

勞 動 經 濟 論 集  
第30卷(1), 2007. 3, pp. 1~30  
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 한국의 교육투자수익률 및 학위효과 : 남녀 비교

한성신\* · 조인숙\*\*

이 논문은 한국노동패널 조사자료를 이용하여 한국에서의 남성과 여성의 교육투자수익률을 추정하였다. Mincer 타입의 임금함수를 이용하여 평균적인 교육투자수익률을 추정해 본 결과, 남성과 여성의 교육투자수익률이 크게 차이가 나지 않은 것으로 나타났다. 이는 연령대가 높아질수록 남성의 수익률은 높아지고, 여성의 수익률은 낮아지는 현상 때문에 나타난 결과로 판단된다. 학위효과(sheepskin effect)를 추정해 보면, 대학 학위가 남성근로자의 임금에는 거의 영향을 주지 않으나, 여성에게는 큰 임금상승효과를 가져온다는 것을 발견하였다. 이는 대학교육이 남성보다 여성의 임금수준에 더 큰 영향을 미친다는 또 하나의 증거가 될 수 있다. 대학입학시험 성적 변수를 사용하여, 가능한 한 개인의 생산성 차이가 임금수준에 미치는 영향을 배제하고, 교육이 임금수준에 미치는 영향을 추정해 보고자 하였다. 그 결과 남성의 경우에는 교육이 임금수준에 미치는 영향이 거의 발견되지 않은 반면에, 여성의 경우 그 영향이 크고 유의하게 나타났다. 이러한 모든 발견들은, 교육수준이 여성의 임금수준에 보다 큰 영향을 미친다는 주장을 강하게 지지한다 하겠다. 따라서 기존의 연구에서 남녀를 구분하지 않거나 이 논문에서 남녀 간 평균 교육수익률이 큰 차이를 보이지 않은 것은 이 논문에서 제시하는 각종 원인에 의해 일부 왜곡된 것이며, 실제로는 여자가 더 높다는 것을 보인다. 또한 이는 미국을 비롯한 대부분의 OECD 국가의 경우와도 일치한다.

— 주제어 : 교육투자수익률, 학위효과, 인적자본이론, 선발이론, 한국노동패널 조사

\* 연세대학교 경제학과(sshan@yonsei.ac.kr)

\*\* Department of Economics, University of California, Santa Barbara, USA  
(icho@econ.ucsb.edu)

## I. 들어가는 말

일반적으로 여성의 교육투자수익률이 남성에 비해 더 높은 것으로 나타나고 있다<sup>1)</sup>. 학력 대비 여성의 평균 임금수준이 남성보다 낮음에도 불구하고, 여성의 교육투자수익률이 더 높게 추정되는 가장 큰 이유는 학력수준간 임금격차가 여성의 경우에 더 크기 때문이다(Dougherty, 2004). 그러나 한국에서의 교육투자수익률에 관한 연구들을 살펴보면, 여성의 교육투자수익률이 더 높은지 여부가 불분명하다.

공은배·백성준(1994)은 교육재정통계와 사교육비 실태조사 자료를 이용하여 내부수익률 계산법에 따라 교육투자수익률을 산정한 바 있다. 이들은 남성의 경우 고교 졸업시 약 8.1%, 전문대 졸업시 약 5.1%, 그리고 4년제 대학 졸업시 약 9.4%의 수익률을 얻으며, 여성의 경우 고교 졸업시 약 11.6%, 전문대 졸업시 약 9.4%, 그리고 4년제 대학 졸업시 약 7.0%의 수익률을 얻는다고 보고하였다. 즉 고교 졸업자 및 전문대 졸업자를 비교하면 여성의 교육투자수익률이 더 높으나, 4년제 대학 졸업자를 비교하면 남성의 교육투자수익률이 더 높다는 것이다.

최강식(2002)은 Mincer(1974) 타입의 임금함수를 이용하여 남녀의 교육투자수익률을 추정하였다. 한국노동패널 1차년도(1998) 및 2차년도(1999) 자료를 이용한 그의 추정치에 따르면 남성 및 여성의 교육투자수익률은 각각 6~7% 및 6~8%로, 남녀간 큰 차이를 보이지 않았다. 더 나아가, 그는 학위효과(sheepskin effect)를 추정하였는데, 그 추정치는 남자의 경우 4년제 대학을 졸업하였을 때 약 12~18%, 여성의 경우 31~57%로 나타났다. 그러나 그는 만약 교육투자수익률이 선형함수가 아니라면 학위효과(sheepskin effect)는 없을 수도 있다고 보고 있다.

이들과 다르게 금재호(2004)는 직종별 남녀 성비 변수를 포함한 Mincer 타입의 임금함수를 이용하여, 남성 및 여성 근로자의 교육투자수익률을 추정하였다. 그는 한국노동

---

1) Trostel, Walker, Woolley(2002)는 미국 및 OECD 국가 일부를 포함한 28개국에서의 남녀의 교육투자수익률을 추정하고 이를 비교한 바 있다. 이들은 네덜란드, 북아일랜드, 뉴질랜드 및 스페인을 제외한 24개국에서 여성의 교육투자수익률이 남성에 비해 높게 추정된다는 것을 보였다.

패널 3차년도(2000) 자료를 이용하여, 남성의 교육투자수익률은 5.3%인 반면, 여성의 교육투자수익률은 3.7%로, 노동시장에서의 남녀 불평등 정도를 통제하는 임금함수를 사용하면 여성이 남성보다 낮은 교육투자수익률을 가진다고 설명하였다.

이 논문에서는 2001년에 실시한 한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS 2001)을 이용하여 교육투자수익률을 추정한다. 교육수준이 남성과 여성의 임금수준에 어떠한 영향을 주는지를 살펴보고, 이에 어떤 유사점과 차이점을 발견되는지를 보다 자세히 분석한다. 연령대별로 투자수익률을 추정해 보고 학위효과(sheepskin effect)를 추정해 보는 것은 교육이 남성과 여성에게 각기 어떻게 다르게 영향을 미칠 수 있는지를 분석하는 데 도움을 준다. 뿐만 아니라 각종 임금결정 변수 및 가족배경이 남녀 근로자에게 미치는 영향을 살펴봄으로써 교육수준 이외에 또 어떠한 변수들이 임금수준에 영향을 미칠 수 있는지를 분석한다.

최강식(2002)은 기타 연구에서와 마찬가지로 근로자의 경력이 임금수준에 상당한 영향을 미친다고 판단하고 이를 실증분석에 포함시켰다. 그러나 이 논문에서는 경력보다 연령이 통계적으로 보다 유의한 것으로 나타나, 연령을 설명변수로 사용하였다. 동시에 한국의 노동시장에서는 한 직장에 얼마나 오래 근무하였는지 여부가 임금수준에 큰 영향을 미치는 것도 사실이므로, 근로자의 현 직장에서의 근무연수를 통제변수로 동시에 사용함으로써 계량분석 모형의 설명력을 높였다. 최강식(2002)은 근로자의 부모 및 배우자의 학력수준 변수를 분석에 포함시켰는데, 이 논문은 근로자 부모의 학력수준만을 이용한다. 또한 최강식(2002)과 다르게 노조가입 여부, 시간제근무 여부, 정규직 여부, 결혼 여부 및 사는 지역 등을 설명변수로 사용하였다.

금재호(2004)는 노동시장에 존재하는 차별대우를 나타내는 대변수(proxy variable)로서 직업의 종류에 따라 업종내 남녀 근로자의 비율을 사용하였다. 그러나 이 논문의 저자들은 남녀 성비의 차이는 직업 또는 직종의 특성 결과이며, 남녀 차별의 원인은 아닌 것으로 판단하여, 이 논문에서는 이들 변수는 고려하지 않았다.

이 논문에서는 위의 두 연구와 마찬가지로, 근로자의 임금수준이 교육연수의 선형함수라고 가정한 Mincer 타입의 임금함수를 이용하여 교육투자에 대한 사적 투자수익률을 추정하였다. 노동시장 및 개인의 특성이 임금수준에 미치는 영향을 통제하기 위하여, 근로자의 연령, 근로자가 현 직장에서 근무한 해수, 정규직 여부, 노조가입 여부, 시간제근무 여부, 결혼 여부 및 사는 지역의 변수들을 임금함수에 포함시켰다<sup>2)</sup>. 또한 가족배경이

2) 최강식(2002)의 연구에서는 '연령-교육연수-6'을 근로자의 경력연수로 정의하고, 이를 임금

근로자의 임금에 미치는 영향을 통제하고자 부모의 교육수준, 부모의 직업분포, 편모 가정을 가리키는 더미변수, 근로자의 출생 및 성장 지역 등의 변수를 임금함수에 포함시켰다.

이 논문에서는 임금근로자에 대한 평균 교육투자수익률이 남자의 경우 5.2%, 여성의 경우 4.2%로 추정되어, 남성과 여성의 교육투자수익률이 크게 차이나지 않는 것으로 나타났다. 그러나 연령대에 따른 교육투자수익률을 계산해 보면, 각 연령대에 따라 서로 다른 패턴을 보여준다. 25세 이상 34세 이하에서는 여성과 남성은 각각 5.4%, 4.5%로 나타나고 있어서 여성의 교육투자수익률이 남성보다 높은 반면, 35세 이상 44세 이하에서는 여성과 남성이 각각 4.1%, 5.2%, 45세 이상 54세 이하에서는 여성과 남성이 3.6%, 6.3%로 남성의 교육투자수익률이 여성보다 높은 것으로 나타났다. 이는 여성의 노동시장 참여패턴이 남성과는 다르기 때문에 나타나는 현상으로 볼 수 있다. 여성의 경우, 남성과 다르게, 젊은 시기에 노동시장에 보다 적극적으로 참여하며, 연령이 높아지면서 노동시장을 퇴장하였다가 몇 년 후에 재참여하는 U자 형태의 노동시장 참여패턴을 보여준다. 이로 인해 연령대가 다른 여성근로자들 사이에 서로 다른 수준의 교육투자수익률이 추정된다. 따라서 전체에 대한 평균으로 남성의 교육투자수익률이 여성의 교육투자수익률과 큰 차이가 없다고 판단하는 것은 오류를 낳을 수 있다. 따라서 한국의 경우도 다른 나라와 마찬가지로 여성의 교육투자수익률이 남성보다 높은 것으로 보아야 한다.

대학교육이 임금수준에 미치는 영향을 확인하고자, 학위효과(sheepskin effect)를 추정하였다. 남성의 경우 학위효과가 거의 존재하지 않으며 통계적으로도 유의하지 않은 반면, 여성의 경우 학사 학위에 대해 약 15%의 상대적으로 높고 통계적으로도 유의한 값이 추정되었다.

