

# 자영업 부문에 있어 교육이 소득에 미치는 영향분석\*

김기승\*\* · 오유\*\*\*

본 연구는 자영업자의 교육투자수익률을 분석하고 있다. 교육투자수익률에 관한 기존의 연구가 임금근로자에 초점을 맞추었다고 하면, 본 연구는 자영업자를 대상으로 하고 있다. 이를 분석하기 위해 한국노동연구원이 조사한 1998~2008년 간의 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하였고 Hausman and Taylor 모형, 확률효과모형 등 다양한 분석방법을 사용하였다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 교육수준변수는 통계적으로 유의미하게 소득에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. Hausman and Taylor 모형을 사용해 자영업 부문의 교육투자수익률을 계산한 결과 11.5%로 나타난 반면, 확률효과모형을 사용한 경우는 8.4%로 추정되었다. 이러한 결과는 경제활동인구의 약 30%를 차지하고 있는 자영업 부문에서 교육을 통한 인적자본 형성이 생산성과 성공확률을 높일 수 있음을 시사하는 것으로 판단된다.

핵심주제어: 교육투자수익률, 능력편의, Hausman and Taylor 모형, 자영업, 인적자본

경제학문헌목록 주제분류: C23, I21, J0, J24

## I. 서 론

한국에서 자영업은 일자리를 창출하고 실업자 재취업 등에 있어 중요한 역할을 하고 있다. 1997년 IMF 경제위기 및 2008년 글로벌 금융위기 이후 상시적인 구조조정이 지속되면서 임금근로 부문에서 대량 실업이 발생하고 자영업으로의 진출이 크게 늘어났다. <표 1>에서 알 수 있는 바와 같이 최근 한국의 고용상황은 취업자 및 고용률이 완만한 증가 추세를 보이고 있다.

\* 이 논문은 2012년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2012S1A5A2A01021092).

\*\* 제1저자, 부산대학교 경제학부, 전화: (051) 510-2564, E-mail: gsk@pusan.ac.kr

\*\*\* 제2저자, 부산대학교 경제학부 박사과정, 전화: (051) 510-2564, E-mail: wyyoyo@pusan.ac.kr

논문투고일: 2012. 4. 18 수정일: 2012. 11. 22 게재확정일: 2012. 12. 7

32 자영업 부문에 있어 교육이 소득에 미치는 영향분석

〈표 1〉 종사상 지위별 취업자 비중의 변화-전 산업

(단위: 천 명, %)

	전체 취업 자수	비임금근로자					가족 종사		임금근로자			
			자영업자			정규직			비정규직			
			고용주	자영자					임시직	일용직		
1990	18,085	39.45	28.02	6.46	21.56	11.43	60.55	32.83	27.70	17.53	10.17	
1995	20,414	36.81	27.28	7.45	19.83	9.53	63.19	36.73	26.46	17.63	8.83	
2000	21,156	36.85	27.72	6.89	20.83	9.13	63.15	30.23	32.92	21.78	11.14	
2005	22,856	33.56	27.00	7.28	19.72	6.56	66.44	34.64	31.80	22.12	9.68	
2010	23,829	28.78	23.47	6.29	17.18	5.31	71.22	42.33	28.90	21.27	7.63	

자료: 통계청(KOSIS).

자영업자와 무급가족종사자를 합한 비임금근로자가 차지하는 비중이 지속적으로 감소하는 추세를 보였으며, 한국의 자영업자 비중은 1990년대 중반까지 감소하는 추세를 보여 왔다. 1990년대 자영업자 비중은 27~28% 수준을 유지하였으며, IMF 경제위기 이후 일시적인 증가 추세를 보이기도 했으나 최근 10년간 다시 감소 추세를 나타내고 있다. IMF 경제위기 이후 자영업자 비중의 일시적 증가는 구조조정의 여파가 임금근로자에게 집중되어 임금근로자들의 실업률이 높아졌으며, 취업난으로 인해 임금근로자로의 취업이 어려워 자영업으로 진출하였기 때문으로 해석된다.

자영업이 한국경제에서 차지하는 중요성을 강조하기 위해 자영업의 현황을 살펴보고 특성을 분석하고자 한다. 한국의 자영업자<sup>1)</sup>수는 2011년 말 현재 559만 명으로 나타났다. 전체 취업자 2,424만 4,000명 중에서 23.07%를 차지하고 있다. 한국은 OECD 선진국들과 비교할 때 전체 취업자 중 비임금근로자<sup>2)</sup>의 비중이 매우 높은 수준을 나타내고 있다. 2010년 우리나라의 취업자 중 자영업자를 포함한 비임금근로자의 비중은 28.8%로 OECD 31개 회원국 중 그리스(35.2%)에 이어 두 번째다. 미국(8.7%), 독일(11.1%) 등 선진국은 10% 안팎에 불과하다.

한국 자영업자의 대부분은 영세한 저소득층이며 빈곤의 위험에 노출되어 있다(금재호 외, 2006; 김기승, 2005). 임금근로자의 임금불평등에 비해서 자영업

1) 본 연구에서는 한국노동연구원에서 작성하는 한국노동패널조사의 취업 형태에 대한 질문에 '내 사업을 한다'(비임금) 또는 '주당 가족일 돕는 시간이 18시간 이상이다'라고 답변 응답자를 자영업주 또는 자영업자로 정의한다.

2) 비임금근로자는 자영업주(고용주+자영자)와 무급가족종사자를 포함한다.

자들 사이의 소득불평등도 심화되고 있다. 소득의 불평등은 교육을 통한 생산성 향상에 의해 상당부분 해소될 수 있는 것으로 파악된다. 지금까지의 교육의 투자효율성에 관련한 이론은 인적자본(human capital)이론과 Signaling 이론으로 대별해 볼 수 있다. 인적자본이론은 생애소득의 현재가치를 최대화하는 과정에서 교육기간을 결정한다는 것이 핵심 내용이다. 교육투자수익률에 대한 연구들은 노동경제학에서 많은 관심을 갖는 분야가 되어 왔다. 보통 교육투자수익률과 한 나라의 GDP나 평균 교육수준은 음(-)의 상관관계를 갖고 있다. 많은 연구들(대표적으로 Psacharopoulos and Patrinos, 2004)은 선진국보다 개발도상국에서 교육투자수익률은 더 높게 나타난다는 것을 발견하였으며, 이러한 연구결과도 교육이 소득을 균등화시킨다는 믿음을 강화시키는 방향으로 작용하여 왔다(신동균, 2010). 교육투자수익률이 높은 나라에서 사회적으로 교육에 대한 투자지출을 증가시키는 것은 물론이며, 교육이 개인의 인적자본 축적을 통하여 생산성이 향상되기 때문에 개인은 교육수준이 높을수록 소득수준이 높아진다고 볼 수 있다.

한편, Heckman(1994)은 교육투자수익률이 7% 이상의 수준이 되면, 교육투자는 좋은 투자로 간주할 수 있다고 주장하고 있다. 많은 선행 연구들은 여러 나라의 횡단면 데이터를 사용하여 생애주기(life-cycle)에 걸쳐 교육과 소득 간에 양(+)의 상관관계가 지속되고 있다는 것을 보이고 있다. 그러나 교육수준이 높은 사람의 소득이 많다고 하여 높은 소득이 학력에 기인한다고 보기는 어렵다. 즉, 교육수준이 높은 사람들은 교육수준이 낮은 사람보다 일반적으로 타고난 개인적인 능력(ability)이 뛰어날 가능성이 있고 이것이 높은 소득으로 이어졌을 가능성이 높다.

Signaling 이론에 따르면 교육수준은 유능한 근로자를 식별 내지 선별해 주는 역할이 강하다는 주장을 하고 있다. 예를 들어, 개인이 대학에 진학하였다는 것은 대학을 다니는 동안 소요되는 직·간접적인 비용을 감당하겠다는 의사를 표시한 것이고, 이는 본인이 그러한 능력이 된다는 신호를 보내는 것으로 보고 있다. 따라서 대학졸업자가 고졸보다 임금이 높다고 하는 것은 대학을 다니는 동안 생산성을 높여서라기보다는 대졸자의 타고난 개인적인 능력 때문이라고 판단한다. 이와 관련한 논문(Marshall, 1980)은 교육과 높은 생산성 간의 상관관계를 무시하지는 않지만 교육이 식별 내지 선별효과가 강하다는 소위 선별가설(screening hypothesis)을 주장하고 있다.

