)
	21~30	1,548 (74.3)	535 (25.7)	2,083 ( 19.6)
	31~40	1,611 (73.3)	586 (26.7)	2,197 ( 20.7)
	41~50	1,767 (78.8)	474 (21.2)	2,241 ( 21.1)
	51~60	1,256 (86.9)	190 (13.1)	1,446 ( 13.6)
	61세 이상	1,762 (95.4)	84 ( 4.6)	1,846 ( 17.4)
학 력	고졸 미만	3,977 (94.1)	251 ( 5.9)	4,228 ( 39.9)
	고졸	2,719 (75.7)	874 (24.3)	3,593 ( 33.9)
	전문대졸	1,059 (74.3)	367 (25.7)	1,426 ( 13.4)
	대졸 이상	917 (67.6)	440 (32.4)	1,357 ( 12.8)
교육훈련 여부	교육훈련 무경험	8,272 (83.8)	1,599 (16.2)	9,871 ( 93.1)
	교육훈련 경험	403 (54.8)	333 (45.2)	736 ( 6.9)
전 체		8,675 (81.8)	1,932 (18.2)	10,607 (100.0)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널자료」, 1998, 1999, 2000, 2001.

을 가지고 있음을 알 수 있다. 넷째, 학력별로 보면 대졸 이상이 32.4%, 전문대졸, 25.7%, 고졸 24.3%, 고졸 미만 5.9%의 자격소지율을 보이고 있어, 학력이 높을수록 자격취득이 많은 것을 알 수 있다. 다섯째, 연령별로는 30대 26.7%, 20대 25.7%의 자격소지율을 보여 가장 높게 나타났고, 40대 21.2%, 50대 13.1%로 연령이 높아질수록 자격소지율이 떨어지는 것으로 나타났다.

자격취득자의 경우, 취업이나 구직활동 등 경제활동참가가 자격이 없는 사람에 비해 많은 것으로 나타났다. 이 결과만 가지고 자격증이 경제활동참가를 높이는 것인지, 경제활동에 적극적인 사람들이 자격취득에도 적극적인 것인지는 알 수가 없다. 그렇지만 그 결과가 자격증이 청년층의 경제활동참가의 선택확률을 높인다는 김안국(2003)의 실증결과와 일치하고 있어, 자격제도의 사회적 성과를 시사하는 것은 아닐까 생각된다.

자격소지자는 임금근로자로 취업하고 있는 비율이 비임금근로자로 취업하고 있는 비율보다 높게 나타난다. 종사상 지위별로는 상용직이 30.8%의 자격소지율을 보이고 있고, 임시직과 일용직은 각각 18.8%, 17.8%의 자격소지율을 보이고 있어, 상용직일수록 자격취득이 많음을 알 수 있다.

직종별로는 전문가 및 준전문가 직종의 자격소지율이 44%로 가장 높게 나타나며, 다

〈표 2〉 경제활동상태별 자격소지 현황

(단위: 명, %)

		자격 무	자격보유	전 체
경제활동상태	취업	4,274 (75.6)	1,381 (24.4)	5,655 ( 53.3)
	실업	104 (77.6)	30 (22.4)	134 ( 1.3)
	비경활	4,297 (89.2)	519 (10.8)	4,818 ( 45.4)
	전 체	8,675 (81.8)	1,932 (18.2)	10,607 (100.0)
취업상태	비임금근로자	1,629 (80.9)	385 (19.1)	2,014 ( 35.0)
	임금근로자	2,726 (72.8)	1,017 (27.2)	3,743 ( 65.0)
	전 체	4,355 (75.6)	1,402 (24.4)	5,757 (100.0)
종사상 지위	상용직	1,996 (69.2)	888 (30.8)	2,883 ( 51.8)
	임시직	359 (81.2)	83 (18.8)	442 ( 7.9)
	일용직	1,842 (82.2)	399 (17.8)	2,241 ( 40.3)
	전 체	4,196 (75.4)	1,370 (24.6)	5,566 (100.0)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널자료」, 1998, 1999, 2000, 2001.

음으로는 조립종사자 37.5%, 사무종사자 31%의 순으로 자격소지 비율이 높게 나타났다. 농업 관련 직종은 자격소지율이 10%로 가장 낮다.

업종별로는 운송, 통신, 금융, 보험 업종의 자격소지율이 40.6%로 가장 높고, 다음으로 교육서비스, 보건업, 오락문화서비스업종의 자격소지율이 40%로 높다. 자격소지율이 높은 이들 업종은 면허적 성격의 자격이 많기 때문이라 생각된다. 반면에 농업과 경공업, 도소매·숙박음식업 종사자들은 각각 7.6%, 12.7%로 자격소지율이 가장 낮게 나타났다.

규모별로는 1~29인의 소기업에 종사하는 사람들의 자격보유율이 23.1%로 가장 낮고, 그 외의 규모들은 31~35%의 사이에 있다.

한편, 자격증 보유 여하에 따라 현재의 직무와 기술수준이나 학력수준의 일치 정도는 별다른 차이를 보이지 않는 것으로 나타난다. 이는 자격증이 현재 직업능력의 신호 기능을 제대로 하지 못하고 있는 것을 시사한다. 자격소지자가 기술수준과 교육수준에 맞는 직무를 갖지 못하는 비율이 약 19%로 나타나고 있으며, 이 비율은 자격을 소지하고 있지 않는 경우 21~23%와 큰 차이를 보이지 않는다.

자격증을 보유한 사람들은 현재 직무숙련의 일반성 정도가 큰 것으로 나타난다. 현재 직무의 숙련이 타직장에서도 똑같이 유용하거나 부분적으로 유용한 사람들의 자격소지율이 각각 53%, 33%로 높게 나타나, 자격증을 소지하고 있지 않은 경우의 비율 42%, 34%에 비해 높은 것을 알 수 있다. 이는 자격증을 가지고 취업하는 경우 상대적으로 일반적 숙련의 성격을 갖는 직무에 종사하게 됨을 시사하는 것이다.