---

함수에 사용하였다. 저자들은 다양한 실험을 통해서, 남성의 경우에는 위와 같이 정의된 경력변수를 사용하였을 때나 근로자의 연령변수를 사용하였을 때나 그 추정치에 큰 변화가 없는 반면, 여성의 경우에는 위의 경력변수를 사용하는 경우 그 변수가 통계적으로 유의하지 않음과 동시에 임금함수의 설명력이 낮아진다는 것을 발견하였다. 따라서 이 논문에서는 근로자의 연령변수를 사용하여 근로자의 생애취업기간이 임금수준에 미칠 영향을 통제하고자 하였다. 이와 동시에, 한국의 노동시장에서는 근로자가 한 직장에서 얼마나 오래 근무하였는지 여부가 임금수준에 영향을 미칠 수 있다고 보고, 이를 통제하기 위해서 근로자의 현 직장에서의 근속연수 변수를 임금함수에 포함시켜 그 영향을 통제하고자 하였다. 금제호(2004)의 연구에서는 남성의 임금수준은 생애취업기간에 보다 영향을 받고, 여성의 임금수준은 현 직장의 근속연수에 보다 영향을 받는다는 것을 발견하였다. 이는 근로자의 경력이 임금수준에 미치는 영향을 통제하기 위하여 연령변수 및 현 직장에서의 근속연수 변수를 모두 임금함수에 포함시키는 것이 적절하다는 것을 지지해 주는 근거라 할 수 있겠다.

이 논문의 결과들은 여성 및 남성의 교육투자수익률을 비교할 때 일반적으로 발견할 수 있는 특징들, 교육투자수익률 및 학위효과가 여성이 남성에 비해 높다는 특징들이 한국에서도 나타난다는 가설을 지지한다.

그러나 이는 남성들의 교육과 임금 간의 관계가 인적자본이론(human capital theory)으로 설명되고, 여성들의 교육과 임금 간의 관계가 선발이론(screening theory)으로 설명된다는 것을 뜻하는 것은 아니다. 이 논문의 후반부에서는 대학입학시험 성적을 사용하여 추정된 교육투자수익률에 대한 해석을 본문에서 제시한다. 대학입학시험 성적을 개인 능력의 대변수(proxy variable)로 사용한 분석 결과는 여성의 교육투자수익률이 남성에 비해 높다는 가설을 강하게 지지한다. 남성의 경우 대학원 교육을 제외한 기타 대학교육은 근로자의 임금에 큰 영향을 미치지 않으며 그 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 여성의 경우 모든 종류의 대학교육이 임금에 크게 영향을 미치며 이들 효과가 모두 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 남성의 경우 대학입학시험 성적변수가 가족배경함수와 다중공선성의 문제가 있는 것으로 추정되는 결과를 보여, 대학입학시험 성적변수를 개인 능력의 대변수로 사용할 경우 주의를 기울여야 하는 것으로 나타났다. 반면 여성의 경우 대학입학시험 성적변수 및 가족배경함수는 각각 여성의 교육 및 임금수준 관계를 설명하는 데 큰 도움을 줄 뿐 아니라 두 변수를 같이 사용하는 경우 임금함수의 설명력을 더욱 향상시키는 것으로 나타났다. 그러나 이들 결과는 제한된 관찰수에 대한 분석이므로 그 해석에는 한계가 있다.

이 논문은 다음과 같이 구성된다. 다음 장에서는 실증분석에 사용된 자료 및 분석모형을 소개한다. 세 번째 장에서는 한국에서의 남성과 여성의 교육투자수익률 추정치를 설명하고 그 의미를 분석한다. 이 장에서는 연령과 수익률, 학위효과 등도 포함하고 있다. 마지막 장에서는 이 논문의 결과를 종합하고 앞으로의 새로운 연구방향을 제시한다.

## II. 자료 및 실증분석 모형

### 1. 한국노동패널조사

이 논문에서는 한국노동시장에서 교육이 근로자의 임금수준에 어떤 영향을 미치는지

를 분석하기 위해서, 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS 2001) 자료를 이용하였다. 이 조사는 제주도를 제외한 전국의 도시에 거주하는 5,000가구 및 가구원을 표본을 추출하여 1998년부터 동일한 표본을 반복해 추적 조사하는 종단면 조사(longitudinal survey)이다. 이 조사는 1998년부터 2005년까지 매년 표본 가구원들의 고용형태, 근무환경, 임금수준, 교육적 배경 및 가정환경 등에 대해 조사해 왔다. 이 논문에서는 2001년에 실시된 4차년도 조사자료를 분석한다. 2001년 자료의 특징은 가구원들의 대학입학시험 성적을 포함하고 있다는 점이다.

한국노동패널 4차년도 조사(KLIPS 2001)에는 총 3,510가구의 11,051가구 구성원들이 참가하였다. 이들 표본 가구원들이 한국노동시장 분석을 위해 적절한 자료인지를 확인하기 위하여, 한국센서스 조사에서 드러난 인구의 일반적인 특성 및 노동시장에서의 특성들을 한국노동패널 4차년도 조사(KLIPS 2001)에 참가한 구성원들의 특성들과 비교하였다. <표 1>에서는 KLIPS 2001과 2000년도 한국센서스(KCS)를 비교하고 있다.<sup>3)</sup>

KLIPS 2001에서는 73%의 남성이 노동시장에 참여하여 월평균 164만 원의 소득을 얻고 있으며 이 가운데 임금근로자는 152만 원을 얻고 있다. KCS 자료에서는 71%의 남성이 노동시장에 참여하여 월평균 156만 원의 소득을 얻는 것으로 나타났다. KLIPS 2001에서 자영업자와 임금근로자를 포함하여 전체적으로 볼 때 약 62% 정도의 남성이 최소 고졸 학력을 소지하였으며, 그 중 40% 정도가 준학사 이상의 학위를 취득하였다. 임금근로자는 78%가 고졸 이상의 학력을 지니고 있으며 이 가운데 48%가 준학사 이상의 학위를 취득했다. KCS 자료에서는 71%의 남성이 최소 고졸 학력 소지자였으며, 그 중 41%가 준학사 이상의 학위를 취득한 것으로 나타났다.<sup>4)</sup> 이 논문에서는 KLIPS 2001에서 임금근로자만을 분석 대상으로 하고 있으므로 KCS와 유사하다는 것을 알 수 있다.

두 자료는 여성 인구에 대해서도 비슷한 특성을 보여준다. KLIPS 2001에서는 48%의 여성이 노동시장에 참여하여 월평균 98만 원의 소득을 얻는 반면, KCS에서는 48%의 여성이 노동시장에 참여하여 월평균 102만 원의 소득을 얻는 것으로 나타났다. KLIPS

3) <표 1>에 보여진 통계치들은 모두 한국노동패널 자료 및 한국센서스 자료에서 생산가능인구(working age population, 19세 이상 65세 이하)만을 선별하여 계산한 자료이다. 단, 교육수준 관련 한국센서스 자료는 15세 이상 학생이 아닌 개인을 대상으로 한다.

4) KLIPS 2001에서는 개인이 해당 교육과정을 졸업, 이수 및 중퇴하였는지의 구분이 가능한 반면, KCS에서는 이러한 구분이 가능하지 않다. 따라서 <표 1>에서 보이는 교육수준에 관한 통계치는, KLIPS 2001의 경우 해당 교육과정 졸업자만을 포함하며, KCS의 경우 과정 이수 및 중퇴자도 포함할 가능성이 있다.

〈표 1〉 한국노동패널조사(KLIPS) 및 한국센서스조사(KCS)의 비교

	한국노동패널조사(KLIPS)				한국센서스(KCS)	
	전체		임금근로자		남성	여성
	남성	여성	남성	여성		
나이	39.4	38.9	39.5	37.9	38.1	38.7
노동시장참여율(%)	72.8	47.7	100.0	100.0	71.0	47.7
자영업자(%)	23.4	16.2	0.0	0.0	33.8	19.2
근로시간	55.4	52.8	54.8	48.2	52.0	50.7
월평균임금(만원)	164	98	152	105	156	102
시간제근로자(%)	2.0	4.6	2.9	8.2	5.0	18.8
노조가입근로자(%)	7.5	2.2	16.0	7.1	7.1	1.6
기혼자(%)	67.7	68.1	78.9	69.6	61.2	59.8
교육수준						
고등학교만 졸업(%)	37.0	35.7	40.1	35.9	41.6	38.9
준학사학위 취득(%)	7.0	7.8	10.5	11.2	9.1	7.9
학사학위 취득(%)	15.6	10.0	22.9	19.8	17.8	10.4
석사 및 박사학위 취득(%)	2.5	0.7	4.4	1.8	2.6	0.7
관찰수	4,484	4,681	1,997	828	1,540만 명	1,510만 명

- 주: 1) 한국노동패널조사 자료(KLIPS) 관련 통계치는 생산가능인구(working age population, 만 19세 이상 만 65세 이하)만을 포함한 수치임. 본 연구의 실증분석에서는 임금근로자(employed worker)만을 분석대상으로 하며, 이들에 대한 통계치는 표의 세 번째, 네 번째 열을 참조하면 됨.
- 2) 한국센서스(KCS) 자료는 2000년에 실시된 인구주택총조사를 바탕으로 구성되었으며, 교육수준을 제외한 모든 통계치는 생산가능인구를 기준으로 작성되었음. 교육수준에 관련된 수치는, 조사 당시 학생이 아닌 만 15세 이상인구를 포함함.

2001에서는 전체적으로는 약 54% 이상의 여성이 최소 고등학교를 졸업했고 그 중 34%가 준학사 이상의 학위를 받은 것으로 조사되었으며 임금근로자의 경우에는 각각 69%, 48%가 여기에 해당한다. 반면 KCS에서는 58%의 여성이 최소 고등학교를 졸업하였으며 그 중 32%가 준학사 이상의 학위를 취득한 것으로 나타났다. 이는 KLIPS 2001에서 여성 임금근로자는 KCS에 비해 연령이 낮기 때문이다.