본 연구는 앞서 설명하는 인적자본이론(human capital theory) 및 Signaling 이론

과 같이 두 가지 상반된 주장·이론을 한국의 자영업 노동시장에서 검증해 보고자 한다. 지금까지의 교육의 투자수익률, 투자효율성에 관련한 연구들은 주로 임금근로자를 대상으로 교육수준과 임금과의 관계에 초점을 맞추어 진행되어 왔다. 자영업자를 대상으로 교육의 투자수익률 또는 투자효율성을 연구한 논문은 찾아보기가 매우 어렵다. 본 연구는 자영업 부문에 있어서 교육수준과 소득과의 관계를 밝힐 뿐만 아니라 교육의 투자수익률을 추정하고자 한다. 임금근로자와 비교하여 자영업자들의 교육수준은 그들의 소득수준을 높이는지, 높인다면 어느 정도 영향이 있는지를 밝히는 데 연구의 초점이 맞추어질 것이다.

자영업자의 교육수준이 소득에 어느 정도의 영향을 미칠 것인가에 대한 분석은 개인의 교육수준을 결정하는 하나의 준거로 활용될 수 있을 것이다. 특히, 대학진학률이 80%가 넘는 현실에서 ‘우리의 교육이 과잉이냐’라는 질문에 대한 간접적인 해답을 제시할 수 있을 것이다. 자영업을 포함한 새로운 소기업의 창업은 경제성장은 물론이고 일자리 창출의 강력한 원동력으로 인식되고 있어(김기승·조준모, 2006), 자영업 부문에서의 교육투자수익률에 대한 분석이 매우 중요하다고 볼 수 있다. 한국의 경우 대략 경제활동인구의 30% 정도가 자영업자로 선진국에 비해 매우 높은 비율을 나타내고 있다. 자영업이 우리 경제에서 차지하는 비중이 매우 높은 점을 감안할 때, 자영업자의 교육수준과 그들의 소득과의 관계를 밝히는 것은 국가 전체의 생산성 향상을 위해 매우 중요하나 교육투자에 어떠한 노력을 기울여야 하는가에 대한 이해를 높이는 데도 적지 않은 도움이 될 것으로 기대한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제I절 서론에 이어 제II절에서는 이론적 배경 및 선행 연구를 검토한다. 제III절은 자영업 부문에 있어 교육이 소득에 미치는 영향에 대한 실증분석을 실시한다. 마지막 제IV절은 본 연구의 결론과 시사점을 제시한다.

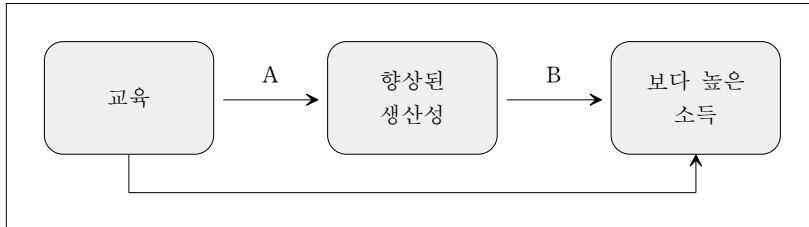
## II. 이론적 배경 및 선행 연구

### 1. 인적자본이론과 Signaling 이론

인적자본이론은 1960년대 이후 Schultz(1963), Mincer(1974), Becker(1975) 등에 의해서 연구되기 시작하였다. 물론 그 이전에도 인적자본 투자에 관한 연구

가 전혀 없었던 것은 아니다. Adam Smith는 교육이 경제적으로 유용하다는 것을 최초로 주장하였다. 사람들은 유용한 능력을 습득하기 위해 노동과 시간을 투입해서 교육이나 훈련을 받아야 하고, 이렇게 교육이나 훈련을 통해 습득한 능력은 노동시간을 단축하게 하는 고가의 기계와 비유될 수 있다고 하였다. 이후 Schultz, Mincer 및 Becker 그리고 많은 인적자본 이론가들에 의하여 비로소 인적자본에 대한 투자와 관련된 면밀한 연구가 이루어졌다. 일반적으로 인적자본은 인간에 대한 교육이나 훈련 등의 투자에 의하여 인간의 자본적 가치 혹은 생산력의 크기를 증가시키므로 인적자본에 대한 투자가 높을수록 더 높은 소득을 얻게 된다고 한다. 즉, 근로자들이 교육을 많이 받을수록 더욱 생산적으로 되고 그들의 수익이 늘어난다는 것이다. 서로 다른 교육투자는 생산성 차이를 발생하게 하며, 이 차이는 다시 교육투자수익률에 영향을 미친다는 것을 의미한다. 대표적인 인적자본 이론가인 Schultz는 교육 역시 자본과 마찬가지로 투자를 통한 수익을 창출하는 자본이라는 전제 하에 교육의 투자수익률이 물적자본의 투자수익률보다 훨씬 더 크다는 것을 밝혀낸바 있다. 이와 같이 인적자본에 관한 대부분의 선행 연구는 교육이 임금에 양(+ )의 영향을 미친다는 가설 하에 주로 Mincer(1974)의 임금함수 추정을 통해 이루어져 왔다. 이러한 관계를 도식화하면 <그림 1>과 같이, ‘교육’→‘생산성 향상’→‘소득증가’의 인과관계를 보일 수 있다. 다만 교육을 더 많이 받은 사람이 보다 높은 소득을 가져온다는 C경로를 실증적으로 증명할 수 있을 뿐 A경로, B경로의 인과관계는 분명히 입증되지 못하고 있다.

이러한 이유로 Arrow(1973), Spence(1973), Stiglitz(1975) 등은 노동시장에서 교육은 직접 생산성을 향상시켜 주는 것이 아니라 그 근로자의 ‘타고난 능력’에 대한 간접적인 신호일 뿐이라는 주장을 펼친다. 즉, 선천적으로 능력이 뛰어난 사람은 교육에 대한 비용이 적기 때문에 더 많은 교육을 받을 수 있고, 이러한 높은 교육수준은 선천적으로 높은 생산성을 가지고 있다는 신호(signaling)로 작용한다는 것이다. 이 이론 하에서는 교육의 역할은 단지 능력이 있는 사람을 식별 또는 선별하는 데만 유용하는 것이며 능력 그 자체를 향상시키지 못한다는 결론에 이르게 된다. 선별가설은 교육의 차이가 소득격차를 가져온다는 점에서는 궁극적으로 인적자본이론과 동일하지만, 앞서 살펴본 인적자본이론과는 달리 ‘타고난 능력(innate ability)’→‘높은 교육수준’→‘높은 소득’으로 그 결론에 이르는 과정을 달리한다. 예를 들어, 같은 연수의 교육을 받았다 하더라도, 학위 수여에 필요한 필수조건을 만족시킨 후 학위를 받은 개인과 학위를 못 받은



자료: Marshall(1980).

〈그림 1〉 인적자본 투자, 생산성 및 노동수익과의 관계

개인 사이에는 실제로 임금의 차이가 크게 존재한다. 이를 학위효과(sheepskin effect)라 하며 Olneck(1977)에 의하여 처음 그 존재가 알려졌으며, Hungerford and Solon(1987)이 실제 자료를 이용하여 그 크기를 추정한바 있다(한성신·조인숙, 2007).

## 2. 교육투자수익률

앞에 언급한 두 가지 상반된 인적자본이론과 Signaling 이론을 뒷받침하여 교육수준과 임금 간에 상관관계를 측정하고자 하는 많은 시도가 이루어져 왔다. 국내에서 교육투자수익률(return to schooling)에 관한 연구는 김강호(2009), 이광호(2002), 신경수·최창렬(2007) 등을 들 수 있다. 김강호(2009)는 임금근로자를 대상으로 2007년 청년패널조사 자료를 분석에 활용하였으며, 4년제 대학 졸업자의 경우 2~3년제 전문대학 졸업자에 비해 노동시장 진입시 약 15.7% 가량의 초기 임금프리미엄이 있는 것으로 분석하고 있다. 이광호(2002)는 상업계 고등학교 교육의 교육투자수익률을 분석하여 상업계 고등학교 교육의 교육투자수익률이 대체로 실질 평균 시장 이자율보다 약간 높다는 결론을 얻었다. 신경수·최창렬(2007)은 노동시장에서의 학력별 임금격차를 분석한 결과, 학력수준이 높아질수록 임금수준 또한 높아지는 것으로 나타나 학력별 임금격차가 뚜렷하게 관찰되었다.