〈표 3〉 직종별·업종별·기업규모별 자격보유 현황

(단위: 명, %)

		자격 무	자격보유	전 체
직종	전문가 준전문가	257 (55.9)	203 (44.1)	460 ( 8.1)
	사무종사자	453 (68.7)	206 (31.3)	659 ( 11.6)
	서비스종사자	449 (69.8)	194 (30.2)	643 ( 11.3)
	판매종사자	1,046 (80.8)	249 (19.2)	1,295 ( 22.8)
	농업과 기타	992 (90.1)	109 ( 9.9)	1,101 ( 19.4)
	기능원	681 (79.4)	177 (20.6)	858 ( 15.1)
	조립종사자	417 (62.5)	250 (37.5)	667 ( 11.7)
	전 체	4,295 (75.6)	1,388 (24.4)	5,683 (100.0)
업종	농업,어업,광업 등	438 (92.4)	36 ( 7.6)	474 ( 8.4)
	경공업	378 (87.3)	55 (12.7)	433 ( 7.7)
	중공업	604 (76.1)	190 (23.9)	794 ( 14.1)
	전기가스수도,건설업	367 (75.8)	117 (24.2)	484 ( 8.6)
	도소매,숙박,음식	1,238 (83.2)	250 (16.8)	1,488 ( 26.4)
	운송,통신,금융,보험	339 (59.4)	232 (40.6)	571 ( 10.1)
	부동산,임대업,사업서비스	399 (70.0)	171 (30.0)	570 ( 10.1)
	교육서비스, 보건업, 오락, 문화서비스,기타	499 (60.0)	333 (40.0)	832 ( 14.7)
	전 체	4,262 (75.5)	1,384 (24.5)	5,646 (100.0)
기업규모	1-29	1,673 (76.9)	503 (23.1)	2,176 ( 60.0)
	30-99	359 (68.6)	164 (31.4)	523 ( 14.4)
	100-299	187 (66.3)	95 (33.7)	282 ( 7.8)
	300-499	63 (64.3)	35 (35.7)	98 ( 2.7)
	500-999	74 (67.3)	36 (32.7)	110 ( 3.0)
	1000이상	296 (67.4)	143 (32.6)	439 ( 12.1)
	전 체	2,652 (73.1)	976 (26.9)	3,628 (100.0)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널자료」, 1998, 1999, 2000, 2001.

소득수준에 있어서 자격증을 보유한 사람과 자격증이 없는 사람들은 별다른 차이가 없었다. 이는 월평균 소득, 시간당 소득 모두 마찬가지이다. 다만, 자격증이 없는 사람이 자격증을 보유한 사람보다 1주일에 평균 3시간 정도 더 일을 하고 있는 것으로 나타난다.

다음으로 근속기간을 보면 자격보유자는 4.4년으로 자격이 없는 자들에 비해 약 3.4년이나 짧은 것으로 나타난다. 이러한 결과는 이동임·김덕기(2001)에서 자격소지자가 이직 의향이 높았다는 실증 결과와도 일맥상통하며, 앞서 보았듯이 자격증이 일반적 숙련의 직무에 종사할 가능성을 크게 하여 노동이동에 도움이 되고 있는 것을 나타내는 것



이 아닐까 생각된다. 자격증 자체는 산업 특수적인 직무능력을 나타내는 경우가 많아 자격소지는 본래적인 의미에서 노동이동에 유리하다. 그런데다가 자격소지자가 일반적 숙련의 직무에 나가는 비율이 높게 됨으로써 자격소지자의 노동이동의 가능성이 크게 증가한 결과가 아닐까 판단된다.

〈표 4〉 직무일치 정도별 및 숙련일반성 정도별 자격소지율

(단위: 명, %)

		자격 무		자격보유		전 체	
		빈도	열%	빈도	열%	빈도	열%
교육수준 대비 현재 일	수준이 낮다	967	22.5	269	19.3	1,236	21.7
	보통이다	3,273	76.1	1,098	78.8	4,371	76.8
	수준이 높다	62	1.4	26	1.9	88	1.5
기술수준 대비 현재일	수준이 낮다	897	20.9	259	18.6	1,156	20.3
	보통이다	3,335	77.7	1,100	79.1	4,435	78.0
	수준이 높다	61	1.4	31	2.2	92	1.6
현재 일자리의 기술이 다른 일자리에 들어갈 경우 유용한 정도	현 직장에서의 기술이 거의 똑같이 유용하다	1,801	41.9	737	52.9	2,538	44.6
	부분적으로만 유용하다	1,480	34.4	460	33.0	1,940	34.1
	거의 쓸모가 없다	544	12.7	101	7.2	645	11.3
	특별한 기술이나 지식을 습득할 수 있는 일자리가 아니다	475	11.0	96	6.9	571	10.0

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널자료」, 1998, 1999, 2000, 2001.

〈표 5〉 자격취득 여부별 소득수준 및 근속연수

(단위: 만원, 개월, 명)

	전 체		없다		있다	
	평균	명	평균	명	평균	명
월평균소득	131.40	5,307	131.35	5,131	132.77	176
주당 평균 근무시간	52.82	5,672	52.92	5,492	50.03	180
시간당 평균소득	0.76	5,285	0.76	5,109	0.78	176
근속	7.74	5,605	7.84	5,426	4.44	179

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널자료」, 1998, 1999, 2000, 2001

#### IV. 자격취득의 요인

자격취득이 어떠한 요인에 의해 이루어지는가를 밝히는 것은 자격취득의 활성화 및 자격의 활용, 더 나아가서는 자격제도의 개선방안을 제시하는 데 유용할 것이다. 이에 본장에서는 자격취득의 요인을 분석하고자 하였다.

자격취득에 대한 경제이론적 연구는 거의 없지만, 인적자본론의 인적자본투자이론을 이용하여 기대투자수익과 비용의 측면에서 자격취득의 요인을 추론해 볼 수 있다. 인적자본의 투자와 마찬가지로 자격의 투자수익은 미래에 대한 할인율, 투자수익 회수 기간, 투자수익의 크기로 결정될 것이며, 자격에 대한 투자비용은 자격취득의 직접비용 및 기회비용으로 구성된다고 볼 수 있을 것이다.

자격의 투자수익을 결정하는 구체적 요인으로 미래할인율은 개인적 선호에 달려 있으며, 투자 회수 기간은 연령에 의존할 것이다. 투자수익의 크기는 자격의 질에 의해 결정되는데, 노동패널 자료에서는 그 정보를 이용하기 어렵다.<sup>7)</sup> 자격취득의 직접비용으로는 자격취득에 걸리는 시간과 비용의 직접비용이 있지만, 노동패널 자료에서 이에 대한 정보는 없다. 다만, 현재의 가구소득이 많은 가구는 가구소득이 적은 가구에 비해서 자격취득에 들어가는 비용이 상대적으로 적을 것이라 볼 수 있다. 그리고 인적자본 투자비용과 마찬가지로 자격취득의 직접적 비용(시간)은 학력이 높은 사람의 경우에 상대적으로 더 적게 들 것이라 가정할 수 있다. 자격취득의 기회비용은 현재의 경제활동상의 지위 및 혼인·가구상의 지위에 따라 달라질 것이다. 실업자는 취업자에 비해 자격취득의 기회비용이 적다고 볼 수 있을 것이며, 현재 가구주인 경우 자격취득의 기회비용이 여타 가구원보다 더 많다고 볼 수 있을 것이다.

이에 본고에서는 다음과 같은 가설을 세우고 이를 검증할 것이다. 첫째, 연령이 낮을수록 투자 회수 기간이 길어지기 때문에 자격취득이 많을 것이다. 둘째, 자격취득의 비용은 가구소득이 많고 학력이 높을 경우에 더 작아지기 때문에 가구소득과 학력이 높을

7) 노동패널 자료에는 자격증의 명칭이 조사되어 있지만, 자격의 질을 나타내는 급수 및 등급에 대한 정보가 체계없이 불충분하게 조사되어 있다.