한국노동패널 4차년도 조사(KLIPS 2001)에 참여한 가구원들은 그들의 연령, 노동시장 참여율, 노동시간, 시간제근로자의 분포, 노조가입 정도, 교육수준 및 기타 가족배경 면에서 한국 인구의 표본을 보여주는 센서스 자료와 매우 비슷한 특성을 보여주고 있다. 따라서 한국노동패널 자료를 이용한 교육과 임금수준과의 관계에 대한 연구는, 한국노

동시장의 일반적인 현상을 보여주는 데 매우 적합하다고 할 수 있겠다. 이 연구는 임금과 교육 간의 관계를 찾는 데 보다 집중하기 위해서, 노동시장 참여자 가운데 자영업자는 제외하고 임금근로자들만을 분석 대상에 포함시켰다.<sup>5)</sup>

## 2. 실증분석 모형

교육수준과 임금 간의 관계를 분석하는 실증모형을 도출하기 위해서, 이 연구는 간단한 소비자 최적선택 모형을 이론적 배경으로 삼는다. 이 소비자의 최적선택 모형에서는 각 개인이 자신의 효용( $U$ )을 최대화시키기 위하여 최적의 교육연수( $S$ )를 선택한다고 가정한다. 그러면 우리는 개인의 효용함수를 다음과 같이 임금의 로그값( $Y$ )과 교육수준( $S$ )의 함수로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} U(Y, S) &= Y - h(S) \\ &= \log[g(S)] - h(S) \end{aligned} \quad (1)$$

여기서  $Y = \log[g(S)]$ 는 소득의 로그값( $Y$ )과 교육수준( $S$ )의 관계를 보여주는 함수이며,  $h(S)$ 는 교육( $S$ )에 필요한 비용을 나타내는 볼록함수이다. 최적 교육수준( $S^*$ )은 식 (2)와 같은 1차 충분조건을 만족하는 지점에서 결정되는데, 다시 말해 최적 교육수준( $S^*$ )은 한계수익( $MB$ )과 한계비용( $MC$ )이 일치하는 지점에서 결정된다는 것이다.

$$\frac{g'(S)}{g(S)} = h'(S) \quad (2)$$

실제 개별 근로자의 임금 및 교육연수 자료를 사용한 분석을 실시하기 위해서는, 다음과 같은 한계수익 ( $MB$ ) 및 한계비용( $MC$ ) 함수에 대한 가정이 필요하다. 우선 개인  $i$ 의 한계수익( $MB$ )은 교육연수( $S$ )에 비례하여 선형으로 증가하는 함수이며, 개인의 능력수

---

5) 자영업자들은 근로시간, 임금 및 노동환경 면에서 임금근로자들과 많은 차이를 보인다. 무엇보다도 자영업자들의 평균 학력수준이 임금근로자들의 그것보다 낮은 것이 현실이다. 자영업자 표본을 포함하여 실증분석을 할 경우, 교육이 임금수준에 미치는 영향을 연구하는데 오류를 발생시킬 소지가 있을 것이라 생각된다. 따라서 이 논문은 임금근로자 표본만을 이용하여 실증분석을 실시하였다.



준( $A_i$ )에도 정(+)의 영향을 받는다고 가정한다. 그러면 한계수익( $MB$ )은 다음과 같이 개인의 능력( $A_i$ )에 대한 함수로 표현할 수 있다.

$$MB_i = \frac{g'(S)}{g(S)} = b_i + b_0 A_i \quad (3)$$

교육에 대한 한계비용( $MC$ )은 교육연수( $S$ )에 비례해서 선형으로 증가한다고 가정한다. 이때 한계비용( $MC$ )은 다음과 같은 교육연수( $S$ )의 함수로 표현할 수 있다.

$$MC_i = h'(S) = r_i + r_0 S_i. \quad (4)$$

따라서 개인의 최적 교육연수( $S^*$ )는 다음과 같이 결정된다.

$$S_i^* = \frac{(b_i - r_i)}{r_0} + \frac{b_0}{r_0} A_i \quad (5)$$

식 (5)에 따르면 개인의 최적 교육연수( $S^*$ )는 파라미터  $b_i$ 와  $r_i$  및 개인의 능력수준( $A_i$ )에 따라 결정된다.

실증분석시 개인의 능력변수( $A_i$ )를 임금함수에 포함시키는 데 어려움이 있는 것이 사실이다. 우선 개인의 능력이란 것은 측정이 어려우며, 그 변수가 개인의 교육수준 선택에 어떻게 영향을 주는지 분명히 밝혀지지 않았기 때문이다. 이러한 현실적인 이유로 해서 우리는 식 (3)에서 개인의 능력변수( $A_i$ )에 대한 계수  $b_0$ 를 0으로 가정한다. 따라서 교육으로부터의 개인의 경제적 한계소득은 개인마다 다른 한계소득률( $b_i$ )과 교육수준( $S_i$ )에 의해 결정되며, 교육수준  $S_i = S_i^* + u_i$ 에서  $u_i$ 는 임의의 값을 가지는 오차변수이다. 식 (3)을 교육변수( $S_i$ )에 대해 적분하면, 개인의 임금은 교육정도( $S_i$ )와 개인의 관찰 가능한 여러 가지 변수( $X_i$ ) 및 임의의 오차 ( $\epsilon_i$ )에 의해 결정된다는 것을 설명하는, 다음과 같은 간단한 임금함수를 얻을 수 있다. 이 모형은 임금의 로그값( $Y_i$ )이 교육( $S_i$ )의 선형 함수라고 가정한, 인적자본이론에서 사용하는 임금함수와 그 형태가 같다(Mincer, 1974).

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_3 X_i + \epsilon_i \quad (6)^6$$

$Y_i$  : 개인  $i$ 에 대한 임금의 로그값

$S_i$  : 개인  $i$ 에 대한 실제 교육연수

$X_i$  : 개인  $i$ 에 대한 각종 관찰가능한 변수들의 벡터

이병주 등(2002)이 그들의 연구에서 보였듯이, 근로자의 연령, 사는 지역, 결혼관계, 노조가입 여부, 전일근무/시간제근무 여부, 정규직 여부 및 교육 정도가 임금수준에 영향을 미치는 주요 변수이다. 근로자들의 개인적인 특성에 구애받지 않고, 개인의 임금수준이 교육을 통해서만 받는 영향이 얼마만큼인지를 추정하기 위해 이 논문의 실증분석에서는 활용가능한 모든 개인적 특성변수를 통제한다. 최강식(2002)의 연구에서 보았듯이, 개인의 가족배경 역시 개인의 교육수준 및 임금수준에 영향을 미칠 수도 있으므로, 개인의 가족배경을 설명하는 변수들 역시 통제한다. 개인의 가족배경변수로는 부모의 교육수준, 부모의 직업, 편모 가족을 가리키는 더미변수를 포함한다.

### III. 실증분석 결과

#### 1. 한국의 교육투자수익률

<표 2-1>은 식 (6)을 이용한 실증분석의 결과를 보여준다. 설명변수는 월평균임금의 로그값이고 교육연수에 대한 계수가 남성 및 여성 근로자의 교육투자수익률을 보여준다. 처음 두 열은 가족배경을 포함하지 않은 임금함수를 분석한 결과이다.

교육투자수익률이 남성의 경우 5.2%, 여성의 경우 4.2%로 추정되었다. 이는 1년의 추

- 6) 이 모형의 주요 가정은 1년의 교육과정이 임금수준에 미치는 한계수익률이 매해 동일하다는 것이다. 다시 말해서 10년째 교육과정을 이수한 것이나 16년째 교육과정을 이수한 것이 임금수준에 미치는 영향이 같다는 것인데, 이러한 교육연수에 대한 선형함수의 가정은 대체적으로 적절한 것으로 알려져 있다. Park(1994)은 미국센서스 자료를 이용한 분석에서 선형함수를 사용하는 것이 임금과 교육수준 간의 관계를 도출하는 데 매우 적절하다고 보인 바 있다. Park이 지적한 단 하나의 예외적 상황은 16년째 교육과정을 이수하였을 때의 한계수익률인데, 그는 16년째 교육과정을 이수한 개인에 대해서는 한계수익률이 일시적으로 크게 상승함을 보였다. 많은 학자들이 미국의 자료를 이용하여 Park의 결과가 일반적인 현상임을 보이기도 했다.

〈표 2-1〉 한국의 교육 투자수익률

	남성	여성	남성	여성
<b>A. 임금근로자 전체</b>				
교육연수	0.055* (0.00)	0.045* (0.00)	0.052* (0.00)	0.042* (0.00)
나이	0.06* (0.01)	0.01 (0.01)	0.06* (0.01)	0.01 (0.01)
나이제곱	-0.0008* (0.00)	-0.0001 (0.00)	-0.0007* (0.00)	-0.0001 (0.00)
현 직장에서의 경력	0.01* (0.00)	0.03* (0.00)	0.01* (0.00)	0.03* (0.00)
기혼	0.17* (0.02)	0.04 (0.03)	0.17* (0.02)	0.04 (0.03)
도시거주	0.06* (0.02)	0.03 (0.03)	0.06* (0.02)	0.05 (0.03)
노조가입자	0.01 (0.02)	0.09* (0.04)	0.01 (0.02)	0.07 (0.04)
시간제 근무자	-0.11** (0.06)	-0.15* (0.03)	-0.12* (0.06)	-0.15* (0.03)
비정규직 근로자	-0.07* (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.07* (0.03)	-0.04 (0.03)
<b>가족배경</b>				
아버지 교육수준: 대졸 이상			-0.02 (0.05)	0.15* (0.06)
아버지 교육수준: 고졸			-0.01 (0.02)	0.00 (0.03)
어머니 교육수준: 대졸 이상			0.11 (0.12)	-0.03 (0.11)
어머니 교육수준: 고졸			0.06** (0.04)	0.05 (0.04)
도시지역에서 출생			-0.03 (0.03)	0.01 (0.04)
도시지역에서 성장			0.01 (0.03)	-0.06 (0.04)
부모의 직업 종류				
전문직			0.15* (0.06)	0.13 (0.09)
기술직			0.06 (0.05)	-0.02 (0.06)
직업군인			0.28* (0.12)	-0.16* (0.08)
저임금 육체노동자			0.00 (0.02)	0.00 (0.03)
어머니가 가구의 단독소득원			-0.06* (0.02)	-0.02 (0.03)
가족배경통제 여부	No	No	Yes	Yes
관찰수	1944	817	1944	817
R-squared	0.366	0.392	0.377	0.411

주: 1) 피설명변수는 임금의 로그값임. 표준오차는 괄호안에 표시되어 있음.

2) 굵은 글씨로 표시된 추정계수 중 \* 표시는 1% 수준에서, \*\* 표시는 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

3) 부모의 교육수준에서 대졸 이상은 학사 이상의 학위를 취득했음을, 고졸은 고교 졸업 또는 준학사 학위 취득의 학력수준을 지녔음을 의미함.