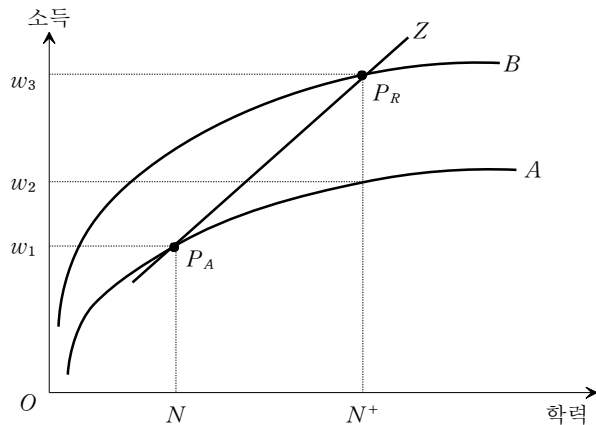
이렇듯 기존 연구들은 대부분 임금근로자를 대상으로 교육이 임금에 미치는 영향을 분석하고 있으나 자영업자의 교육투자수익률에 관한 연구는 많지 않다. 스페인 자료를 이용한 Alba-Ramirez(1994), Alba-Ramirez and San Segundo(1995), UK 자료를 이용한 Rees and Shah(1986), 미국 자료를 이용한 Evans and Leighton(1989), Fairlie and Meyer(1996) 및 Kawaguchi(2003) 등 연구들은

자영업자는 임금근로자보다 교육이 소득에 더 높은 영향을 미친다는 것을 나타냈다. 한국 자영업의 경우에도 교육과 소득 간의 상관관계가 존재하는지를 확인할 필요가 있다.

### 3. 능력편의 문제

교육투자수익률은 보다 높은 생산성을 가진 근로자에 대하여 사용자가 지급하는 임금률(wage rate)을 의미한다고 볼 수 있다. 교육투자수익률을 측정하는데 많은 문제점이 제기되어 왔다. 즉, 개인적인 특성에 따라 관찰할 수 없는 변수를 통제하는데 한계가 존재한다는 것이다. 연구자들이 가장 관심을 가졌던 부분은 임금이 중요한 영향을 미치나 관찰할 수 없는 변수들을 어떻게 임금함수에 포함시키느냐 하는 것이었다. 선행 연구들에서 관찰할 수 없는 변수들 중에서 능력에 의한 추정계수의 편의문제(ability bias)를 해결하고자 하는 노력이 이루어졌다.

<그림 2>에는 두 개의 다른 수준의 임금-교육곡선이 그려져 있다. 이 곡선이 능력만이 서로 다른 두 사람을 나타냈다고 볼 때, A보다는 B가 능력이 높은 사람의 임금-교육곡선을 나타낸다. 이는 인적자본 투자에서 동일한 비용이나 시간의 투자에 대한 한계수익률은 능력이 높은 사람에 대해서 더 크다는 것을 나타낸다. 이러한 능력의 차이가 있을 때 그림에 나타난 것처럼 A는 N년의 교육을 받으면  $W_1$ 달러의 소득을 얻을 수 있으며, B는  $N+1$ 년의 교육을 받으면



<그림 2> 능력 차이에 따른 학력과 소득

$W_3$ 달러의 소득을 얻을 수 있다.  $A$ 는 소득을 증가하기 위해서 교육에 대해 1년 더 투자해도 능력 차이 때문에  $W_3$ 달러의 소득을 못 받고  $W_2$ 달러를 받으며,  $(W_3 - W_2)$ 는 능력편의라고 한다.

교육에는 위에 설명한 능력과 같은 관찰할 수 없는 개인적 특성이 존재한다. 이런 관찰할 수 없는 개인적 특성은 교육과 상관관계를 가지고 있기에 추정계수의 편의를 야기시킬 것이다. 이런 문제를 해결하기 위하여 많은 연구들은 다양한 표본 및 추정방법을 채택하여 왔다. 초기에는 개개인의 능력에 대한 대리변수(proxy variable)로서 여러 가지 변수들이 사용되었다. Welch(1973), Griliches(1977, 1979), Chamberlain(1978), 그리고 Chamberlain and Griliches(1975) 등의 연구들은 IQ 점수를 사용했지만, 이런 접근법을 활용한 연구에서는 소득함수에 능력변수를 추가함에 따른 교육수준 추정치의 변화는 아주 작은 것으로 나타났다. IQ 점수가 개개인의 능력을 충분히 대변할 수 있는지에 대한 의문점을 남기고 있다.

그 후에 능력편의 문제를 통제하기 위해 사용된 방법은 일관성 쌍둥이의 연구가 있으며, 이를 사용한 Ashenfelter and Krueger(1994), Ashenfelter and Rouse(1998), Bonjour *et al.*(2003), 그리고 Isacsson(2004) 등의 연구를 들 수 있다. 일관성 쌍둥이 사이에는 천부적으로 타고난 능력이 동일하다는 가정 하에서 추정치의 편의문제로부터 자유로운 결과를 도출할 수 있게 된다. Ashenfelter and Krueger(1994)는 생략된 능력변수는 교육투자수익률 추정치의 하향편의를 야기시키지 않는 것으로 나타났다. 실제로 교육투자수익률 추정치가 평균 약 15%였는데, 이는 다른 여러 나라에서 밝혀진 것보다 높았다. 일관성 쌍둥이는 유전적으로 동일하기 때문에 타고난 능력을 동일하게 가지고 있다고 간주할 수 있다. 그러나 현실적으로 일관성 쌍둥이 데이터를 획득하는 것은 쉽지 않으며, 이 추정방법도 천부적 능력이 일관성 쌍둥이 사이에서 같다는 가정에 의존하고 있다.

능력편의를 통제하려고 시도된 한 가지 방법은 도구변수(instrumental variable)를 이용한 2단계 최소제곱추정법(2 stage least square)이다. 도구변수는 소득함수에서 내생성이 있는 변수와 상관관계가 있을 뿐만 아니라 동시에 오차항과 상관관계가 없어야 한다. 다양한 도구변수가 선행 연구에서 제시되었으나 다음의 두 가지를 살펴보고자 한다. 첫 번째는 의무교육법(Compulsory Schooling Law)과 생년월(Month of Birth)이다. 영국에서 의무교육 연령은 1947년에 14세에서 15세로 연장하였고, 1973년에는 16세로 더 연장하였다. 그러므로 1970년



대 말과 1980년대 초에 14세에 학교를 떠난 일부 나이 든 사람들이 16세가 될 때까지 학교를 떠나지 못한 일부 젊은 사람들과 함께 일하고 있었다. 이 시기의 데이터를 사용해 법규의 변화를 도구변수로 활용할 수 있다. 소득함수가 이 도구변수를 사용해 추정될 때 학교의 계수는 0.1525로 추정되었다. 이것은 소득함수가 도구변수 없이 OLS 추정되어 있는 교육투자수익률이 단지 6.13%였던 것보다 훨씬 큰 것으로 나타났다(Harmon and Walker, 1995).

고려할 수 있는 두 번째 도구는 가족배경(family background)변수이다. Vieira (1999), Lam and Schoeni(1993), Liu *et al.*(2000)는 포르투갈, 브라질, 대만의 데이터를 활용하여 가족들의 교육수준이 임금에 미친 영향을 분석하였다. 이들 연구에 따르면 나라마다 감소 정도는 달랐으나 가족들의 교육수준이 임금함수에 포함됨에 따라 본인의 교육투자수익률은 포르투갈 31.5%, 브라질 32.4%, 대만 25%가 각각 감소한 것으로 나타났다. 오히려 Arabsheibani and Mussurov (2007), Brunello(2002), Brunello and Miniaci(1999), Card(1995), Harmon and Walker(1995), Harmon *et al.*(2003), Ichino and Winter-Ebmer(1999), Trostel *et al.*(2002)는 가족들의 교육수준이 임금함수에 포함됨에 따라 본인의 교육투자수익률은 증가한 것으로 나타났다.