수록 자격취득이 많을 것이다. 셋째, 경제활동상의 지위 중 실업은 자격취득의 기회비용이 적기 때문에 자격취득이 많을 것이다. 넷째, 혼인 및 가구의 지위에서 책임을 갖는 지위는 자격취득의 기회비용이 크기 때문에 자격취득이 적을 것이다.

자격취득의 요인에 관한 이상의 가설을 검증하기 위해 본고에서는 한국노동연구원의 노동패널 자료를 1차년도에서 4차년도까지 개인별로 묶은 패널자료를 구축하고 활용하였다.

패널자료의 이점은 각 개인이 지닌 관측되지 않는 개별적 특성들을 통제할 수 있다는 점이다. 본고에서는 Chamberlain(1980)에서 사용된 고정효과 로짓모형(fixed effect logit model)으로 개인들의 관측되지 않는 고유한 특성들을 통제하면서 자격취득의 요인을 추정하였다. 이 고정효과모형은 개인의 관측되지 않는 특성들이 시간에 따라 고정적이고 변하지 않는다는 강한 가정을 바탕으로 한 것이다. 그러나 현재 분석의 대상이 되는 기간이 4년으로 과히 길지 않다는 점, 그리고 관측되지 않는 개별적인 특성들(헤테로)에 대한 처리가 성과 평가의 실증분석에서 특히 중요하다는 Heckman et al.(2001)의 제안에 따라 고정효과모형을 사용하여 분석에 임하였다.

Chamberlain(1980)의 조건부 밀도함수의 기본 모형을 소개하면 다음과 같다.

$$y_{it} = X_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

여기서  $\varepsilon_{it}$ 는 i.i.d.  $N(0, \sigma^2)$ 으로 가정한다.  $\alpha_i$ 는 관측되지 않는 개별적인(시간에 따라 변하지 않는) 고정 특성들이다. 그러면  $\alpha_i$ 에 대한 충분 통계량(sufficient statistic)은  $\sum_{t=1}^T y_{it}$ 가 되며<sup>8)</sup>, 조건  $\sum_{t=1}^T y_{it}$ 하에서  $y_{i1}, \dots, y_{iT}$ 에 대한 조건부 밀도함수는

$$\begin{aligned} f(y_{i1}, \dots, y_{iT} | \sum_{t=1}^T y_{it}) \\ = \sqrt{T}(2\pi)^{-(T-1)/2} \sigma^{-(T-1)} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T [(y_{it} - \bar{y}_i) - (X_{it} - \bar{X}_i)\beta]^2\right\} \end{aligned} \tag{2}$$

이 된다. 이러한 조건부 밀도함수는  $\alpha_i$ 에 의존하지 않는다. 이 조건부 밀도함수는 오직

---

8)  $\alpha_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{it}\beta - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}$ 에서  $\alpha_i$ 와  $X_{it}$ 가 독립,  $\alpha_i$ 와  $\varepsilon_{it}$ 가 독립이므로  $\sum_{t=1}^T y_{it}$ 는  $\alpha_i$ 를 반영하게 된다.

$\beta$ 와  $\sigma$ 에만 의존하며, 이에 개인별 헤테로를 통제한 상태에서의 추정이 가능하다. 로그 우도함수는

$$\ln L = -N(T-1) \ln \sigma - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T [(y_{it} - \bar{y}_i) - (X_{it} - \bar{X}_i)\beta]^2 \quad (3)$$

가 된다. 이를 MLE의 방법으로 추정하여  $\hat{\beta}$ 를 구할 수 있다.<sup>9)</sup>

그런데  $y_{it}$ 가 0과 1의 값만을 갖는 변수라면 이는 바로 고정효과 로짓모형으로 적용될 수 있다. T가 2인 경우를 보면  $y_{i1} + y_{i2}$ 이 0이거나 2인 경우는 확률 1이므로 고려할 필요가 없다. 문제가 되는 것은  $y_{i1} + y_{i2}$ 이 1인 경우이다.  $(y_{i1}, y_{i2})$ 가 (0, 1)이면  $w_i = 0$ 라 하고  $(y_{i1}, y_{i2})$ 가 (1, 0)이면  $w_i = 1$ 이라 하면 조건부 밀도함수는

$$\begin{aligned} \text{Prob}(w_i=1 \mid y_{i1}+y_{i2}=1) &= \text{Prob}(w_i=1) / [\text{Prob}(w_i=0) + \text{Prob}(w_i=1)] \\ &= \frac{e^{(X_{i2} - X_{i1})\beta}}{1 + e^{(X_{i2} - X_{i1})\beta}} = A[(X_{i2} - X_{i1})\beta] \end{aligned} \quad (4)$$

가 되어 계산이 간단해진다.

Chamberlain(1980)의 고정효과 로짓모형은 개별적인 특성을 연도별로 변하지 않는 것으로 가정하기 때문에 변화가 없는 독립변수, 즉 예컨대 성별더미 등은 독립변수에 들어갈 수 없다. 이에 고정효과 로짓모형의 추정은 성별더미를 빼고 전체의 샘플을 추정하였고, 각각 남녀의 샘플로 나누어 추정하였다. 독립변수에는 연령, 연령 제곱, 혼인더미, 학력더미, 경제활동상의 지위더미, 가구주 여부더미, 가구원당 소득변수가 들어갔고, 종속변수는 당해 연도 자격취득 여부 더미변수이다.

추정 결과는 충분히 큰 우도값을 보아 전체 및 남녀 구분에서 모두 모형 설정이 잘 되었음을 알 수 있다.<sup>10)</sup>

9) 이 조건부 밀도함수로부터는  $\hat{\sigma}^2$ 이  $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T [(y_{it} - \bar{y}_i) - (X_{it} - \bar{X}_i)\hat{\beta}]^2$ 에서 구해질 수 있기 때문에 MLE의 단점인 자유도의 문제를 보정하는 일관된 추정치  $\hat{\sigma}$ 를 구할 수 있다(Chamberlain, 1980: 229).