〈표 2-2〉 연령별 교육투자수익률

	남성	여성	남성	여성
<b>B. 만 25세 이상 만 34세 이하</b>				
교육연수	0.049*	0.061*	0.045*	0.054*
	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.01)
가족배경통제 여부	No	No	Yes	Yes
관찰수	704	323	704	323
R-squared	0.297	0.292	0.318	0.334
<b>C. 만 35세 이상 만 44세 이하</b>				
교육연수	0.058*	0.045*	0.052*	0.041*
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
가족배경통제 여부	No	No	Yes	Yes
관찰수	659	291	659	291
R-squared	0.316	0.498	0.333	0.514
<b>D. 만 45세 이상 만 54세 이하</b>				
교육연수	0.063*	0.034*	0.063*	0.036*
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)
가족배경통제 여부	No	No	Yes	Yes
관찰수	285	117	285	117
R-squared	0.406	0.446	0.419	0.503

주: 1) 피설명변수는 임금의 로그값임. 표준오차는 괄호안에 표시되어 있음.

2) 굵은 글씨로 표시된 추정계수 중 \* 표시는 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

3) 교육연수를 제외한 기타 통제변수들에 대한 추정계수는 저자에게 요청하여 확인할수 있음.

가적인 교육을 받은 근로자는 그렇지 않은 근로자에 비해 남자는 약 5.2%, 여자는 약 4.2% 더 높은 임금을 받는다는 것을 의미한다. 남성의 경우, 한 살 더 많은 근로자일수록 약 6% 정도 높은 임금을 받으며, 현재 직장에서의 근속연수가 1년 길어질수록 약 1% 정도 높은 임금을 받는 것으로 추정되었다. 여성의 경우, 연령은 임금수준에 영향을 미치지 못하는 반면, 현재 직장에서의 근속연수가 1년 길어질수록 약 3% 정도 높은 임금을 받는 것으로 추정되었다. 이는 금재호(2004)가 그의 연구에서 보인 바와 같이, 남성의 경우에는 현 직장에서의 근속연수보다는 생애근로경험이 임금수준에 더 큰 영향을 미치며, 여성의 경우에는 생애근로경험보다는 현 직장에서의 근속연수가 보다 큰 영향을 미친다는 것을 보여준다. 시간제근무를 하는 근로자는 전일근무자에 비해 남녀 각각 약 12% 및 15% 정도 낮은 임금을 받으며, 비정규직인 남성근로자는 정규직 남성근로자에 비해 약 7% 정도 낮은 임금을 받는 것으로 나타났다. 결혼 여부 및 살고 있는 지역은 남성근로자에게만 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되어서, 결혼한 남성은 미혼인 남성에 비해 평균적으로 약 17% 높은 임금을 받으며, 도시에 사는 남성은 그렇지 않은

남성에 비해 약 6% 높은 임금을 받는 것으로 추정되었다. 노조가입 여부는 근로자의 임금수준에 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 추정되었다<sup>7)</sup>.

임금함수에 가족배경변수들을 추가하는 것은 두 가지 면에서 그 의미가 있는데, 우선 이들 변수들은 근로자의 임금수준에 영향을 미치기 때문이다. 이보다 더욱 중요한 이유는, 부모의 교육수준변수는 객관적인 측정이 불가능한 개인의 능력을 어느 정도 통제해 줄 수 있기 때문이다. 교육수준이 높을수록 그 사람의 능력이 높다고 가정한다면, 교육수준이 높은 부모의 능력은 자연스럽게 자식들에게 이어질 것이다. 따라서 부모의 교육수준변수는 실제로는 관찰이 불가능한 개인의 능력에 대한 부분적인 통제가 가능하다고 보는 것이다. 이 논문에서는 부모의 교육수준 이외에도, 개인이 학생일 당시 그 가족의 사회경제적 지위를 통제하기 위해 부모의 직업에 대한 변수 및 어머니가 가구의 소득원인 가정에 대한 더미변수들을 포함시켰다.

가족배경변수를 통제하는 경우, 교육투자수익률은 남성의 경우 5.2%, 여성의 경우 4.2%로 추정되어, 남성과 여성의 수익률이 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 이는 가족배경변수를 통제하지 않았을 때의 5.5% 및 4.5%와 비교하여 약간 낮아진 것이다. 여기서 한 가지 눈에 띄는 점은 부모의 교육수준변수가 근로자의 임금수준에 통계적으로 유의한 영향을 미친다고 추정된 것이다. 여성근로자의 경우 아버지가 대졸 이상의 학력을 가졌을 때 그렇지 않은 여성근로자에 비해 약 15% 이상 높은 임금을 받으며, 남성근로자의 경우 어머니가 고교를 졸업하였을 경우 그렇지 않은 경우에 비해 약 6% 가량 높은 임금을 받는 것으로 추정되었다. 이 결과는 이 논문에서 추정한 교육투자수익률에 상향편의(upward bias)가 있을 수 있다는 가설을 지지하는 근거가 된다(Han and Cho, 2006). 부모의 교육수준 외에도 부모의 직업도 근로자의 임금수준에 영향을 미치는 것으로 나타났다<sup>8)</sup>. 아버지가 전문직에 종사하였거나 군인이었던 남성근로자는 그렇지 않은 근로

7) 이병주 등(2002)의 논문에서도 보았듯이, 노조가입 여부는 근로자의 임금수준에 상대적으로 크고 유의한 영향을 주는 것으로 알려져 있다. 이 논문에서는 노조가입 여부 변수가 유의하지 않은 것으로 추정되었는데, 이는 현 직장에서의 경력변수와의 상관성 때문인 것으로 추정된다. 한국의 많은 기업들은 사내에 노조가 존재하며, 해당 기업에 근무한 햇수가 길어질수록 노조참여 가능성이 월등히 높아지는 것이 일반적이다. 현 직장에서의 경력변수를 뺀 임금함수를 추정해 보면 노조가입 여부 변수가 통계적으로 유의하게 추정되는데, 노조에 가입한 남성 및 여성근로자는 약 6% 및 19% 정도 높은 임금을 받는 것으로 나타난다.

8) 부모의 직업분류를 가족배경변수에 포함시킨 이유는 부모의 직업이 가족의 소득수준에 영향을 줄 수 있기 때문이라고 판단하였기 때문이다. 근로자의 임금수준 및 교육수준에 영향을 줄 수 있는 중요한 가족배경변수 중 하나가, 근로자가 학생일 당시 가족의 소득수준이

자와 비교하여 약 15% 및 28% 정도 높은 임금을 받으며, 아버지가 군인이었던 여성의 경우 그렇지 않은 경우보다 약 16% 가량 낮은 임금을 받는 것으로 추정되었다<sup>9)</sup>. 또한 어머니가 가정의 단독 소득원이었던 가정에서 자란 남성근로자는 그렇지 않은 경우보다 약 6% 가량 낮은 임금을 받는 것으로 나타났다.

<표 2-2>에서는 연령대별로 인구를 나누고, 각 연령대별 인구에 대한 교육투자수익률을 추정해보았다. 여기서 우리는 연령대별로 각기 다른 패턴을 보게 되는데 25세 이상 34세 이하 인구에서는 여성의 교육투자수익률이 남성에 비해 높게 나타나고 있으며, 35세 이상 인구에서는 여성의 교육투자수익률이 남성에 비해 낮게 나타난다. 구체적으로 25세 이상 34세 이하의 인구 중에서 남성은 4.5%, 여성은 5.4%의 수익률을 보이며, 35세 이상 44세 이하에서는 남성은 5.2%, 여성은 4.1%의 수익률을, 45세 이상 54세 이하에서는 남성은 6.3%, 여성은 3.6%의 수익률을 보였다. 이러한 현상은 젊은층의 여성은 노동시장에 보다 적극적으로 참여하지만, 여성들이 연령이 높아짐에 따라 노동시장에서 일찍 퇴장하기 때문에 나타난다. 이 때문에 연령에 구분 없이 전체 근로자에 대해 교육투자수익률을 추정하는 것은 남성과 여성의 수익률이 큰 차이가 없어 보이게 하는 오류를 낳을 수 있는 것이다. 따라서 한국의 경우도 다른 나라와 마찬가지로 여성의 교육투자수익률이 남성보다 높은 것으로 보아야 한다.

35세 이상의 여성근로자에게서 현격히 낮은 교육투자수익률이 추정된 이유는 다음과 같은 세 가지 관점에서 생각해 볼 수 있다.

첫째, 여성근로자는 자녀양육에 대한 기회비용이 커지고, 배우자의 임금수준이 높아짐에 따라, 남성근로자에 비해 일찍 노동시장에서 퇴장하는 경향을 보인다. 만약 자신의 소득이 가족 전체의 소득수준에 미치는 영향이 커서 노동시장에 남기로 한 여성이라면,

---

얼마인지 하는 것이다. 그러나 KLIPS는 이에 해당하는 정보를 제공하지 않고 있다. 대신 개인이 14세일 때 부모가 어떤 직업에 종사하였는지에 대한 정보를 제공하는데, 이는 가족의 소득수준에 대한 좋은 대변수로 사용될 수 있다. 따라서 이 논문에서는 상대적으로 높은 임금을 받는 전문직 또는 전문기술직에 종사하는 부모 및 상대적으로 낮은 임금을 받는 저임금 육체노동을 하는 부모, 소득수준이 비교적 안정적이며 교육비용에 관한 한 국가로부터 혜택이 주어지는 군인 부모를 가진 개인들에 대해 더미변수를 주어 가족의 소득수준을 통제하고자 하였다.

- 9) 부모의 직업이 군인인 경우, 남성 및 여성의 임금수준에 대한 그 영향이 크게 차이나는 것으로 나타났으나, KLIPS에서 제공하는 자료만을 가지고 그 원인을 판단하기에는 부족한 면이 있다 하겠다. 이 논문에서 사용한 샘플 가운데 부모가 군인이었던 남성근로자는 약 11명으로 그 중 60% 이상이 대학교육을 받았으며, 부모가 군인인 여성근로자는 총 7명으로 약 45%가 대학교육을 받았다.