이 연구들에서는 능력편의 문제를 해소하기 위하여 가족배경변수 등을 도구변수로 사용하였고, 그 결과는 OLS 추정치보다 더 큰 것으로 나타났다. Arabsheibani and Mussurov(2007)는 가족배경을 도구변수로 이용하여 카자흐스탄의 교육투자수익률을 추정한 결과는 OLS의 추정치보다 더 높은 것으로 나타났다. 여성의 경우 OLS에서는 교육투자수익률이 11.9%였으나 도구변수(IV)를 사용했을 때는 13.7%로 증가하였다. Trostel *et al.*(2002)는 미국 및 OECD 국가 일부를 포함한 28개 국가에서의 교육투자수익률을 추정하였으며, 도구변수로 추정한 교육투자수익률은 OLS의 추정치보다 20% 이상 증가하는 것으로 나타났다.

도구변수를 이용하여 인적자본과 금융자본의 잠재적인 내생성과 변수들 사이의 상관관계를 해결하기 위해 Parker and Van Praag(2006)는 기업이 시작할 때 자본 제약과 사업 창립자의 인적자본 투자가 소규모 벤처기업의 성과에 미치는 영향을 추정하였다.<sup>3)</sup> 이 논문은 네덜란드 데이터를 사용하였으며, 도구변수의 추정치들은 1% 자본제약의 완화가 평균적으로 3.9%의 기업가 총사업소득을

3) 이와 유사한 연구로 Van der Sluis *et al.*(2004), Blackburn and Neumark(1993), Levin and Plug(1999) 등을 들 수 있다.

증대시키는 것으로 나타났다.

한편, 국내에서는 백일우·임정준(2008), 신동균(2010), 최강식(2002), 한성신·조인숙(2007) 등에 의해 연구가 이루어졌다. 백일우·임정준(2008)은 여성 고등교육의 투자수익률을 실증적으로 분석하였고, 배우자와 부모의 학력을 도구변수로 사용하여 교육투자수익률을 추정한 IV의 추정치가 기존의 OLS의 결과값보다 남녀 모두 평균 20% 이상 증가하는 것으로 나타났다. 최강식(2002)은 임금에 효과를 미치는 능력 대신 배우자와 부모의 교육수준변수를 대리변수로 사용하여 교육투자수익률을 측정한 결과 6~8%로 나타났으며, 전통적 임금함수의 OLS 추정치는 가족배경을 고려한 투자수익률보다 약 20% 이상 과대추정된 것으로 나타났다. 한성신·조인숙(2007)은 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.

그러나 이 방법은 실행하기 어려운 경우가 종종 있다. 선택 가능한 도구변수의 수가 광범위하고 선택한 도구변수별로 추정치가 다르기 때문이다. 또한 도구변수(IV)를 사용하더라도 내생변수들과 약 상관관계가 있을 수 있어 편의 추정치(biased estimator)를 만들 수 있다(Bound *et al.*, 1995; Staiger and Stock, 1997). 이러한 내생성 문제를 해결하는 확실한 대안은 패널자료를 이용한 분석모형을 활용하는 것이다. 이 모형을 추정하기 위하여 교육수준과 개인적인 특성 간에 상관관계가 있다고 가정한다. 그러나 시간불변변수는 모두 제거되기 때문에 시간불변변수에 해당하는 교육이 소득에 미치는 영향을 추정할 수 없게 된다. 이에 대한 전형적인 방법은 확률효과모형 추정법인데, 확률효과모형(random effect model)에서는 교육수준과 같은 설명변수와 개인적인 특성 간에 상관관계가 없다고 가정한 모형이므로 비효율적인 추정법이 될 수 있다.

따라서 본 연구에서는 Hausman and Taylor 모형을 사용하고자 한다. Hausman and Taylor(1981)가 제시한 방법은 모든 외생적인 변수에서 시간에 따른 개체의 평균을 더하는 변수를 도구변수로 활용하여 교육이 소득에 미치는 영향을 추정하는 방법이다. Hausman and Taylor 모형을 채택한 연구들로는 Inmaculada and Victor(2005)와 이시균(2006) 등을 들 수 있다. Inmaculada and Victor(2005)는 1994~2000년간의 ECHP(European Community Household Panel)를 활용하여 자영업자 비율이 높은 스페인과 포르투갈에서 자영업자와 임금근로자 간에 교육이 임금 및 소득에 미치는 영향을 분석하였으며, 이시균(2006)은

KLIPS 1차년도(1998년)에서 7차년도(2004년)까지의 임금근로자를 대상으로 한 자료를 이용하였다. 이 연구들은 Hausman and Taylor 모형을 활용하여 개인의 관찰할 수 없는 변수와 교육과의 상관관계의 존재로 인해 발생하는 능력편의를 제거한 후 교육이 임금에 미치는 영향을 추정하고 있다.

### Ⅲ. 실증분석

#### 1. 분석모형

본절에서는 소득을 종속변수로 설정하여 교육이 소득에 미치는 영향을 분석한다. 소득함수를 통하여 교육수준과 소득과의 관계를 밝히는 데 연구의 목적이 있다. 임금근로자와 비교하여 자영업자들의 교육수준이 그들의 소득수준을 높이는지, 높인다면 어느 정도 영향이 있는지를 실증분석한다.

지금까지 교육투자수익률에 관한 대부분의 연구는 Mincer(1974)의 소득함수에 근거하여 교육수준이 소득에 미치는 영향을 분석하였다. 앞서 설명한 능력편의를 통제하기 위해서 Hausman and Taylor(1981)는 식 (1)과 같은 선형회귀모형을 설정하고 있다(Baltagi, 2003).

$$Y_{it} = X_{it}\beta + Z_i\gamma + \alpha_i + \eta_{it} \quad (i=1, \dots, N; t, \dots, T) \quad (1)$$

여기서  $i$ 는 개인을 의미하며,  $t$ 는 관찰된 시간을 의미한다. 오차항  $\alpha_i$ 는 측정되지 않는 각 근로자에 개인적인 특성이며,  $\eta_{it}$ 는 일반적인 오차항을 뜻한다.  $\alpha_i$ 는  $iid(0, \sigma_\alpha^2)$ 이고  $\eta_{it}$ 는  $iid(0, \sigma_\eta^2)$ 이다. 독립변수들은 시간에 따라 변화하는  $X_{it}$ 와 시간에 관계없이 고정되는  $Z_i$ 로 구분되었다. Hausman and Taylor(1981)는  $X_{it} = [X_{1it}; X_{2it}]$ , 그리고  $Z_i = [Z_{1i}; Z_{2i}]$ 로 구분하였다. 여기서  $X_{1it}$ 는  $n \times k_1$ 이고  $X_{2it}$ 는  $n \times k_2$ ,  $Z_{1i}$ 는  $n \times g_1$ ,  $Z_{2i}$ 는  $n \times g_2$ 이고  $n = NT$ 이다.  $X_{1it}$ 와  $Z_{1i}$ 는 외생변수(exogenous variable)로 가정하고  $\alpha_i$ 는 물론이고,  $\eta_{it}$ 와도 상관관계가 없는 것으로 가정한다. 반면에  $X_{2it}$ 와  $Z_{2i}$ 는 내생변수(endogenous variable)이고  $\alpha_i$ 와는 상관관계가 있지만  $\eta_{it}$ 와는 상관관계가 없는 것으로 가정한다.

OLS 모형을 실행할 경우 편의(bias)와 불일치(inconsistent)가 발생한다. 반면에 고정효과모형(fixed effect model)을 실행할 경우는 일치(consistent) 추정치를 얻을 수 있다. 또한 고정효과모형은  $Z_i$ 가 사라지기 때문에  $\gamma$ 를 추정할 수 없

다.  $\alpha_i$  때문에 내생성을 무시한 식 (1)의 GLS 모델인 확률효과모형 추정치는 편의되지만 일치된 계수(regression coefficient)를 만들어 낸다.