10) 패널자료의 고정효과 로짓모형의 계수값이 단순로짓모형의 계수값보다 일관적이고 효율적이라는 가설로 검정을 한 결과 Hausman값이 전체 샘플 추정의 경우 86.3243, 여성 샘플 59.5465, 남성 샘플 36.7896이었다. 이 Hausman 통계량이 자유도 1인  $\chi^2$ 분포를 따르는데, 자유도 1인  $\chi^2$ 분포에서 유의수준 0.001의 임계값은 10.83이다. 따라서 검정통계량은 임계값보다 충분히 커서 Chamberlain(1980)의 고정효과 로짓모형이 일관적이며 효율적임을 알

<표 6> 자격취득의 요인 추정 결과

	전 체			여 성			남 성		
	계수값	표준 오차	유의 수준	계수값	표준 오차	유의 수준	계수값	표준 오차	유의 수준
연령	0.0168	0.1625		0.2108	0.2754		-0.0875	0.2085	
연령 제곱	-0.0042	0.0026	*	-0.0086	0.0047	**	-0.0021	0.0032	
혼인	-0.0835	0.3922		-0.2499	0.6392		-0.2125	0.5358	
고졸	-1.2984	0.2753	***	-1.6812	0.4388	***	-1.0396	0.3611	***
전문대졸	-1.1634	0.3402	***	-1.7989	0.5940	***	-0.8494	0.4185	**
대졸 이상	-0.8518	0.5120	*	-1.6903	0.8405	**	-0.4816	0.6724	
실업 <sup>1)</sup>	0.4306	0.2628	*	0.2729	0.4337		0.5934	0.3379	*
가사육아	-0.1136	0.3695		-0.1147	0.3983				
학업	0.1436	0.2090		-0.2841	0.3249		0.4317	0.2908	
기타 <sup>2)</sup>	0.4710	0.2267	**	0.8766	0.3709	**	0.3215	0.2990	
가구주	-0.9053	0.4835	*	-2.5411	1.3381	*	-0.5483	0.5320	
가구소득	0.0011	0.0014		0.0032	0.0025		0.0001	0.0017	
sample	42,105			22,023			20,082		
log-likelihood	-671.739			-287.015			-379.372		

주: 1) 실업 등 경제활동상의 지위 변수의 기준은 취업임.

2) 기타에는 심신 및 연로 장애가 포함되었음.

\*는 0.1, \*\*는 0.05, \*\*\*는 0.01의 유의수준

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널자료」, 1998, 1999, 2000, 2001.

추정 결과를 보면 투자 회수 기간에 해당되는 연령은 유의미하게 나오지 않았다. 다만, 전체와 여성의 경우 연령 제곱 변수가 유의한 음(-)의 계수값을 가지고 있어 연령과 자격취득의 관계 정도가 연령이 증가할수록 감소할 것임을 보여주고 있다. 혼인 여부는 자격취득에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

투자의 비용을 나타내는 학력을 보면 고졸 미만 학력자보다 고졸자, 전문대졸자의 자격취득의 확률이 더 적게 나타나, 고학력자가 투자비용이 적어 자격취득을 많이 할 것이라는 가설과 정반대의 결과를 보이고 있다. 이는 2001년도 자료로 자격보유의 현황을 분석한 <표 1>에서 고학력자의 자격보유가 상대적으로 많았던 것보다 다르다. 이는 이 장에서의 자격취득 요인 분석이 1998년 이후에 취득한 자격만을 다루었고, 특히 1998년도 이후 IMF 경제위기의 시기를 대상으로 하고 있어 그러한 결과가 나온 것이 아닐까 추측된다. 즉 이 시기에 실직이 많았고, 취업을 위한 자격취득이 많았는데 그러한 사람들 중에는 고졸 미만의 저학력층이 많았기 때문이 아닐까 추측된다.

수 있다. 이에 대해서는 Greene(2000: 841) 참조.

이와 관련하여 우리나라에서의 자격취득은 그 자체가 목적이 아니라, 직업훈련 프로그램에의 참가의 결과로 나타나는 경우가 많다는 사실을 주목할 필요가 있다. 즉 실업자 재취직훈련 등의 프로그램은 취업만이 아니라 자격취득을 목적으로 하는 경우가 많이 있다. 그러한 경우 저학력 실직자들이 실업자 재취직훈련을 많이 받았고, 이에 자격취득도 많았을 개연성이 있다. 이에 자격취득의 경제적 요인과는 다소 거리가 있지만, 자격취득을 결과하게 되는 교육훈련 이수 변수를 넣어서 추정을 하면 교육훈련은 남녀 공히 자격취득에 매우 많은 관련을 갖는 것으로 나타난다.<sup>11)</sup> 교육훈련 변수를 추가하여 추정된 결과는 <부표 1>에 소개하였다.

자격취득의 기회비용을 나타내는 현재의 경제활동상의 지위를 보면, 전체 및 남자의 샘플에서 실업의 경우가 취업자보다 자격취득을 더하는 것으로 나타났다. 여성은 비경제활동의 기타의 상태(이는 완전한 비경제활동상태가 아니라, 취업 자리가 주어지면 언제라도 취업할 용의가 있는 경우가 많아 잠재적인 구직상태라 할 수 있다. 이에 대해서는 김안국(2003) 참조)가 취업자에 대비하여 자격취득을 더하는 것으로 나타났다.

자격취득의 용이성을 나타내는 가구주 변수의 경우 전체 및 여자 샘플에서 가구주인 경우 자격취득을 덜하는 것으로 나타났고, 자격취득의 비용과 관련되는 가구소득은 자격취득과 무관한 것으로 나타났다.

이러한 결과로 볼 때 자격취득의 비용과 관계되는 경제활동상의 지위나, 가구주 지위는 자격취득의 요인에 있어 본고의 가설과 일치하고 있다. 가구주일 경우 자격취득에 소요되는 교육훈련 및 자격취득 과정의 직·간접적 비용이 가구주가 아닌 가족구성원에 비해 크다는 것을 의미하는 것이 아닐까 추론된다. 그러나 자격취득의 비용과 관련되는 가구소득이 자격취득과 무관한 것은 본고의 가설에 어긋나는 결과로 저학력자의 자격취득이 많은 결과와 함께 취득한 자격들의 질적인 측면을 검토해야 할 필요를 제기한다. 현재 노동패널 자료의 자격조사는 분류체계가 갖추어지지 않은 상태로 조사되어 있어, 자격의 질적인 측면까지 다루는 연구는 다음의 기회로 미룬다.

11) 자격취득과 교육훈련 변수를 같이 넣으면 그 두 변수의 상관관계가 높아 다중공선성의 문제가 야기될 수 있다. 그러나 자격취득이 많은 청년층의 경우 자격취득은 졸업 전이 많고, 교육훈련은 노동시장 진입 후가 많다고 볼 수 있어 두 변수간에 시차가 날 가능성이 많으며, 노동패널 자료에서도 교육훈련의 목적에 자격취득은 11.4%밖에 되지 않아 두 변수의 다중공선성 문제는 그렇게 심하지 않으리라 판단된다.

## V. 자격의 취업효과

현재 자격증의 상당 부분은 청년기에 취득되고 있으며 그 일차적인 목적도 주로 취업을 위한 것임이 확인되고 있다(강순희 외, 2002). 그러면 취업을 위해서 취득하는 자격증의 취업효과는 얼마나 되는 것일까?