〈표 3〉 대학졸업장효과(sheepskin effects)

	남성	여성	남성	여성
<b>A. 임금근로자 전체</b>				
교육연수	0.051* (0.01)	0.031* (0.01)	0.049* (0.01)	0.031* (0.01)
<b>대학졸업장효과</b>				
학사학위 취득자	0.051 (0.03)	0.177* (0.04)	0.043 (0.03)	0.148* (0.04)
준학사학위 취득자	0.014 (0.03)	0.046 (0.04)	0.017 (0.03)	0.049 (0.04)
<b>기타 임금결정변수</b>				
나이	0.07* (0.01)	0.05* (0.02)	0.07* (0.01)	0.05* (0.02)
나이제곱	-0.001* (0.00)	-0.001* (0.00)	-0.001* (0.00)	-0.001* (0.00)
현 직장에서의 경력	0.01* (0.00)	0.03* (0.00)	0.01* (0.00)	0.03* (0.00)
기혼	0.16* (0.02)	0.06* (0.03)	0.16* (0.02)	0.06** (0.03)
도시거주	0.06* (0.02)	0.05** (0.03)	0.06* (0.02)	0.06* (0.03)
노조가입자	0.01 (0.02)	0.07 (0.04)	0.01 (0.02)	0.05 (0.04)
시간제 근무자	-0.16* (0.06)	-0.16* (0.03)	-0.16* (0.05)	-0.15* (0.04)
비정규직 근로자	-0.09* (0.03)	-0.05 (0.03)	-0.09* (0.03)	-0.04 (0.03)
가족배경통제 여부	No	No	Yes	Yes
관찰수	1648	731	1648	731
R-squared	0.349	0.416	0.358	0.432

주: 1) 피설명변수는 임금의 로그값임. 표준오차는 괄호안에 표시되어 있음.

2) 짧은 글씨로 표시된 추정계수 중 \* 표시는 1% 수준에서, \*\* 표시는 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

3) 부모의 교육수준에서 대졸 이상은 학사 이상의 학위를 취득했음을, 고졸은 고교졸업 또는 준학사학위 취득의 학력수준을 지녔음을 의미함.

자신의 학력수준에 비해 상대적으로 낮은 임금을 받는다 하더라도 이를 수용할 가능성이 클 것이다. 이때 학력수준별 임금격차가 줄어들면서 여성의 교육투자수익률이 낮게 추정되는 것이 가능할 수 있을 것이다.

둘째, 노동시장 내에 여성에 대한 승진 제한 등의 차별이 존재한다는 가설이다.<sup>10)</sup> 가

10) 금재호(2004) 및 김태홍(1997)은 한국의 노동시장에서 여성 노동력의 활용 및 문제점에 대

시적인 차별행위나 임금격차 등은 법적으로 금지되어 있다 하더라도, 실제 기업에서는 여성에게 제한된 교육 및 승진의 기회를 제공하는 등의 방법으로 근로자의 성별에 근거한 차별대우를 할 수 있다는 것이다. 예를 들면 남성근로자에게는 장차 관리직으로 승진할 수 있는 기회가 많은 직책 및 업무를 맡기고, 여성근로자에게는 승진 및 교육의 기회가 제한적인 직책 및 업무를 맡기는 경우를 생각해 볼 수 있겠다. 이때 연령대가 낮은 남녀근로자들 사이에서는 임금격차 또는 차별적인 대우 등이 가시적으로 발견되지 않으며, 교육투자수익률도 비슷하게 추정될 것이다. 그러나 근로자들의 연령대가 높아질수록 남녀 간의 임금격차가 커지며, 승진 및 교육의 기회가 제한적인 업무만을 맡아 온 여성근로자들은 남성보다 낮은 수준의 인적자본만을 쌓게 됨으로 해서 상대적으로 낮은 생산성을 보이게 될 가능성이 있는 것이다. 이에 따라 연령대가 높은 여성근로자 사이에서는 상대적으로 낮은 (보다 낮은 연령대의 여성근로자들과 비교하였을 때나, 동 연령대의 남성근로자와 비교하였을 때 모두) 교육투자수익률이 추정될 가능성이 있겠다.

셋째로는 많은 여성근로자가 경력단절을 경험하기 때문이라는 것이다<sup>11)</sup>. 여성근로자들은 일생을 걸쳐 U자 형태의 노동시장 참여패턴을 보인다. 즉 젊었을 때 노동시장에 적극적으로 참여하다가, 자녀양육 등의 이유로 잠시 노동시장을 퇴장하고, 일정 기간이 지나서 다시 노동시장으로 돌아오는 것이다. 이때 노동시장에 재진입한 여성근로자들은 경력단절로 인한 다양한 영향을 받게 된다. 우선 쉬는 동안 교육기회 및 직장경력 등의 부족으로 인해 상대적으로 낮은 인적자본을 가지게 되었을 것이다. 또한 그간의 공백으로 인해, 일반적으로 지난 직장에 비해 더 낮은 수준의 직장을 구하게 된다. 그 결과로 노동시장에 재진입한 여성들은 상대적으로 낮은 임금수준을 보이며, 학력수준이 다른 여성근로자 사이의 임금격차가 상대적으로 작아지는 경향을 보이게 된다. 결과적으로 노동시장에 재진입한 여성근로자들로 인해 연령대가 높은 여성근로자들에게서는 월등히 낮은 교육투자수익률을 보이게 된다는 것이다. <표 2-2>에서 보듯, 남성의 경우 연령대

해 다각도의 분석을 제시하였다.

11) 여성근로자가 경력단절을 경험한다는 것은 현 직장에서의 경력변수를 남녀간 비교해 봄으로써 이를 짐작할 수 있다. 남녀근로자는 평균적으로 현 직장에서 약 6.6년 및 4.3년을 근무해 온 것으로 나타났다. 특히 연령대별로 구별해 이를 비교해 보면, 연령대가 높은 여성근로자일수록 현 직장에서의 근무경력이 동 연령대의 남성과 큰 차이를 보였다. 구체적으로 25세 이상 34세 이하 남녀근로자의 현 직장에서의 근무경력은 평균 약 3년간씩으로 서로 비슷한 반면, 35세 이상 44세 이하 남녀근로자들은 약 7년 및 4.3년, 45세 이상 54세 이하 남녀근로자들은 약 10.8년 및 6.2년 동안 현 직장에서 근무하여 남성근로자의 현 직장에서의 경력이 여성보다 더 길다는 것을 발견할 수 있다.



가 높아지면서 점차 학력간 임금격차가 커지고 교육투자수익률도 점차 높아지는 반면, 여성근로자들은 점차 학력간 임금격차도 줄어들고 교육투자수익률도 낮아지는 것을 발견하게 되는 것이다.

그러나 자료의 조사기간이 짧으므로, 다른 시기의 동 연령대에 대한 분석이 불가능하므로 위의 세 가지 설명 중 어느 쪽이 보다 현실에 부합하는지는 이 논문에서는 밝힐 방법이 없다.

## 2. 학위효과(sheepskin effect)

교육투자에 대한 선발이론(screening theory)에 따르면, 개인들은 장기간의 교육경험을 쌓기 위해서보다는, 보다 높은 학위를 따냄으로써 자신이 학위를 따지 못한 개인들보다 더 능력이 있다는 것을 보이기 위해 상위 학교에 진학한다. 특히 동일한 햇수의 교육 과정을 끝냈다 하더라도, 학위 수여에 필요한 필수요건들을 모두 만족시킨 후 학위를 받은 개인과, 그렇지 못한 개인 사이에는 그만큼의 차이가 존재하므로, 노동시장에 참여하였을 때 학위를 소지한 개인은 더 높은 임금을 받게 될 것이라는 것이다. 선발이론을 연구하는 이들은 개인들이 자신의 능력을 증명하기 위해 상위 학교로 진학하려는 경쟁을 하며, 고용자측에서도 상위 학교에서의 학위를 생산성의 증거로 간주하고 더 높은 임금을 주려 한다는 것이다. 교육경제학에서는 이를 학위효과(sheepskin effect)라고 부른다. 이러한 학위효과는 Olneck(1977)에 의하여 처음 그 존재가 알려졌으며, Hungerford and Solon(1987)이 실제 자료를 이용하여 그 크기를 추정한 바 있다.<sup>12)</sup>

Kane and Rouse(1994)는 미국의 중단면 자료를 이용하여 미국 노동시장에 학위효과

12) 대학졸업장을 취득했다는 사실이 근로자의 임금을 어느 정도 상승시키는 역할을 한다는 가설이 미국 등 여러 나라의 노동시장을 조사한 연구들에서 제시되어 왔다. 이러한 대학졸업장이 임금수준에 미치는 영향을 학위효과(sheepskin effect)라고 한다. 이 학위효과는 Olneck(1977), Hungerford and Solon(1987), Belman and Heywood(1991) 및 Card and Krueger(1992)에 의해 여러 차례 연구된 바 있다. 특히 Hungerford and Solon(1987)은 계단식함수를 이용하여 미국 노동시장에 학위효과가 존재한다는 것을 증명해 보였다. Belman and Heywood(1991)는 대학졸업장을 소지함으로써 해서 근로자는 9~10% 이상 높은 임금을 받는다는 것을 보였다. Jaeger and Page(1996)는 각기 다른 방식으로 측정된 교육연한변수를 사용하더라도 역시 학위효과의 존재를 증명할 수 있음을 보여주었다. Kane and Rouse(1995)는 4년제 대학에서 받은 학위는 학위효과를 보이지만, 2년제 대학에서 받은 학위는 그 효과가 통계적으로 유의하지 않음을 보인 바 있다.

가 존재한다는 것을 보인 바 있다. 그들은 교육연수에 비례하여 증가하는 임금수준을 추정함과 동시에, 교육연수와 관계없이 준학사 및 학사 학위를 소지했다는 것이 근로자의 임금수준에 부가적인 영향을 미치는지를 확인해 보고자 하였다. 이를 위해 그들은 준학사 및 학사 소지자들을 표시할 수 있는 더미변수를 임금함수에 포함시켰다. 다음 식 (7)이 학위효과를 추정할 수 있는 임금함수이다.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 BA_i + \beta_3 AA_i + \beta_4 X_i + \epsilon_i \quad (7)$$

여기서  $BA_i$ 와  $AA_i$ 는 학사 및 준학사 학위를 소지했는지를 표시하는 더미변수이다.<sup>13)</sup> 만약 이들  $BA_i$  및  $AA_i$  변수에 대한 계수들이 정(+)의 값을 가진다면, 이는 근로자들은 학위를 취득함으로써 해서 더 높은 임금을 받을 수 있다는 것을 말해 준다.

<표 3>은 한국 노동시장에서 학위효과의 크기를 보여준다. <표 3>의 첫 열에서 보는 바와 같이, 남성근로자들은 1년 더 교육을 받았을 때 그렇지 않은 근로자에 비해 약 4.9% 높은 임금을 받는 것으로 추정되었다. 대학 또는 대학원에서 취득한 학위는 남성 근로자의 임금에 별다른 영향을 주지 않는 것으로 나타났다<sup>14)</sup>.