Hausman and Taylor(1981)는 이 모형에서 다음과 같은 접근방법을 이용한다. 식 (1)의 양쪽에  $\Omega^{-1/2}$ 을 곱해 주며,  $\Omega$ 는  $\alpha_i + \eta_{it}$ 인 오차항의 분산이다. 그런 후에  $[Q, X_1, Z_1]$ 를 도구변수로 이용하여 2SLS 추정한다.  $Q$ 는 전형적인 요소인  $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$ 을 가지고 있는  $\tilde{y} = Qy$ 에 대한 within transformation 행렬이며  $\bar{y}_i$ 는 개개인의 평균이다. 이에 대해 추정된 결과는  $[\tilde{X}, \tilde{X}_1, Z_1]$ 을 도구변수로 이용하여 2SLS 추정결과와 마찬가지로이다. 시간가변 외생변수  $X_1$ 의 개수와 시간불변 내생변수  $Z_1$ 의 개수와는 적어도 같아야 된다는 점( $k_1 \geq g_2$ )에서 모형이 알려져 있으면, HT 추정치는 FE 추정치보다 효율성이 높음을 확인할 수 있을 것이다. 반면, 모형에서  $k_1 < g_2$ 와 동일할 때 고정효과모형으로  $\gamma$ 를 추정할 수 없고 HT 추정치인  $\beta$ 는 FE 추정치와 동일하다.

## 2. 분석자료

본 연구에서는 한국노동연구원이 1998년 이후 실시하고 있는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS) 11차까지의 자료를 이용하여 분석하고자 한다. 한국노동패널조사는 노동관련 패널조사로 횡단면 자료(cross-section data)와 시계열 자료(time-series data)의 장점을 모두 갖고 있는 자료로서 특정 시점의 결과뿐만 아니라 패널 분석결과를 얻을 수 있다. KLIPS는 도시지역에 거주하는 한국의 5,000가구와 가구원을 대표하는 패널표본 구성원(5,000가구에 거주하는 모든 가구원)을 대상으로 1년에 1회씩 조사를 실시하고 있으며, 크게 가구를 조사 대상으로 한 가구용 자료와 가구에 속한 만 15세 이상의 가구원을 조사 대상으로 한 개인용 자료로 구분된다. 가구용 자료의 내용은 가구원의 인적 사항, 변동 가구원 관련 사항, 가족관계와 세대와 세대 간 경제적 자원 교류, 주거상태, 자녀교육과 보육, 가구의 소득과 소비, 가구의 자산과 부채, 가구의 경제상태 및 가계에 부담을 느끼는 소비 항목 등의 내용을 담고 있다. 개인용 자료는 개인의 경제활동 상태, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 고용상의 특성, 근로시간, 직무만족 및 생활만족, 구직활동, 노동시장 이동 등의 다양한 내용을 담고 있다. KLIPS 데이터는 가구특성, 경제활동 및 노동시장 이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련 등 수많은 정보를 담고 있기 때문에 학문적 연구와 정책적 발전에 기여할 수 있는 매우 유용한 자료가

다. 뿐만 아니라 합리적이고 정확한 고용정책의 수립과 실행을 위한 기초자료로서의 유용성이 매우 높다.

또한 패널데이터를 사용하여 얻을 수 있는 점으로는 자유도를 증가시키고 설명변수들 간에 있을 수 있는 공선성을 줄일 수 있기 때문에 계수추정량의 효율성이 향상될 수 있고, 아울러 미처 고려하지 못하였거나 관측할 수 없는 변수에 따른 문제도 해결할 수 있다(Greene, 2003).

앞서 설명한 장점에 따라 본 연구는 1~11차년도 자료를 이용하였다. 다만 분석 대상은 경제활동인구인 15세 이상 65세 이하의 개인으로 제한하였으며, 주당 18시간 이하 일한 무급가족종사자는 미취업자로 분석에서 제외하였다. 하지만 주당 18시간 이상 일한 무급가족종사자는 자영업자로 분류하여 분석하였다.

KLIPS에서 나타난 자영업자와 임금근로자의 비율은 <표 2>에서 살펴본다. 1998년에 자영업자는 36.41%로 높은 비율을 나타냈으나, 이후 감소하는 경향을 보이며 2008년에는 29.82%에 그친 것으로 나타났다. 반면 임금근로자의 비율은 1998년에 63.59%이던 것이 2008년에는 70.18%까지 증가하는 것을 볼 수 있다.

본 연구에서 사용된 전 표본의 주요 변수들의 정의와 평균, 표준편차 등 기

<표 2> 종사상 지위별 취업자 비율

(단위: 명, %)

	전체	자영업자	임금근로자
1998	6,248	2,275(36.41)	3,973(63.59)
1999	6,049	2,090(34.55)	3,959(65.45)
2000	5,613	1,919(34.19)	3,694(65.81)
2001	5,609	1,816(32.38)	3,793(67.62)
2002	5,724	1,808(31.59)	3,916(68.41)
2003	5,968	1,825(30.58)	4,143(69.42)
2004	6,028	1,849(30.67)	4,179(69.33)
2005	5,927	1,938(32.70)	3,989(67.30)
2006	6,037	1,833(30.36)	4,204(69.64)
2007	6,070	1,831(30.16)	4,239(69.84)
2008	6,012	1,793(29.82)	4,219(70.18)

자료: KLIPS.

44 자영업 부문에 있어 교육이 소득에 미치는 영향분석

〈표 3〉 변수설명 및 기초 통계

변수	변수설명	기초 통계			
		평균	표준편차	최소값	최대값
자영업더미	dummy(1: 자영업자)	0.184	0.387	0	1
성별	dummy(1: 남자)	0.494	0.500	0	1
연령	연령(세)	38.22	13.51	15	65
연령제곱	연령제곱	1,643.47	1,074.42	225	4,225
기혼 여부	dummy(1: 기혼)	0.695	0.460	0	1
서울거주 여부	dummy(1: 서울거주)	0.244	0.430	0	1
근속연수	근속연수(년)	6.69	8.37	0	58
근속연수제곱	근속연수제곱	114.84	272.15	0	3,364
1차산업	dummy(1: 1차산업)	0.032	0.176	0	1
2차산업	dummy(1: 2차산업)	0.176	0.381	0	1
3차산업	dummy(1: 3차산업)	0.360	0.480	0	1
교육연수	교육연수	11.80	3.65	0	24
중졸 이하	dummy(1: 중졸 이하)	0.335	0.472	0	1
고졸	dummy(1: 고졸)	0.422	0.494	0	1
전문대졸	dummy(1: 전문대졸)	0.086	0.280	0	1
대졸	dummy(1: 대졸)	0.141	0.348	0	1
대학원졸 이상	dummy(1: 대학원졸 이상)	0.024	0.153	0	1
아버지 학력	dummy	2.823	1.497	1	7
임금근로자 월평균임금	월평균임금(만 원)	148.62	116.53	0	5,500
자영업자 월평균소득	월평균소득(만 원)	198.50	278.15	0	15,000

자료: KLIPS.

초통계들은 〈표 3〉에 수록되어 있다.

자영업자가 18.4%로 차지하고 있으며 성별 구성은 남성이 49.4%, 여성이 50.6%로 비슷한 것으로 나타나고 있다. 본 연구에서 사용된 표본에서 기혼자<sup>4)</sup>의 비중은 69.5%로 나타나고 있어 미혼자보다 훨씬 많은 것으로 나타나고 있으며, 서울에서 거주하는 사람은 24.4%로 나타나고 있다. 근속연수는 평균 6.69년 정도로 나타나고 있으며, 최대값이 58년으로 나타나고 있다. 본 연구에서 산

4) 기혼한 사람은 기혼 유배우자, 별거, 이혼, 배우자 사망 등의 경우를 포함한다.