자격증이 취업에 이용되는 것은 몇 년간 지속될 수 있을 것이다. 또한 재학 중에 자격증을 취득하는 경우는 졸업 이후에나 취업하는 것이기 때문에 자격증 취득과 취업의 시점에 차이가 나게 된다. 대학교 1학년에 자격을 취득하여 4년 뒤 취업을 하였다면, 자격의 취업효과는 4년 만에 나타나는 것이 된다. 또한 본고에서는 4개년도의 패널자료로 구성되었기 때문에 자격의 취업효과가 4년간 지속하는 것으로 가정하였다. 그러면 자격취득의 취업효과는 다음의 회귀식에서 추정될 수 있다.

$$y_{it} = X_{it}\beta + \gamma_1 DQ_{it} + \gamma_2 DQ_{it-1} + \gamma_3 DQ_{it-2} + \gamma_4 DQ_{it-3} + \alpha_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

여기서  $y_{it}$ 는 취업은 1, 미취업은 0의 값을 갖는 변수이다.  $DQ_{it}$  변수는 개인  $i$ 의  $t$ 년도 자격취득을 나타내는 변수이며,  $DQ_{it-1}$  변수는 개인  $i$ 의  $t-1$ 년도 자격취득을 나타내는 변수이다. 개인의 관측되지 않는 고정적 개별 특성을 통제하면서 자격취득의 효과를 보기 위해 앞장과 동일하게 Chamberlain(1980)의 고정효과 로짓모형으로 추정한 결과가 다음의 표이다. 추정에는 이전 연도에 받은 교육훈련의 취업효과를 보기 위해 교육훈련의 이전 연도 변수들을 추가하였다.

전체의 추정결과를 보면 자격취득의 취업효과는 당해 연도에 바로 나타나는 것이 아니라, 다음해 혹은 그 다음해에 나타나고 있다. 그러나 3년차에는 자격취득의 취업효과가 유의하지 않은 것으로 나타난다. 그러나 남녀별로 나누어 추정한 결과를 보면 여성의 경우 자격의 취업효과는 1년, 2년차에 0.1, 0.05의 유의수준에서 양의 계수값을 보이는데 비해 남성의 경우는 취득년도에 관계없이 자격의 취업효과가 유의하지 않은 것으로 나타난다.

교육훈련의 취업효과도 유사한데, 전체에서 교육훈련의 취업효과는 당해 연도는 유의

〈표 7〉 자격의 취업효과 추정 결과

	전 체			여 성			남 성		
	계수값	표준 오차	유의 수준	계수값	표준 오차	유의 수준	계수값	표준 오차	유의 수준
자격취득「0」 <sup>1)</sup>	0.0925	0.1872		0.0972	0.2563		0.1108	0.2818	
자격취득[-1]	0.4305	0.1850	**	0.4970	0.2695	*	0.3792	0.2639	
자격취득[-2]	0.4672	0.1891	**	0.5916	0.2782	**	0.2929	0.2702	
자격취득[-3]	-0.1844	0.1849		-0.0394	0.2668		-0.3441	0.2615	
교육훈련「0」	0.0704	0.1687		0.4064	0.2270	*	-0.4440	0.2535	*
교육훈련[-1]	0.5719	0.1806	***	0.7669	0.2344	***	0.1347	0.2870	
교육훈련[-2]	0.2973	0.1737	*	0.2772	0.2191		0.1742	0.2983	
교육훈련[-3]	-0.0809	0.1641		-0.0705	0.2075		-0.1480	0.2743	
연령	0.8485	0.0544	***	0.7308	0.0729	***	1.0446	0.0847	***
연령제곱	-0.0086	0.0006	***	-0.0072	0.0009	***	-0.0107	0.0009	***
기혼	-1.3316	0.1760	***	-2.7193	0.2863	***	0.2921	0.2847	
고졸	1.3947	0.2263	***	1.6577	0.3309	***	1.1932	0.3162	***
전문대졸	2.2498	0.2865	***	2.8629	0.4183	***	1.5975	0.3971	***
대졸이상	4.3035	0.3960	***	4.9804	0.5567	***	3.5818	0.5764	***
sample	42105			22023			20082		
log-likelihood	-3993.499			-2286.75			-1658.59		

주: 1) [0]은 당해 연도의 자격취득을, [-1]은 1년 전의 자격취득을 의미함. [-2]는 2년 전의 자격취득을 의미함. [-3]은 3년 전의 자격취득을 의미함. 교육훈련 변수도 마찬가지로.

\*는 0.1, \*\*는 0.05, \*\*\*는 0.01의 유의수준

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널자료」, 1998, 1999, 2000, 2001.

하지 않고, 1년차, 2년차에 유의하게 나타나는데, 여성의 경우 당해 연도와 1년차에 취업 효과가 유의하게 나타나는 반면에 남성의 경우 교육훈련의 효과는 당해 연도에 유의하게 음(-)의 효과를 보이고 있다.

이러한 결과는 2000년의 한국노동패널 자료를 이용하여 자격증의 취업효과를 추정한 이동임·김덕기(2001: 69)의 자격증 및 직업훈련이 유의하게 취업효과를 갖는다는 연구 결과와 조금 다르다. 그러한 차이는 분석모형 및 자료의 차이도 있지만, 이동임·김덕기(2001)가 취득 시기 및 교육훈련 이수 시기에 관계없이 자격증 보유 및 교육훈련의 취업 효과를 분석한 것이어서, 본고에서 분석한 최근 연도의 자격취득 및 최근 연도 교육훈련의 취업효과와는 다르기 때문이라 판단된다.



이상 자격증과 교육훈련의 취업효과 추정 결과를 종합해 볼 때 여성의 경우는 자격증과 교육훈련의 취업효과가 유의하지만, 남성의 경우 자격증의 취업효과는 없고 교육훈련의 취업효과는 오히려 음(-)으로 나타나고 있다.<sup>12)</sup>

물론 이상의 취업효과 추정 결과는 자격증의 질 및 교육훈련의 질적 차이가 고려되지 못하였고, 취업의 질이 통제되지 않았기 때문에 해석에 많은 주의를 필요로 한다. 실제로 <표 8>에서 자격증 취득자의 남녀별 자격 급수를 보면, 여성의 경우 남성보다 상대적으로 낮은 등급의 자격을 취득하고 있는 것으로 나타난다. 또 여성의 경우가 남성들보다 고용 안정성이나 임금 등에서 취업의 질이 떨어지는 것은 통상적 사실이다.

<표 8> 자격취득자의 급수

(단위: 명, %)

	여 자	남 자	전 체
1급	102(35.4)	186(64.6)	288
2급	403(47.7)	441(52.3)	844
3급	90(76.3)	28(23.7)	118

주: 한국노동패널 자료의 자격 급수 조사는 국가기술자격과 같이 기술사, 기능장, 기사, 산업기사, 기능사 등으로 등급 명칭이 있는 경우는 대부분 '없음'으로 조사되어 자격 등급에 대한 정확한 파악이 어렵다. 위의 자료는 첫 번째 소지한 자격으로 숫자로 된 등급을 가진 자격증 중 1~3급까지만의 경우임.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널자료」, 1998, 1999, 2000, 2001.