이와는 다르게 여성근로자의 경우 학사 및 대학원 학위를 취득함으로써 별도의 임금프리미엄을 누리는 것으로 나타났다. <표 3>의 마지막 열을 보면 이에 대한 근거를 확인할 수 있다. 1년 더 교육을 받은 여성근로자는 그렇지 않은 근로자에 비해 약 3.1% 가량 높은 임금을 받으며, 학사 학위 또는 대학원 학위 소지자는 약 15%의 추가적인 임금프리미엄을 누리는 것으로 추정되었다.

여성들이 남성들에 비해 상대적으로 높은 학위효과를 보이는 것은 다음과 같은 이유로 설명이 가능할 수 있다.<sup>15)</sup>

13) 일부 근로자는 준학사 및 학사 학위를 모두 소지한 경우가 있었다. 이런 경우 이 논문은 이 근로자가 학사 학위를 가졌다고 간주하고,  $BA$ 더미를 1로 주고  $AA$ 더미를 0으로 주었다.

14) 한국의 경우, 소위 말하는 상위권 대학을 졸업한 근로자와 기타 대학을 졸업한 근로자들 간에 임금격차가 존재한다는 것은 잘 알려져 있다. 한준·한신갑(2006)의 연구는 이를 실증분석 결과와 함께 잘 설명하고 있다. 다시 말해서, 기타 대학의 졸업장은 생산성이 높은 근로자들을 구별하는 데 도움이 크게 되지 못하는 반면, 상위권 대학의 졸업장은 노동시장에서의 선별(screening) 기능을 비교적 강하게 하고 있다고 볼 수 있을 것이다. 이러한 한국의 상황을 고려한다면, 보다 뚜렷한 학위효과를 추정하기 위해서는 근로자가 어떤 대학을 졸업하였는지를 구별할 필요가 있을 것으로 판단된다.

15) Belman and Heywood(1991)은 여성과 소수인종 근로자들에게서 학위효과(sheepskin effect)

우선 많은 여성들이 교육 및 간호기술 등과 관련된 전공을 대학에서 공부하고 이들 전공에서 준학사 및 학사 학위를 취득하는 것이 사실이다. 특히 이들 전공들은 일정한 자격증 및 학위를 소지하여야만이 관련 직업을 가질 수 있기 때문에, 학위를 소지한 근로자와 그렇지 않은 근로자 간의 임금차가 상대적으로 클 수 있다. 이러한 사실이 여성 근로자들에게서 학위효과가 상대적으로 크게 추정되게끔 하는 한 이유로 볼 수 있다<sup>16)</sup>.

두 번째로, 고졸인 여성근로자들은 평균임금 수준이 낮은 특정 직종에 종사하게 되는 경우가 많으며, 이는 높은 학위효과를 보이는 또 하나의 원인이기도 하다. 고졸 남성의 경우, 건축업 및 제조업 관련 특수 기술직종에 종사함으로써 해서 학력수준에 관계없이 높은 임금을 받을 수 있는 기회가 상대적으로 많은 반면, 고졸 여성들은 이러한 특수 전문직으로의 진출이 드물고 단순서비스 및 업무보조 등의 직종에만 몰리는 경향을 보인다. 이는 고졸 여성들의 평균적인 임금수준을 낮게 하는 원인이면서 대졸 여성들과의 임금격차를 더욱 크게 하는 원인이 되기도 하는 것이다. 일반적으로 여성근로자의 교육투자수익률이 남성의 그것보다 크게 추정되는 것도 바로 이 때문이다. 학력간 임금격차도 대졸 근로자와 고졸 근로자 간에서 보다 크게 나타나고 있으며, 학위효과 역시 남성에 비해 상대적으로 큰 값이 추정되고 있다<sup>17)</sup>.

---

를 추정했을 때, 상위 학위에 대해서는 상대적으로 큰 추정치를, 하위 학위에 대해서는 상대적으로 낮은 추정치를 구하게 됨을 보인 바 있다. 이는 여성근로자들에게서 학력 수준간 임금격차가 훨씬 크다는 것을 간접적으로 보여주는 증거가 되기도 한다.

- 16) 대학에서의 전공에 따라 남녀 근로자들의 평균 임금수준을 비교해 보면 다음과 같은 두 가지 특징을 발견할 수 있다. 첫째, 교육학과 의학 및 건강관련학을 전공한 여성근로자가 대학을 졸업한 여성근로자 중에서 차지하는 비율이 각각 12.6%, 9.7%인 반면에, 이들을 전공한 남성근로자는 대졸 남성근로자의 3.7%, 2.1%에 불과하다. 둘째, 교육학과 의학 및 건강관련학을 전공한 여성근로자들은 대학에서 기타 과목을 전공한 여성들보다 평균적으로 높은 임금을 받는 것으로 나타났다. 전공별로 임금수준을 비교해 보면, 교육 전공자가 가장 높은 평균임금을, 의학 및 건강관련학 전공자가 두 번째로 높은 평균임금을 받는 것으로 조사되었다. 반면 남성근로자들은 3.7%의 교육학을 전공한 이들의 경우 다른 전공자들에 비해 월등히 높은 임금을 받는 한편, 2.1%의 의학 및 건강관련 학문을 전공한 이들은 다른 학문을 전공한 이들보다 오히려 상대적으로 낮은 평균임금 수준을 보였다. 이는 여성의 경우 대학에서 취득한 학위가 임금수준에 직접적인 영향을 미칠 수 있다는 것을 보여주는 좋은 근거라 할 것이다.

17) Dougherty(2003) 참조.

### 3. 관찰 불가능한 개인의 능력변수의 영향

지금까지 우리는 더 오래 학교를 다닌 근로자가 더 높은 임금을 받으며, 대학졸업장을 취득한 근로자는 부가적인 임금프리미엄을 누릴 수도 있다는 것을 실증분석을 통해 보았다. 교육의 기능을 설명하는 두 가지 다른 이론들, 인적자본이론과 선발이론은 추정된 교육투자수익률을 각기 다르게 해석한다. 우선 인적자본이론은 교육이 개인의 생산성을 향상시키는 기능을 가지고 있다고 설명한다. 장기간 교육경험에 노출된 개인일수록 높은 생산성을 보이며, 이로 인해 더 높은 임금을 받게 된다는 것이다. 따라서 정(+)의 값을 가지는 교육투자수익률은 순수하게 교육이라는 투자재에 자원을 투입하여 생겨난 소득이라는 것이다. 반면에 선발이론은, 교육은 각기 다른 수준의 능력을 가진 개인들을 선발하는 기능을 가진다고 설명한다. 능력이 뛰어난 개인일수록 보다 높은 학위를 취득함으로써 해서 자신의 능력을 증명하며, 따라서 회사에서도 높은 학위를 취득한 개인을 보다 생산성이 높은 근로자로 간주하고 더 높은 임금을 지불한다는 것이다. 따라서 교육투자수익률은 보다 나은 생산성을 가진 근로자에게 회사가 얼마나 더 많은 임금을 지불하고자 하는지를 보여주는 것이라고 해석한다. 이들 두 이론 사이의 논쟁은 쉽게 그 결론을 찾기가 어려운데, 그 이유는 개인의 능력이라는 변수가 관측이 매우 어려우며, 그 변수가 실제로 어떻게 개인의 임금 및 교육수준에 영향을 미치는지 분명히 설명하기 어렵기 때문이다.

이러한 사실은 식 (3)을 재고해 보는 것으로 쉽게 이해될 수 있다. 만약 개인의 능력이 어떤 방법으로든 측정이 된다고 해 보자. 식 (3)에서 개인의 능력( $A_i$ )과 교육으로부터의 한계수익 간의 관계가 식 (3)과 같이 표현된다고 해 보자. 개인의 최적 교육연한 선택은 개인의 능력에 따라 결정이 된다. 식 (3)을 교육변수( $S_i$ )로 적분을 하면 다음과 같은 임금함수를 얻을 수 있다.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \gamma S_i A_i + \omega_i \quad (8)$$

따라서 인적자본 이론가들이 설명하는 것처럼, 교육에 대한 투자로부터 얻어지는 순수한 투자수익률을 추정하기 위해서는 개인의 능력변수( $A_i$ )가 적절히 통제되어야만 가능한 것이다. 그러나 현실적으로 개인의 능력( $A_i$ )은 관찰이 불가능하므로, 개인의 능력

변수( $A_i$ )를 통제하지 않고 식(8)을 추정하게 되면 우리는 실제 수익률보다 큰 값을 가지는 추정치를 얻게 되는 것이다. 거의 대부분의 교육투자수익률을 추정하는 연구는 이러한 문제 때문에 진정한 수익률을 구하지 못하는 것이 사실이다.<sup>18)</sup> 이 논문에 제시된 교육투자수익률 추정값들 역시 이 같은 문제로 인한 영향을 받고 있다고 보는 것이 맞을 것이다. 한국노동패널 자료를 이용해서는 도구변수추정법(instrumental variable estimation) 및 고정효과추정법(fixed effect estimation) 등을 실행할 수 없다. 따라서 이 논문에 제시된 한국의 교육투자수익률 추정치들은 상향 편의를 갖게 되므로 진정한 수익률이 가질 수 있는 최고치에 가깝다고 보는 것이 보다 안전한 해석이다(Han and Cho, 2006).

4차년도 한국노동패널 자료(KLIPS 2001)에서 약 6%의 남성근로자와 11%의 여성근로자가 자신의 대학입학시험 성적을 보고하였다. 비록 제한적인 정보이기는 하나, 이를 이용하여 이 논문에서 추정하고 있는 교육투자수익률은 아마도 실제 수익률이 가질 수 있는 최고치에 가까운 값이라는 가설에 대해 논의하도록 한다. <표 4>는 부모의 교육, 직업, 대학입학시험 성적을 개인의 교육수준에 따라 보여준다. <표 4>의 상단에서는 부모의 교육수준 및 직업 종류의 차이점과 유사점을 보여준다. 남녀 모두 고졸 학력만을 가지고 있는 근로자의 경우 다른 근로자들에 비해 현저히 다른 가족배경을 가지고 있는 것으로 나타난다. 학사 학위를 가진 아버지는 1.5% 이하이며, 고졸 학력을 가진 아버지와 어머니는 약 9~10%와 2%에 머물렀다. 또한 70% 이상의 아버지가 저임금 육체노동에 종사하고 있는 것으로 나타났다. 이와는 달리 준학사 및 학사 학위를 가진 근로자의 부모들은 고졸인 근로자보다 높은 학력수준과 다른 직업배경을 보였으나, 준학사 및 학사 학위 소지 근로자 그룹 간에는 큰 차이가 발견되지 않았다. 준학사 및 학사 학위를 취득한 남성근로자의 경우, 약 4~9%의 아버지와 1%의 어머니가 학사 학위를 가지고 있으며, 25% 아버지와 8~15%의 어머니가 고졸 학력을 가지고 있는 것으로 나타났다. 부모들의 직업분포에 있어서 고졸 근로자들에 비해 훨씬 낮은 수준인 약 50% 가량의 아버지가 저임금 육체노동에 종사한 것으로 나타났다. 이러한 패턴은 여성근로자의 경우에도 유사하다.