업더미를 독립변수로 포함하여, 1차산업더미는 기준변수로 처리한다. 산업별 특성을 통계한 후 평균 인적자본이 개인 노동자의 소득에 어떤 영향을 미치는지를 실증분석 결과에서 살펴본다. 교육변수는 교육연수와 학력별 교육수준으로 분류할 수 있으며, 표본에서 평균 교육연수는 12년 정도로 나타나고 있다. 표본의 학력별 분포는 중학교 졸업 이하가 33.5% 그리고 고등학교 졸업이 42.2%로 나타나 고졸 이하의 학력은 75.7%에 이르는 것으로 나타나고 있다. 이에 비해 전문대 졸업이 8.6% 그리고 대학교 졸업이 14.1%였으며, 대학원 졸업 이상은 2.4%에 그치고 있다. 아버지 학력은 7가지 수준<sup>5)</sup>으로 분류되어 있으며, 평균적으로 중학교 수준이다. 근로자의 임금은 세금 공제 후 월평균임금이고 자영업자의 소득은 총수입에서 총비용을 뺀 순수입이다. 임금근로자에 대한 월평균임금과 자영업자에 대한 월평균소득의 평균은 148.62만 원, 198.50만 원으로 큰 차이가 나타나지 않았지만 최대값의 차이는 훨씬 큰 것으로 나타나고 있다.

사용된 표본에서 자영업자와 임금근로자 간 인적자본 특성의 차이를 살펴보기로 한다. <표 4>는 1998년과 2008년 자영업자와 임금근로자의 인적자본 특성을 나타내고 있다. 취업자 중에서 남자의 비율이 여자보다 높으며, 자영업자의 평균연령은 임금근로자에 비해 6~7살 정도 높다. 자영업을 하기 위해서는 일정 정도의 부가 축적되어야 한다고 보면, 연령의 증가가 부의 축적을 반영한다고 볼 수 있을 것이다(김우영·김응규, 2001). 1차산업<sup>6)</sup>에서는 임금근로자 비율은 변하지 않았지만 자영업자 비율은 1998년 17.98%에서 2008년 12.94%로 크게 축소되었다. 따라서 자영업자의 비율이 낮아진 것은 농림어업에 종사하는 자영업자의 비율이 그 동안 크게 축소되면서 나타난 현상이라고 할 수 있다. 2차산업<sup>7)</sup>에 종사하는 자영업자와 임금근로자 비율의 변화는 미미하였으며, 3차산업<sup>8)</sup>에 종사하는 취업자 비율은 약 5~7% 크게 증가하였다. 평균 근속연수와 기혼비율은 모두 임금근로자에 비해 자영업자가 더 높는데, 이는 자영업자가 임금근로자에 비해 평균연령이 더 높은 것과 관련된다. 자영업자의 월평균소득

- 5) 아버지 학력은 1. 무학, 2. 초등학교, 3. 중학교, 4. 고등학교, 5. 전문대학, 6. 대학교, 7. 대학원 이상으로 분류한다.
- 6) 자연으로부터 자원을 직접 채취하거나 생산활동 과정이 자연환경과 직접 연관된 산업을 1차산업이라 한다. 1차산업에는 농업, 축산업, 어업, 임업, 수산업 등이 있다.
- 7) 2차산업이란 1차산업에서 얻은 생산물과 천연자원을 가공하여 인간에게 필요한 재화나 에너지를 생산하는 산업을 말한다. 광업, 건설업, 전력업, 가스업, 수도업, 제조업 등이 이에 속한다.
- 8) 1차산업이나 2차산업이 생산한 재화의 이동, 소비, 축적과 관련된 산업을 3차산업이라 한다. 금융업, 보험업, 유통업, 도매업, 소매업 등을 말한다. 상품 판매 등의 서비스를 제공하는 산업, 곧 서비스업이라고도 한다.

46 자영업 부문에 있어 교육이 소득에 미치는 영향분석

〈표 4〉 자영업자와 임금근로자의 인적자본 특성 비교

	1998			2008		
	전체	자영업자	임금근로자	전체	자영업자	임금근로자
비중(%)	100	36.41	63.59	100	29.82	70.18
남자(%)	61.30	58.15	63.10	60.86	60.12	61.18
연령(세)	39.76	44.03	37.31	42.00	47.23	39.78
월평균소득(만 원/월)	118.79	138.64	111.75	216.48	268.52	199.53
근속연수(년)	7.30	9.75	5.90	6.87	9.52	5.74
1차산업(%)	7.03	17.98	0.76	4.39	12.94	0.76
2차산업(%)	29.05	16.62	36.17	29.51	17.35	34.68
3차산업(%)	59.64	63.60	57.36	65.92	69.55	64.38
기혼 여부(%)	80.33	94.32	72.31	79.24	92.14	73.76
서울거주 여부(%)	27.10	24.75	28.44	22.49	20.52	23.32
교육연수(년)	11.44	10.26	12.11	12.66	11.64	13.10
중졸 이하(%)	32.41	45.67	24.82	22.09	31.73	17.99
고졸(%)	42.30	38.46	44.50	39.44	42.16	38.28
전문대졸(%)	7.57	5.05	9.01	13.81	8.59	16.02
대졸(%)	15.69	10.37	18.73	21.57	15.45	24.18
대학원졸 이상(%)	2.77	0.92	3.83	4.27	2.45	5.05
표본수(명)	6,248	2,275	3,973	6,012	1,793	4,219

은 임금근로자의 월평균임금에 비해 더 높으며, Tansel(1994, 2001)도 비슷한 결과를 발견하였고 Blanchflower(2000)는 자영업자의 직업만족도가 임금근로자에 비해 더 높다는 것을 보여주고 있다. 서울 거주자 비율은 1998년 27.10%에서 2008년 22.49%로 감소하였다.

교육수준변수는 교육연수와 학력별 교육수준인 두 가지 선택방법이 있다. 교육연수변수를 이용하면서 직면하는 문제는 세 가지가 있다. 첫째, 교육의 한계 효과를 교육수준과 상관없이 같은 것으로 한정한다. 둘째, 만약 정보가 몇 년의 효과적인 연구에 의해 제공된다면 그 교육에 의한 실패는 성공하거나 실패한 학생의 탓이 아니라 그 교육 자체의 문제로 돌려야 할 것이다. 그렇지 않고 만약 정보가 학력별 교육을 받은 수준에 의해 제공된다면 수년간에 걸친 그 교육 분야의 과제물이 그 오류의 원인이 되었을지도 모른다. 셋째, 만약 학력별로 수



준을 나누는 것이 근로자들이 받는 교육의 종류에 따라 소득이 결정되는 그들의 교육에 대한 습득을 이끌어낼 수 있다면, 각 개인들에 의해 습득되는 학력별 교육의 수준이 그것을 성취하기 위한 연수보다도 더 효과적일 수 있을 것이다.

이것이 교육수준을 측정할 때 교육연수로 추정하는 대안이 있는데도 학력별 교육수준으로 추정하는 방법을 고려하는 이유이다. 그러므로 교육의 질은 그 학생이 얼마나 오랜 기간 동안 그것을 습득하느냐보다는 그 학생이 성취한 그 수준에 의해서 결정되는 것이다. 학력별 교육수준은 마지막에 완성한 교육수준을 나타내며 더미변수로 5개의 범주(중졸 이하, 고졸, 전문대졸, 대졸, 대학원졸 이상)로 나누어 살펴본다.

1998년과 2008년 임금근로자의 평균 교육연수는 12.11년, 13.10년이고 자영업자의 평균 교육연수는 10.26년, 11.64년으로, 임금근로자의 평균 교육연수가 자영업자 평균에 비해 높고 2008년의 평균 교육연수가 1998년의 평균보다 높다. 반면 학력별 교육수준을 보면, 자영업자 중 고졸의 학력을 가진 비율은 1998년에 38.46%에서 2008년에는 42.16%로 증가하였고, 임금근로자의 경우는 그 비율이 오히려 44.50%에서 38.28%로 크게 감소하였다. 반면에 자영업자와 임금근로자 중 전문대졸의 학력을 가진 비율은 2008년에 모두 증가하였다. 또한 자영업자와 임금근로자의 교육수준 자체를 비교하여 보면, 자영업자의 학력이 임금근로자의 학력보다 낮은 것을 알 수 있다. 대졸의 비율은 약 8% 낮고 대학원졸의 비율은 약 3% 낮게 나타나고 있다. 이는 한국에 있어 자영업자가 결코 인적자본 면에서 우위에 있지 않다는 것을 보여준다. 즉, 자영업자가 외국과는 달리 열등한 직업일 가능성을 제시한다(김우영·김응규, 2001).