그러나 일단은 여성의 취업에 교육훈련과 자격정책이 유의한 성과를 거두고 있음은 분명하므로, 여성의 직업훈련과 자격정책을 강화하되 취업의 질을 높이는 방향으로 정책을 수립할 필요가 있다고 생각된다. 남성의 경우 관측되지 않는 개별적 특성들을 통제 한 상태에서 자격증의 취업효과가 나타나지 않는다는 사실은 자격취득의 목적이 학교 졸업 후의 취업이 가장 많은(강순희 외, 2002) 우리나라의 자격제도 문제점을 극명하게 드러내는 것이라 판단된다. 또 남자의 경우 당해 연도 교육훈련의 취업효과가 유의하게 음(-)으로 나타나고 있으며, 그 이후에는 교육훈련의 취업효과가 유의하지 않은 것은 검토해 보아야 할 문제이다. 즉 교육훈련이 공공·민간의 교육훈련기관에서 적절하게

12) 본고의 이러한 결과는 외국의 실증연구 결과와 유사하다. 외국의 경우도 교육훈련의 증장년 여성에 대한 효과는 유의하게 나타나며, 청년 및 남성의 경우는 거의 유의하지 않게 나타난다(Heckman et al., 1999).

이루어져, 정말로 산업수요에 부응하고 있는가가 규명되어야 한다.

연령이 높을수록 취업할 확률이 높지만, 그러한 연령의 취업효과는 연령이 높아질수록 줄어드는 것으로 나타난다. 고졸 미만의 저학력층에 비해 고졸 이상 학력자의 취업효과가 큰 것으로 나타나고 있으며, 학력이 높을수록 취업효과가 더욱 크게 나타난다. 이러한 추정 결과는 현재 나타나고 있는 청년층 및 저학력층의 실업 문제를 설명하는 것으로 판단할 수 있다.

## VI. 자격의 임금효과

앞서 <표 5>에서는 자격보유자와 미보유자의 임금 차이가 거의 없는 것으로 나타났다. 그러한 결과는 인적 속성 및 직장 속성이 반영되지 않았으며, 더 나아가서 개인들의 관찰되지 않는 개별적 특성들이 반영되지 않은 평균적인 값으로 자격취득의 임금효과라고 볼 수는 없다. 이에 관찰되지 않는 개별적 특성들을 통제하면서 자격의 임금효과를 추정할 필요가 있는데, 본고에서는 패널 회귀분석의 임의효과모형(random effect model)으로 개인들의 관찰되지 않는 개별 특성들을 통제하면서 자격의 임금효과를 추정하였다.

자격의 취득이 가져오는 임금효과는 자격취득으로 인한 직접적 자격수당의 수령에 의한 효과<sup>13)</sup>와 숙련 상승으로 인한 임금효과, 그리고 자격취득으로 인한 승진을 통한 우회적인 임금효과가 있을 것이다. 통상적인 자격취득의 임금효과는 그러한 직접 효과와 우회적 효과가 중첩되어 나타날 것이나, 이를 분리하여 실증하기는 어렵다. 본고에서는 자격의 임금효과를 보기 위해 자격의 소지 여부가 아니라 3년 전까지의 각 해의 자격취득여부를 나타내는 더미변수들을 독립변수에 넣어서 임의효과모형을 추정하였다. 패널 자료 모형의 임의효과모형은 관측되지 않는 개별적인 특성을 오차항으로 간주하고 FGLS 등의 방법으로 추정을 하는 것이다.<sup>14)</sup>

본고에서 임금함수의 추정은 임금근로자의 샘플에 한정하였다. 임금함수 임의효과모형의 추정 결과는 다음의 표와 같다.

13) 강순희 외(2002)에 의하면 자격수당을 받는 경우는 자격소지자의 7.6%밖에 되지 않는다.

14) 임의효과모형과 그 추정에 대해서는 Greene(2000: 567-572), Baltagi(1995) 참조.

〈표 9〉 자격의 임금효과 추정

	전 체			여 성			남 성		
	계수값	표준 오차	유의 수준	계수값	표준 오차	유의 수준	계수값	표준 오차	유의 수준
상수항	2.4105	0.0765	***	2.5971	0.1221	***	2.3899	0.1020	***
남성	0.3709	0.0129	***						
기혼	0.0258	0.0161		-0.0677	0.0303	**	0.0846	0.0185	***
고졸	0.1660	0.0156	***	0.1610	0.0276	***	0.1470	0.0184	***
전문대졸	0.2274	0.0211	***	0.2556	0.0369	***	0.1924	0.0251	***
대졸 이상	0.3774	0.0210	***	0.4426	0.0398	***	0.3368	0.0240	***
연령	0.0612	0.0039	***	0.0555	0.0064	***	0.0823	0.0051	***
연령 제곱	-0.0007	0.0000	***	-0.0006	0.0001	***	-0.0009	0.0001	***
근속	0.0254	0.0021	***	0.0288	0.0048	***	0.0193	0.0024	***
근속 제곱	-0.0005	0.0001	***	-0.0003	0.0003		-0.0003	0.0001	***
자격취득[0]	-0.0352	0.0249		0.0091	0.0426		-0.0451	0.0319	
자격취득[-1]	-0.0219	0.0152		0.0289	0.0437		-0.0133	0.0188	
자격취득[-2]	-0.0229	0.0153		0.0081	0.0411		-0.0055	0.0252	
자격취득[-3]	-0.0169	0.0151		-0.0458	0.0249	*	-0.0198	0.0252	
교육훈련[0]	0.0725	0.0175	***	0.0680	0.0317	**	0.0710	0.0211	***
교육훈련[-1]	0.0226	0.0152		0.0587	0.0299	**	0.0139	0.0188	
교육훈련[-2]	0.0236	0.0153		0.0540	0.0300	*	0.0243	0.0207	
교육훈련[-3]	0.0164	0.0151		0.0453	0.0249	*	0.0012	0.0204	
정규직	0.2332	0.0125	***	0.2928	0.0186	***	0.1665	0.0169	***
규모 30~99	0.0516	0.0099	***	0.0470	0.0163	***	0.0528	0.0126	***
규모 100~499	0.0750	0.0133	***	0.1280	0.0232	***	0.0500	0.0163	***
규모 500 이상	0.1001	0.0135	***	0.1120	0.0224	***	0.0983	0.0169	***
전문가	0.3216	0.0243	***	0.1919	0.0425	***	0.3905	0.0292	***
사무종사자	0.2453	0.0200	***	0.1739	0.0357	***	0.2834	0.0240	***
서비스종사자	0.2013	0.0202	***	0.1262	0.0349	***	0.2218	0.0247	***
판매종사자	0.1610	0.0208	***	0.1226	0.0313	***	0.1974	0.0297	***
기능원	0.1249	0.0187	***	-0.0110	0.0370		0.1678	0.0218	***
조립종사자	0.0781	0.0192	***	-0.0174	0.0374		0.1178	0.0225	***
제조(중공업)	0.0048	0.0183		-0.0850	0.0323	***	0.0125	0.0224	
전기수도건설업	0.0992	0.0220	***	0.1338	0.0560	**	0.0465	0.0250	*
도소매음식숙박업	0.0363	0.0205	*	-0.0109	0.0363		0.0303	0.0257	
운송금융보험	0.0323	0.0208		0.0172	0.0415		-0.0023	0.0249	
부동산사업서비스업	-0.0050	0.0219		-0.0537	0.0407		-0.0251	0.0262	
교육보건오락서비스	-0.0388	0.0219	*	-0.1049	0.0384	***	-0.0579	0.0282	**
sample	9159			3381			5778		
R <sup>2</sup>	0.5266			0.3761			0.4405		

주: 직종의 기준은 농업, 임업, 어업 숙련종사자(단순노무종사자 포함)이고, 업종의 기준은 농업, 어업, 광업, 제조업(경공업)임.