<표 4>의 하단에서는 116명의 남성근로자와 92명의 여성근로자의 대학입학시험 성적

18) Angrist and Krueger(1992) 및 Card(1995)는 진정한 교육투자수익률을 추정하기 위하여 도구변수추정법(instrumental variable estimation)을 사용하였다. Ashenfelter and Rouse(1998)는 측정이 어려운 개인의 능력변수가 미치는 영향을 통제하기 위한 수단으로 일관성 쌍둥이의 자료를 이용한 고정효과추정법(fixed effect estimation)을 사용하였다.

〈표 4〉 교육수준별 가족배경변수 및 대학입학시험 성적의 분포

	남성 임금근로자의 교육수준				여성 임금근로자의 교육수준			
	고졸 이하	전문 대졸	4년제 대졸	대학 원졸	고졸 이하	전문 대졸	4년제 대졸	대학 원졸
아버지 교육수준								
대졸 이상(%)	1.2	4.1	9.6	14.8	1.3	1.0	20.4	40.0
고졸(%)	9.6	25.2	24.1	21.6	10.7	40.6	27.5	20.0
어머니 교육수준								
대졸 이상(%)	0.1	0.0	1.5	2.3	0.2	0.0	6.0	13.3
고졸(%)	2.0	8.7	14.9	15.9	2.7	12.5	18.0	33.3
부모의 직업종류								
전문직(%)	1.1	2.3	5.9	8.0	0.7	3.1	7.8	26.7
저임금육체노동직(%)	71.5	48.6	46.7	35.2	71.5	38.5	33.5	13.3
어머니가 가구의 단독소득원임(%)	15.9	19.7	12.3	11.4	13.6	11.5	11.4	6.7
관찰수	1213	210	457	88	550	93	164	15
대학입학시험 성적								
200점 이하	18.2	14.6	4.0	0.0	0.0	12.1	0.0	0.0
201점 이상 260점 이하	54.5	45.8	22.0	14.3	85.7	45.5	16.3	0.0
261점 이상 300점 이하	27.3	35.4	50.0	28.6	14.3	33.3	18.4	33.3
301점 이상	0.0	4.2	24.0	71.4	0.0	9.1	65.3	66.7
관찰수	11	48	50	7	7	33	49	3

주: 1) 본 표는 임금근로자를 기준으로 함. 이 중 대학입학시험 성적을 보고한 임금근로자수는 남성이 전체 남성 임금근로자의 약 6%, 여성이 전체의 약 11%에 해당됨. 따라서 대학입학시험 성적에 대한 관찰치의 수는 여타 다른 가족배경변수들의 그것과 일치하지 않음을 알려둠.

2) 부모의 교육수준에서 대졸은 학사 이상의 학위를 취득했음을, 고졸은 고교졸업 및 준학사 학위취득을 뜻함.

3) 대학입학시험 성적은 매년 총점 기준이 다르나, 본표를 구성하기 위해 총점 400점 기준으로 표준화하였음.

분포를 보여준다. <표 4>에서 보면 대학원 학위를 취득한 개인들은 주로 301점 이상 점수대에 가장 많이 몰려 있으며, 학사 학위를 소지한 개인들이 261점 이상 점수대에, 준학사 학위를 소지한 개인들은 201점 이상 300점 이하 점수대에, 그리고 대학교육 경험이 없는 고졸 근로자들은 260점 이하 점수대에 많이 몰려 있음을 확인할 수 있다. 즉 대학입학시험에서 높은 점수를 받은 개인이 더 높은 학력수준을 보일 것이라는 것을 암시하는 것이기도 하다. 만약 이러한 시험성적이 개인의 능력수준을 잘 보여주는 변수라면,

이는 개인의 능력수준이 분명 최적 교육수준 선택 및 노동시장에서의 임금수준에 영향을 미칠 것이라는 것을 암시하는 좋은 근거 자료가 되는 것이다.

<표 5>는 개인 능력의 대변수(proxy variable)로서 대학입학시험성적을 설명변수로 사용하였을 때 교육수준에 따른 임금프리미엄을 추정한 결과를 보여준다. 표의 상단은 남성, 하단은 여성근로자에 대한 추정치를 보여준다. <표 5>를 위해서 네 가지 다른 임금함수를 사용하였는데, 첫 번째 열은 가족배경 및 시험성적 변수가 모두 누락된 기본형태의 임금함수이다. 두 번째 열은 가족배경만을, 세 번째 열은 시험성적만을, 그리고 마

<표 5> 시험성적을 통제한 대학교육에 대한 임금프리미엄 효과

	기본 모델		시험성적변수 포함시킨 모델	
<u>남성근로자</u>				
대학원 졸업	0.43*	0.32	0.36*	0.29
	(0.14)	(0.20)	(0.17)	(0.23)
학사 취득	0.03	0.01	-0.02	-0.04
	(0.09)	(0.10)	(0.13)	(0.13)
준학사 취득	-0.03	-0.05	-0.05	-0.09
	(0.09)	(0.10)	(0.11)	(0.12)
시험성적 통제	No	No	Yes	Yes
가족배경 통제	No	Yes	No	Yes
관찰수	109	109	109	109
R-squared	0.305	0.354	0.332	0.376
<u>여성근로자</u>				
대학원 졸업	0.71*	0.58*	0.93*	0.84*
	(0.12)	(0.11)	(0.16)	(0.15)
학사 취득	0.39*	0.41*	0.55*	0.53*
	(0.06)	(0.08)	(0.10)	(0.12)
준학사 취득	0.25*	0.28*	0.34*	0.35*
	(0.08)	(0.09)	(0.09)	(0.11)
시험성적 통제	No	No	Yes	Yes
가족배경 통제	No	Yes	No	Yes
관찰수	89	89	89	89
R-squared	0.376	0.453	0.483	0.532

주: 1) 피설명변수는 임금의 로그값임. 표준오차는 괄호안에 표시되어 있음.

2) 굵은 글씨로 표시된 추정계수 중 \* 표시는 1% 수준에서, \*\* 표시는 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

지막 열은 두 설명변수를 모두 포함시킨 임금함수를 사용하였다.

남성의 경우, 대학원 졸업자를 제외하고는 대학교육이 임금에 미치는 영향은 그 크기가 매우 작으며 통계적으로도 유의하지 않은 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 시험성적 또는 가족배경변수를 분석에 포함시킨 경우 대학교육의 수익률 추정치가 크게 낮아지면서, 이들 변수가 개인 능력의 대변수로 적절하다는 것을 말하여 준다. 그러나 시험성적과 가족배경변수를 동시에 사용하면 수익률 추정치는 통계적 유의성을 잃게 된다. 따라서 우리는 남성의 경우 그의 가족배경변수와 시험성적 간에 상당한 다중공선성이 존재할 것이라는 추정을 할 수 있다.

이와는 다르게 여성의 경우에는 모든 대학교육의 수익률이 남성에 비해 상당히 크게 추정되며, 통계적으로도 유의함을 발견할 수 있다. 또한 가족배경변수 및 시험성적은 임금함수의 설명력을 높여주는데, 특히 두 변수를 모두 사용할 경우 R-square가 크게 향상되면서 남성과는 다르게 여성에게 있어서는 가족배경변수와 시험성적변수 사이에 서로 큰 상관관계가 없음을 암시하여 준다.

남성근로자의 경우를 보면, 가족배경변수나 시험성적변수를 포함시킨 임금함수는 그렇지 않은 경우에 비해 보다 낮은 교육투자수익률을 계산하였으며, 보다 높은 R-square를 나타내어 설명력이 보다 큰 것으로 나타났다. 이는 두 변수 모두 개인의 능력을 대변하는 기능을 수행하여 이들 변수를 포함하지 않은 경우에 비해 추정치의 상향 편의를 어느 정도 감소시키며, 동시에 임금함수의 설명력을 높인다는 것을 말해 준다<sup>19)</sup>.

여성근로자의 경우를 보면, 가족배경변수 및 시험성적변수는 모두 교육투자수익률을 계산하는 데 사용되는 임금함수의 설명력을 높여준다는 것을 발견할 수 있다. 또한 이들 두 변수를 각각 함수에 포함시켰을 때보다 두 변수를 모두 포함시킨 경우 임금함수의 설명력은 더 높아진다. 그러나 가족배경변수 및 시험성적변수를 사용한 결과 더 높아지는 교육투자수익률의 추정치로부터 우리는 교육이 여성근로자의 임금수준에 보다 더 큰 영향을 미친다는 것을 추론할 수 있다.

여기에서는 능력의 대변수를 사용했으나 만일에 개인의 능력을 대변할 수 있는 보다

19) 마지막 열에서 보는 바와 같이, 가족배경변수와 시험성적변수를 모두 임금함수에 포함시키는 경우 임금함수의 설명력은 향상되지 않으면서 추정된 교육투자수익률의 통계적 유의성만을 손상시키는 결과를 가져온다. 이는 이들 두 변수간의 다중공선성 문제로 인한 것이 아닌가 추정된다. 따라서 <표 5>는 남성근로자에 대해서 가족배경변수 및 대학입학시험 성적이 개인의 능력을 어느 정도 대변해 주는 기능을 하나, 이들 중 한 변수만을 임금함수에 포함시켜야 함을 말해 준다.



적절한 변수가 존재하는 경우 정확한 교육의 임금에 대한 효과를 분석할 수 있음을 <표 5>는 말해 준다. 또한 이들 결과는 여성의 교육투자수익률이 남성에 비해 높다는 것을 지지해 주는 증거이기도 하다. <표 5>에 제시된 실증분석 결과는 표본의 숫자가 너무나 적으므로 통계적으로 유의한 결과라고 말하기는 어렵다. 그러나 이는 교육과 임금수준의 관계에 대한 미래의 연구에 있어서 좋은 시사점을 제공한다 할 수 있다.