### 3. 분석결과

실증분석을 위해 본 연구에서는 두 가지 계량분석 기법을 활용하고자 한다. 첫째, 패널데이터에 많이 활용되는 확률효과모형 또는 고정효과모형을 사용하고자 한다. 둘째, 능력에 의한 추정계수의 편의문제를 해소하기 위해서 Hausman and Taylor 모형을 활용할 것이다.

교육수준의 내생성 문제를 해소할 수 있는 확실한 대안은 패널자료를 이용한 확률효과모형이나 고정효과모형을 추정하는 것이다. <표 5>에서는 개인적인 특성  $\alpha_i$ 가 설명변수와는 상관관계가 없다고 가정하고 확률효과모형을 이용하여

48 자영업 부문에 있어 교육이 소득에 미치는 영향분석

〈표 5〉 교육이 소득에 미치는 영향에 대한 추정결과(Random Effects Model)

	자영업자		임금근로자	
	모델 1	모델 2	모델 1	모델 2
성별	0.347*** (0.026)	0.398*** (0.026)	0.270*** (0.011)	0.327*** (0.011)
연령	0.105*** (0.007)	0.105*** (0.007)	0.088*** (0.002)	0.085*** (0.002)
연령제곱	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
기혼 여부	0.020 (0.038)	0.004 (0.039)	-0.050*** (0.009)	-0.050*** (0.009)
서울거주	0.044* (0.025)	0.059** (0.025)	-0.015* (0.008)	-0.008 (0.009)
근속연수	0.018*** (0.002)	0.018*** (0.002)	0.021*** (0.001)	0.023*** (0.001)
근속연수제곱	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)
제2산업	0.583*** (0.039)	0.632*** (0.040)	0.177*** (0.017)	0.198*** (0.018)
제3산업	0.579*** (0.036)	0.632*** (0.036)	0.167*** (0.018)	0.210*** (0.018)
교육연수	0.084*** (0.003)		0.090*** (0.001)	
고졸		0.352*** (0.026)		0.307*** (0.011)
전문대졸		0.642*** (0.046)		0.543*** (0.015)
대졸		0.599*** (0.034)		0.534*** (0.012)
대학원졸 이상		0.409*** (0.066)		0.444*** (0.017)
상수항	0.505*** (0.168)	1.126*** (0.165)	1.134*** (0.045)	1.988*** (0.044)
Hausman test (p-값)	612.21 (0.0000)	681.39 (0.0000)	10,990.49 (0.0000)	11,921.26 (0.0000)

주: 1) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

2) ( )는 standard errors.

추정한 결과이다. 고정효과모형을 이용해서 분석한 결과는 부록에 수록되었는데 이 모형에서 시간에 따라 변하지 않는 변수에 해당하는 성별, 교육연수, 학력별 교육수준 등 변수들은 추정되지 않고 빠지게(dropped) 되었다. Baltagi (2003)에 따라 <표 5>에서는 고정효과모형과 확률효과모형 중 적합한 모형을 설정하기 위해 하우스만 검정(Hausman test:  $\chi^2$ )을 실시하였으며, 결과는 하우스만 검정값이 자영업자 모형1의 경우는 612.21과 모형2의 경우는 681.39로, 임금근로자 모형1의 경우는 10,990.49와 모형2의 경우는 11,921.26으로 나타나고  $p$ -값이 0.01보다 작아 1% 유의수준에서 귀무가설(설명변수와 개인적인 특성  $\alpha_i$  간에 상관관계가 존재하지 않음)이 기각된다. 따라서 설명변수와 개인적인 특성 간에 상관관계가 존재한다고 판단할 수 있어 고정효과모형 추정량을 일치 추정량이라고 할 수 있으며, 확률효과모형이 적합하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 성별과 교육수준 등의 변수가 시간에 따라 변하지 않는 변수이기 때문에 고정효과모형으로 추정하면 이 변수들에 대한 추정치를 얻을 수 없는 문제가 생긴다.

Hausman and Taylor(1981)는 능력에 의한 추정계수의 편의문제를 해소하기 위한 패널분석모형을 제시하였다. 학력과 개인의 미관찰 특성 간에 상관관계가 있기 때문에 실질적인 임금효과보다 과대 추정될 수도 있고 과소 추정될 수도 있는 것이다(이시균, 2006). Hausman and Taylor 추정방법은 교육의 내생성 문제를 해결하는 매우 유용한 대안모형이 될 것이다. <표 6>에서는 교육수준변수의 내생성 문제를 해결한 Hausman and Taylor 모형을 통해 추정한 결과이다. 앞서 설명한 바와 같이 Hausman and Taylor 모형은 확률효과모형에 도구변수를 이용하여 내생성 편의문제를 해결한다. 축소된 간단한 실제 데이터를 활용해 추정해 본 결과, Hausman and Taylor 모형에 의해 교육투자수익률이 확률효과모형에 비해 훨씬 큰 효과를 나타낸다는 것을 발견하였다.

내생변수는 주관적인 것이 아니라 외부 환경에서 그 움직임 또는 수치가 결정되는 외생변수가 주어지면 그에 의존하여 결정된다. 즉, 외생변수가 변하면 내생변수도 변하는 것이다. 그러나 어떤 변수가 외생인가 또는 내생인가 하는 구별은 일률적으로 결정되는 것이 아니라, 시간에 따라서 변화할 수도 있다. 예를 들어, 20대는 혼인상태를 스스로 결정할 수 있기 때문에 내생변수로 처리해야 되지만, 일반적으로 30세 이상 사람들은 이미 결혼했을 가능성이 높아 30세 이상의 경우는 외생변수로 처리할 수 있다. 본 연구에서 분석 대상은 15세 이상 65세 이하의 개인으로 제한하기 때문에 기혼 여부 변수는 외생변수로 처리

50 자영업 부문에 있어 교육이 소득에 미치는 영향분석

〈표 6〉 교육이 소득에 미치는 영향에 대한 추정결과(Hausman and Taylor Model)

	자영업자		임금근로자	
	모델 1	모델 2	모델 1	모델 2
성별	0.318*** (0.039)	0.370*** (0.039)	0.186*** (0.021)	0.282*** (0.022)
연령	0.153*** (0.010)	0.145*** (0.039)	0.168*** (0.002)	0.165*** (0.002)
연령제곱	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
기혼 여부	0.005 (0.045)	-0.026 (0.045)	-0.040*** (0.009)	-0.043*** (0.009)
서울거주	-0.031 (0.047)	-0.018 (0.047)	0.010 (0.011)	0.012 (0.011)
근속연수	0.020*** (0.003)	0.021*** (0.003)	0.015*** (0.001)	0.016*** (0.001)
근속연수제곱	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000** (0.000)
제2산업	0.500*** (0.059)	0.530*** (0.059)	0.068*** (0.017)	0.075*** (0.017)
제3산업	0.494*** (0.057)	0.532*** (0.056)	0.028 (0.018)	0.041** (0.018)
교육연수	0.115*** (0.005)		0.172*** (0.003)	
고졸		0.589*** (0.044)		0.727*** (0.029)
전문대졸		0.920*** (0.074)		1.300*** (0.037)
대졸		0.959*** (0.057)		1.268*** (0.033)
대학원졸 이상		1.046*** (0.112)		1.249*** (0.054)
상수항	-1.139*** (0.234)	-0.134 (0.220)	-1.888*** (0.065)	-0.431*** (0.053)
$\rho$	0.8052	0.8143	0.9231	0.9280
Hausman test ( $p$ -값)	295.67 (0.0000)	332.25 (0.0000)	1,637.96 (0.0000)	2,073.07 (0.0000)

주: 1) \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

2) ( )는 standard errors.