\*는 0.1, \*\*는 0.05, \*\*\*는 0.01의 유의수준

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널자료」, 1998, 1999, 2000, 2001.

추정의 전반적인 결과는 통상적인 임금함수의 추정 결과와 거의 유사하다. 그러나 본고에서 주목하는 자격취득의 임금효과는 유의하지 않은 것으로 나타난다. 유일하게 여성의 경우 3년 전 자격취득은 0.1의 유의수준에서 음(-)의 효과를 보이는 것으로 나타난다. 그리고 자격취득 변수의 계수값이 전체와 남자의 경우 모두 음(-)의 값을 보이고 있음이 주목된다.<sup>15)</sup>

교육훈련의 임금효과는 당해 연도의 교육훈련이 임금에 양(+의 영향을 미치는 것으로 나타나며, 여성의 경우 이전 연도의 교육훈련도 유의하게 임금효과를 보이는 것으로 나타났다.

이상의 결과는 한국노동패널 2000년의 자료를 이용하여 Heckman의 선택편의 교정모형으로 자격증의 정(+의 임금효과가 유의하게 나타난다는 결과를 제시한 이동임·김덕기(200: 73~76)와 크게 다른 결과이다. 그러한 다른 결과는 (취득 연도에 무관하게) 자격소지 여부의 임금효과를 본 이동임·김덕기(2001)와는 다르게 본고에서는 1998년에서 2001년까지 당해 연도에 취득한 자격의 당해 연도 및 추후 연도의 임금효과를 보았으며, 또한 실증모형의 설정에서도 패널자료로 분석하여 관측되지 않는 개인들의 개별 특성이 더 많이 통제되었기 때문이 아닐까 판단된다.<sup>16)</sup> 그러나 자격의 질이 통제되지 못한 상태에서의 분석 결과라는 한계는 여전히 남아 있다.

자격취득의 임금효과가 유의하지 않은 것은, 강순희 외(2002)의 연구에서도 나타나듯이, 자격취득으로 인한 직업능력 정도와 실제 산업현장에서 필요로 하는 직업능력 정도에 괴리가 많기 때문이거나, 자격취득으로 얻어진 직업능력이 산업현장에서 별로 필요로 하지 않은 것이기 때문이라 판단된다.

이상의 결과와 앞 절의 자격취득의 취업효과 분석의 결과를 종합해 볼 때 자격은 취업 및 채용에서 그 준거 기준(최소한의 조건)으로서의 역할은 여성의 경우 어느 정도 하

15) 패널자료의 회귀분석에는 개별적 특성을 1계차분 혹은 평균값으로 차분하여 소거하여 추정하는 고정효과모형도 있다. 고정효과모형의 추정에서도 자격의 임금효과는 유의하지 않은 것으로 나타난다. 고정효과모형의 추정에서 혼인더미, 학력더미, 정규직더미, 규모더미, 업종더미, 직종더미 등 변수들은 시간에 따라 거의 변하지 않아 개인의 개별적 고정 특성과 다중공선성의 문제를 발생시키므로 성별더미와 함께 추정에서 제외하였다. 전체의 샘플을 고정효과모형으로 추정한 결과는 <부표 2>로 소개하였다.

16) 선택편의모형은 관측되지 않는 개별적 특성들이 선택을 통해서 나타난다고 보고 선택 여부를 통제하여 추정하는 것이고, 패널자료의 임의효과모형이나 고정효과모형은 관측되지 않는 개별적 특성들 자체를 오차항 구조로 통제하여 추정하는 것이다.

고 있다고 보여진다. 그러나 자격의 임금효과가 유의하지 않은 실증 결과는 그 자격취득으로 인정받는 직업능력이 실제로 획득되지 못하고 있거나, 혹은 자격취득으로 얻어지는 직업능력이 시장에서 필요하지 않은 것이든지, 아니면 시장에서 제대로 인정받지 못하는 현실을 극명하게 나타내는 것이라 판단된다.

## VII. 결 론

먼저 한국노동패널 자료(1~4차)를 이용하여 자격의 취득요인 및 취업·임금효과를 분석한 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 자격취득의 요인을 보면 1998년도 이후 고졸 미만 저학력층의 자격취득이 고학력층보다 많았던 것으로 나타난다. 이는 IMF 시기에 저학력층의 실업이 많았던 것과 관련된다고 판단된다. 남성은 구직활동을 하고 있는 경우가 취업자에 비해 자격취득이 많았으며, 여성은 비경제활동상태에 있지만 잠재적 구직자인 경우에 자격취득이 많았다. 가구주일 경우 자격취득의 확률은 더 적게 나타났다.

둘째, 전체와 여성의 경우 자격의 취업효과는 당해 연도가 아니라 1, 2년차에 그 효과가 나타나고 있다. 그러나 남성의 경우는 취득 연도에 관계없이 자격의 취업효과는 유의미하지 않은 것으로 나타난다. 교육훈련의 경우 여성은 당해 연도와 1년차에 유의한 취업효과를 보이는 데 반해, 남성은 당해 연도에 오히려 음(-)의 취업효과를 보이며, 이전 교육훈련의 취업효과는 유의하지 않게 나타난다.

셋째, 임금근로자의 경우 자격의 임금효과는 유의하지 않은 것으로 나타나며, 음(-)의 효과를 보일 가능성이 있다. 임금근로자의 경우 교육훈련의 임금효과는 유의하게 나타나고 있다.

이상의 결과로부터 자격제도 및 교육훈련제도에 대한 정책 시사점을 얻을 수 있는데, 자격증의 취업효과가 여성에게는 나타나지만 남성에게는 나타나지 않는 것을 고려하여 여성의 주요 취업 직종별 및 남성의 주요 취업 직종별 분석을 통해 취업을 제고시키는 자격은 활성화시키고, 그렇지 않은 자격은 그 문제점을 파악하고 개선안을 강구해야 한다. 여성의 경우는 자격의 취업효과와 함께 취업의 질을 높이는 정책을 병행해야 할 것이다. 교육훈련의 경우도 여성의 경우 취업효과가 있지만 남성의 경우 오히려 취업에 역

효과가 있는 것을 고려하여, 교육훈련의 수요분석을 철저히 함은 물론 고용정책 및 훈련 정책에서 남녀별 특성을 고려한 기획이 모색되어야 하며, 남성의 교육훈련을 근본적으로 재검토할 필요가 있다. 자격의 임금효과가 나타나고 있지 않은 것은 현재 자격의 취득 과정에서 얻어지는 직업능력이 산업의 수요에 부응하지 못하는 괴리가 크기 때문이라 판단된다.