따라서 개인의 능력변수를 통제하지 않은 이 논문의 추정치는, 누락변수로 인한 편의(omitted variable bias)를 포함하고 있음을 짐작할 수 있다.<sup>20)</sup> 한국노동패널 자료에서 제공하는 제한된 정보만을 가지고는 진정한 교육투자수익률을 추정하거나, 인적자본이론과 선발이론 간의 논쟁에 대한 분명한 답을 제시하기는 어렵다. 단, 진정한 교육투자수익률은 이 논문에 제시된 추정값보다는 낮을 것이라는 것을 제시한다.

#### IV. 맺음말

이 논문에서는 한국에서의 남성과 여성의 교육투자수익률 차이를 추정하고 비교하였다. 실증분석 결과, 남성의 교육투자수익률이 5.2%이고, 여성은 4.2%로, 여성과 남성 간의 수익률이 큰 차이를 보이지 않았다. 이는 다른 나라의 노동시장에서 일반적으로 관찰되는 사실과는 일치하지 않는 것이다. 연령대별로 인구를 구분하여 교육투자수익률을 추정해 본 결과, 34세 이하 인구에서는 여성의 수익률이 남성보다 높으며, 35세 이상 인구에서는 남성이 여성보다 높다는 것을 발견하였다.

이러한 결과가 나타나게 된 이유는 다양할 것이나 이는 역시 연령대별로 근로자들의 노동행태를 파악하여 따로 분석을 해야 할 것으로 판단된다. 예를 들어 금재호(2004)는 노동시장에서의 불평등을 측정하는 한 매체로, 직종간 남녀 비율 변수를 임금함수에 포함하여 실증분석을 실시한 바 있다. 여기서 그는 여성의 교육투자수익률이 남성보다 낮아진다는 사실을 발표하였는데, 이 논문에서 본 것과 같이 각 연령대별로 서로 다른 교육투자수익률을 가지므로, 그 같은 연구를 연령대별로 실시해 보는 것도 흥미 있는 작업일 것이다.

또한 이 논문은 학위효과(sheepskin effect)를 남성근로자 및 여성근로자에 대해 추정

20) 누락변수 편의에 대해서는 Han and Cho(2006)을 참조.

하여 보았다. 이때 남성의 경우 대학 학위로 인한 임금에 대한 영향은 거의 존재하지 않는 것으로 분석되었다. 이와는 다르게 여성의 경우에는 교육투자수익률이 3.1%로 더욱 낮아지면서 학사 학위를 가진 여성근로자는 약 15%의 임금프리미엄을 누리는 것으로 추정되었다. 이 결과는 여성의 교육투자수익률이, 높은 교육수준의 여성에게서는 높게, 낮은 교육수준의 여성에게서는 낮게 추정된다는, 기존의 연구 결과를 지지하는 것이다. 즉 여성의 경우 학력수준간 임금격차가 남성의 그것보다 크기 때문에 여성에게서 더 높은 교육투자수익률이 추정된다는 것과는 일치하는 현상이다.

그러나 이러한 결과를 가지고, 한국의 남성노동자들의 교육과 임금 간의 관계는 인적자본이론(human capital theory)으로 설명되고, 여성노동자들은 선발이론(screening theory)으로 설명된다는 주장을 하기에는 무리가 있어 보인다. 우선 <표 2>에서 본 것과 같이 부모의 교육수준은 개인의 임금수준에 통계적으로 유의한 영향을 미친다. 이는 개인의 생산성에 대한 적절한 통제가 필요하다는 것을 단적으로 증명하는 것이다. 따라서 우리는 이 논문의 교육투자수익률 추정치에 관찰 불가능한 능력의 변수로 인한 상향 편의가 존재한다는 가설을 부정할 수 없다. 또한 이 논문에서는 대학입학시험 성적 자료를 이용한 간단한 분석을 통해서, 생산성이 높은 개인이 더 높은 학위를 취득하고 있을 것이라는 증거를 확인한 바 있다.

이 논문의 의의는 다음 두 가지에서 찾을 수 있다. 우선 여성의 평균 교육투자수익률이 남성과 큰 차이가 없는 것처럼 추정되는 것은, 연령대별로 여성의 교육투자수익률이 크게 차이가 나타나기 때문이라는 것을 보였다. 즉 34세 이하에서는 여성의 수익률이 더 높은 반면, 35세 이상에서는 여성이 남성보다 현저하게 떨어지기 때문이다. 또한 학위효과 추정을 통해 이러한 가설을 더욱 지지할 수 있게 되었다. 두 번째로 부모의 교육수준이 임금수준에 영향을 미친다는 것을 보임으로 해서, 관찰되지 않은 개인의 생산성에 의해 교육투자수익률 추정치에 상향 편의가 존재함을 증명한 것이다.

이러한 결과를 바탕으로, 한국 노동시장에서 여성의 교육투자수익률이 더 높은 원인 등을 분석해 보는 것도 흥미로운 작업이 될 것이다. 또한 보다 장기간에 걸친 패널 자료를 이용하여 개인의 임금, 교육수준, 근로조건 및 가정배경을 조사한 자료가 완성되었을 때, 이 논문과 비슷한 실증분석을 다시 실시한다면 보다 흥미로운 결과를 얻을 수 있을 것으로 생각된다.

## 참고문헌

- 공은배 · 백성준. 「한국 교육투자의 실패와 수익률 분석에 관한 연구」. 『교육개발』 94호, 서울 : 한국교육개발원, 1994.
- 김태홍. 「기업의 여성인력활용 및 관리제도 현황」. 『기업의 여성 인력관리제도 현황과 개선방안』. '97 연구보고서 220-4, 서울 : 한국여성개발원, 1997.
- 김재호. 「노동시장 이중구조와 성차별: 직종분리를 중심으로」. 『응용경제』 6권 3호 (2004): 259-289.
- 최강식. 「교육투자의 경제적 수익률 분석」. 『응용경제』 4권 2호 (2002): 5-29.
- 한국노동연구원. 『한국노동패널 코드북 2004』. 서울: 한국노동연구원, 2004.
- 한준 · 한신갑. 「대졸자의 사회경제적 성과를 통해 본 대학간 불평등」. 제7회 한국노동패널 학술대회 발표논문, 2006.
- Acemoglu, Daron., and Zilibotti, F. "Information Accumulation in Development." *Journal of Economic Growth*. 4 (1999): 5-38.
- Angrist, Joshua D., and Krueger, A. B. "The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment: An Application of Instrumental Variables with Moments from Two Samples." *Journal of the American Statistical Association*. 87 (418) (1992): 328-336.
- Ashenfelter, Orley., and Rouse, C. E. "Income, Schooling, and Ability: Evidence from a New Sample of Identical Twins." *The Quarterly Journal of Economics* 113 (1) (1998): 253-284.
- Belman, Dale., and Heywood, J. S. "Sheepskin Effects in the Returns to Education: An Examination on Women and Minorities." *The Review of Economics and Statistics* 73 (4) (1991): 720-724.
- Berman, Eli., Bound, J., and Machin, S. "Implications of Skill-Biased Technological Change: International Evidence." *The Quarterly Journal of Economics* 113 (4)

(1998): 1245-1279.

Card, David., "The Causal Effect of Education on Earnings." In *Handbook of Labor Economics* vol.3, edited by O. Ashenfelter and D Card, pp. 1801-1863. Oxford: Elsevier Science Ltd., 1999.

\_\_\_\_\_. *Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling Aspects of Labor Market Behaviour: Essays in Honour of John Vanderkamp.* edited by L.N. Christofides, E.K. Grant, and R. Swidinsky, pp. 201-222. Toronto: University of Toronto Press, 1995.

Card, David, and Krueger, A. B. "Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schools in the United States." *Journal of Political Economy* 100 (1992): 1-40.

Dougherty, C. "Why is the Rate of Return to Schooling Higher for Women than for Men?," *Center for Economics Performance Discussion Papers* 581, 2003.

Han, Sung Shin., and Cho, Insook. "The Effect of Omitted Variables Earnings and Education." *The Korean Journal of Economics* 13 (1) (2006): 1-24.

Hungerford, Thomas., and Solon, G. "Sheepskin Effects in the Returns to Education." *The Review of Economics and Statistics* 69 (1) (1987): 175-177.

Kane, Thomas J., and Rouse, C. E. "Labor-Market Returns to Two-and Four-year College." *The American Economic Review* 85 (3) (1995): 600-614.

Jaeger, David., and Page, M. "Degrees Matter: New Evidence on Sheepskin Effects in the Returns to Education." *Review of Economics and Statistics* 78 (4) (1996): 733-740.

Lee, Byung-joo., and Lee, Mary J. "Quantile Regression Analysis of Wage Determinants in the Waht Determines the Wage Structure in Korean Labor Market?" *Research Paper Series of KLIPS* (August 2002)

Mincer, Jacob. *Schooling, Experience and Earnings.* New York: Columbia University Press, 1974.

Olneck, Michael. *On the Use of Sibling Data to Estimate the Effects of Family Background, Cognitive Skills, and Schooling: Results from the Kalamazoo Brothers Study in Kinometrics: Determinants of Socioeconomic Success within*

*and between Families.* edited by Paul Taubman, Amsterdam: North-Holland, 1977.

Park, Jin Heum. "Returns to Schooling: A Peculiar Deviation from Linearity." Working Paper No. 335 (Industrial Relations Section, Princeton University), 1994.

Trostel, Philip., Walker, I., and Woolley, P. "Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries." *Labour Economics* 9 (1) (2002): 1-16.

---

abstract

---

## **The Return to Education and Sheepskin Effect in Korea: Comparison of Male and Female Workers**

**Sung Shin Han and In Sook Cho**

Using the Korean Labor and Income Panel Study 2001 (KLIPS 2001), this paper examines gender differences in the return to education in Korea. On average, there is little difference in return to education between male and female workers. However, this paper provides evidence that the impact of education on wages is greater for female workers compared to that for male workers using three different estimation strategies. First, a simple cohort analysis shows that the estimated returns to education for male and female workers have different patterns by age cohort and this is the main reason we observe little gap in average returns to education between men and women. Second, we find that college degree has a significant impact on women's labor market outcomes, while there is little gain for men in terms of wage levels by having college degree. Finally, when controlling unobservable individual ability level with test scores, education has no significant impact on male workers' wage levels, while the impact of education on wages is considerably large for female workers. All three findings support that the impact of education on labor market outcomes is greater for female workers compared to that for male workers as many researchers have found in other OECD countries.

**Key Words:** Return to Education, Sheepskin Effect, Gender Difference, Human Capital Theory, Screening Theory, KLIPS