본고의 분석은 취득한 자격을 그 질에 관계없이 총괄적으로 묶어 그 자격효과 및 임금효과를 추정한 것이기 때문에 그 해석에 한계가 많다. 즉 취득 자격의 분야 및 종류, 등급으로 분류하여 분류된 각각 자격들의 취업 및 임금효과를 분석해야 올바른 자격의 효과를 평가할 수 있다. 이러한 자격의 질적 차이를 통제한 자격취득의 성과 분석은 추후의 과제로 남기고자 한다.

## 참고문헌

- 강순희·김안국·박성재·김주섭·김승택·김덕호·정주연·박충렬. 『자격제도의비전과 발전방안』. 서울: 한국노동연구원, 2002.
- 김재호. 『기업내부 노동시장의 변화』. 서울: 한국노동연구원, 2002.
- 김안국. 「청년층 미취업의 실태 및 원인 분석」. 『노동경제론집』 26권 1호 (2003. 3): 23-52.
- 서용호·박덕희. 『국가기술자격 취득자의 산업사회 기여도 조사』. 서울: 한국산업인력공단, 1997.
- 서창교·김주섭·김덕기. 『국가기술자격의 효과 분석』. 서울: 한국직업능력개발원, 2000.
- 이동임·김덕기. 『노동시장에서 자격의 활용도 제고방안』. 서울: 한국직업능력개발원, 2001.
- 이병희·안주엽·전병유·장수명·홍서연. 『학교로부터 노동시장으로 - 이행실태와 정책과제』. 서울: 한국노동연구원, 2002.
- Accemoglu, D., & J. S. Pischke. "Why Do Firms Train? Theory and Evidence." *Quarterly Journal of Economics* 113 (1) (February 1998): 79-119.

- Baltagi, B. H. *Ecomometric Analysis of Panel Data*. New York: John Wiley & Sons 1995.
- CEDEFOP, *European Trends in the Development of Occupations and Qualifications*. 2002.
- Chamberlain, G. "Analysis of Covariance with Qualitative Data." *Review of Economic Studies* 47 (1) (January 1980): 225-238.
- Greene, H. W. *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall, 2000.
- Heckman, James J., Robert J. LaLonde, & Jeffrey A. Smith. "The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs." In *Handbook of Labor Economics*, Vol 3A, edited by Oreley C. Ashenfelter and David Card, 1865-2097. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1999.
- Heckman, James. "Accounting for Heterogeneity, Diversity and General Equilibrium in Evaluating Social Programmes." *Economic Journal* 111 (475) (November 2001): F654-F699.
- OECD. *Assessing and Certifying Occupational Skills and Competences in Vocational Education and Training*. OECD, 1996.
- \_\_\_\_\_. *Thematic Review of the Transition from Initial Education to Working Life*. OECD Country Note, OECD, 1999.

<부표 1> 자격취득의 요인 추정 결과: 교육훈련변수 포함

	전 체			여 성			남 성		
	계수값	표준 오차	유의 수준	계수값	표준 오차	유의 수준	계수값	표준 오차	유의 수준
교육훈련	1.1952	0.1932	***	1.5500	0.3035	***	0.9199	0.2586	***
연령	-0.0006	0.1662		0.2025	0.2920		-0.0831	0.2105	
연령 제공	-0.0043	0.0027		-0.0094	0.0051	*	-0.0023	0.0032	
기혼	-0.2033	0.4054		-0.3307	0.6747		-0.2958	0.5435	
고졸	-1.2574	0.2762	***	-1.5538	0.4416	***	-1.0505	0.3629	***
전문대졸	-1.1092	0.3406	***	-1.7304	0.6030	***	-0.8161	0.4175	*
대졸 이상	-0.7591	0.5165		-1.5173	0.8584	*	-0.4616	0.6757	
실업 <sup>1)</sup>	0.4340	0.2675		0.2237	0.4460		0.6143	0.3420	*
가사육아	-0.0072	0.3786		0.1069	0.4190				
학업	0.2138	0.2107		-0.2206	0.3274		0.5112	0.2945	*
기타 <sup>2)</sup>	0.4572	0.2332	**	0.8240	0.3899	**	0.3353	0.3018	
가구주	-0.9006	0.4777	*	-2.0762	1.3738		-0.6102	0.5304	
가구소득	0.0015	0.0014		0.0031	0.0026		0.0006	0.0017	
sample	42105			22023			20082		
log-likelihood	-652.0853			-272.851			-373.048		

주: 1) 실업 등 경제활동상대변수의 기준은 취업임.

2) 기타에는 심신 및 연로 장애가 포함되었음.

\*는 0.1, \*\*는 0.05, \*\*\*는 0.01의 유의수준

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널자료」, 1998, 1999, 2000, 2001.

<부표 2> 자격의 임금효과 추정: 고정효과모형

	계수값	표준오차	유의수준
연령	0.1464	0.0104	***
연령제공	-0.0011	0.0001	***
근속	0.0108	0.0032	***
근속제공	-0.0002	0.0001	
자격취득[0]	-0.0290	0.0279	
자격취득[-1]	-0.0284	0.0179	
자격취득[-2]	-0.0156	0.0278	
자격취득[-3]	-0.0252	0.0172	
교육훈련[0]	0.0301	0.0192	
교육훈련[-1]	0.0284	0.0178	
교육훈련[-2]	0.0346	0.0207	*
교육훈련[-3]	0.0249	0.0172	
sample	9159		
Adj-R <sup>2</sup>	0.7927		

주: \*는 0.1, \*\*는 0.05, \*\*\*는 0.01의 유의수준

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널자료」, 1998, 1999, 2000, 2001.



---

abstract

---

## The Factors of the Acquisition of Qualifications and the Employment and Wage Effects of the Acquisition of Qualifications

Ahn Kook Kim · Soon Hie Kang

In knowledge-based economy where the human capital has an strong compatibilities, the life cycle of technologies and skills get shorter, and the mobility of labor get greater, the role of the signal system of qualifications have greater importance. This article used the KLIPS(Korean Labor Institute Panel Study) data, and analysed the factors of the acquisition of qualifications and the employment and wage effects of the acquisition of qualifications by fixed effects logit model and random effects model.

The lower school stratification acquired the more qualifications, and in the case of men the unemployed one acquired the more qualifications. The employment effects of the acquisition of qualifications are significant at first year and second year in women, but the men's of the employment effects of acquisition of qualifications are not significant. The wage effects of the acquisition of qualifications are not significant. The results of the regression suggest that in Korea the signal system of qualifications do not working, and that the qualifications in Korea need to reform.

**Key Words:** Factors of the Acquisition of Qualifications, Employment and Wage, Effects of the Acquisition of Qualifications, Fixed Effects Logit Model, Random Effects Model