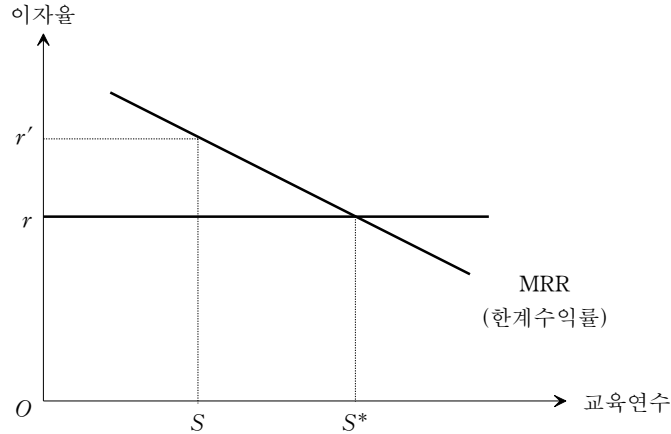
한다. 따라서 본 연구는 Hausman and Taylor 모형에서 시간에 따라 변하는 외생변수에 기혼 여부 변수, 연령 및 연령제곱 변수를 정하였으며, 시간에 따라 변하지 않는 외생변수에 성별 변수를 정하였다. 한편, 시간에 따라 변하는 내생변수는 서울거주 여부 변수, 근속연수 및 근속연수제곱 변수로 하였고, 시간에 따라 불변인 내생변수는 교육연수변수와 학력별 교육수준변수로 하였다.

〈표 6〉에서 하우스만 검정  $x^2$ 은 고정효과모형과 Hausman and Taylor 모형에 대한 타당성을 검증하였으며, 결과는 하우스만 검정값이 자영업자 모형1의 경우는 295.67과 모형2의 경우는 332.25로, 임금근로자 모형1의 경우는 1,637.96과 모형2의 경우는 2,073.07로 나타나 설명변수와 개인적인 관찰을 할 수 없는 특성 간의 상관관계가 없다는 가설은 기각되는 것으로 나타났다. 이 모형에서 자영업자의 교육이 소득에 미치는 영향은 0.115와 0.589~1.046으로 나타났는데, 이 추정치들은 내생성 편의를 가지는 것으로 판단된다. 한편, 임금근로자의 교육투자수익률은 일관되게 자영업자보다 높은 것으로 나타났다. 교육수준이 임금근로자에 대해서 유연성이 더 높음을 말할 수 있다.

〈표 5〉의 확률효과모형과 〈표 6〉의 Hausman and Taylor 모형의 추정결과가 비교되어 있으며, 추정결과 모든 교육수준변수의 추정치 부호가 양(+)의 부호를 보이고 있는 바와 같이 교육수준변수는 통계적으로 유의미하게 소득에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다.  $\rho$ 값<sup>9)</sup>은 Hausman and Taylor 모형에서 0.8052와 0.8143으로 확률효과모형의  $\rho$ 값보다 훨씬 높게 나타났다. 교육연수변수를 이용한 추정결과를 보면, Hausman and Taylor 모형의 추정치는 0.115로 나타나 확률효과모형의 추정치 0.084에 비해 높게 나타났다. 이 추정치 0.115에 대해서는 (다른 조건이 동일할 때) 근로자 A가 근로자 B보다 교육연수가 1년 더 많으면 평균적으로 소득이 11.5% 더 많다고 해석한다. 교육연수변수는 시간에 따라 변화하지 않기 때문에 패널 개체를 비교하는 방식으로 추정치를 해석한다.

한편, 교육수준에 따른 투자수익률은 Hausman and Taylor 모형에 의해 추정된 결과가 확률효과모형으로 추정한 결과보다 더 높게 나타났다. 확률효과모형의 추정결과(〈표 5〉 참조)에서는 학력별 교육수준에 대한 교육투자수익률이 자영업과 임금근로 표본 모두에서 전문대졸이 가장 높고, 그 다음이 대졸, 대학원졸, 고졸의 순이며 Hausman and Taylor 모형(〈표 6〉 참조)에서는 임금근로자

9)  $\rho$ 값이 1에 가까울수록 패널의 개인적인 특성을 모형에서 고려하는 것이 중요하다는 의미가 된다.



〈그림 3〉 교육의 한계투자수익률곡선

표본의 경우 마찬가지로 결과를 나타나고 있다. 추정결과는 ECHP(European Community Household Panel)를 이용하여 포르투갈과 스페인에서 자영업자의 교육투자수익률을 측정한 Inmaculada and Victor(2005) 논문에서도 지지되고 있다. 포르투갈과 스페인에서 중등학력을 갖는 근로자는 고등학력을 갖는 근로자보다 교육투자수익률이 더 높은 것으로 나타났다. 임금근로자와 자영업자 두 그룹에서 교육의 투자수익률이 선형관계가 아니라는 것을 보여주었다. 그러나 Hausman and Taylor 모형(〈표 6〉 참조)에서는 자영업자 표본에 대해서 새로운 결과가 나타났다. 자영업자에 대해서 학력이 높아질수록 추정치의 절대적인 크기는 더 커지고 있음을 알 수 있다. 즉, 학력그룹이 높을수록 더 많은 금전적 이익을 얻고 있다는 것이다.

평균 교육수준이 높은 산업(예를 들어, 의료업)에서 노동조건이 일반적으로 더 좋을 것이기 때문에 산업 간 평균 인적자본과 소득의 차이가 존재할 수도 있다고 본다. 근로자가 평균 인적자본이 높은 산업에 종사할 경우 생산성이 더욱 높아지고 소득도 높아지는 것이다. 산업별 특성을 통제하기 위해서 소득결정식에 산업의 평균 인적자본을 포함시켰다. 2차산업에 종사하는 근로자는 1차산업보다 소득이 더 많고, 3차산업에 종사할 경우도 1차산업보다 소득이 더 많을 것으로 보인다. 일반적으로 능력과 평균 인적자본은 양(+)의 관계를 가질 것이기 때문에 능력이 통제되지 않으면 과대 추정될 것이다. 따라서 능력편의 문제를 통제한 Hausman and Taylor 모형의 산업더미 추정치는 Random Effects 모형의 추정치보다 작다는 결과가 나타났다.

성별 더미변수를 보면 남자 노동자의 경우는 여자 노동자보다 소득이 훨씬 높다는 사실을 알 수 있다. 연령변수의 추정치가 통계적으로 유의미한 양(+)의 관계를 나타내고 있다. 즉, 연령이 높아질수록 소득이 높아지는 것이다. 연령변수가 일반적으로 종속변수에 대한 비선형의 2차함수 형태를 갖고 있다. 즉, 나이가 많을수록 소득이 높을 가능성이 커지지만 그 증가폭은 점점 감소하는 모습을 보인다는 것이다. 그리고 근속연수가 많을수록 소득이 높을 가능성이 커지지만 그 증가폭은 점점 감소하는 모습도 보인다.

〈표 6〉의 Hausman and Taylor 모형에서 자영업자와 임금근로자의 추정결과가 비교되어 있으며, 자영업자의 남성비율이 임금근로자보다 더 높은 것으로 나타났다. 서울에서는 임금근로, 서울 이외 지역에서는 자영업 비율이 높은 것으로 나타났지만 통계적으로 유의하지는 않다. 자영업자의 근속연수가 유의미하게 임금근로자의 근속연수보다 통계적으로 긴 것으로 나타났다. 한편, 교육수준에 따라 임금근로자의 모든 교육수준변수들은 자영업의 경우보다 높은 것으로 나타났다.

#### IV. 결론 및 시사점

본 연구는 자영업자 비율이 높은 한국에서 자영업자의 교육이 소득에 미치는 영향을 실증분석하였다. 본 논문에서는 한국노동연구원이 조사한 1998~2008년 간의 한국노동패널조사(KLIPS) 자료를 사용하였다. 실증분석에서는 임금근로에 비하여 자영업 부문에 있어서 교육이 소득에 미치는 영향을 분석하기 위해 여러 가지 모형을 시도하였는데, Hausman and Taylor(1981)가 제시하는 능력에 의한 추정계수의 편의문제를 해소하기 위한 Hausman and Taylor 모형을 채택하였다.

이를 통해 나타난 몇 가지 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

교육수준의 내생성 문제 때문에 확률효과모형이나 고정효과모형을 고려해 보았다. 확률효과모형과 고정효과모형에 대한 타당성을 하우스만 검정을 통해 검증하였고, 확률효과모형보다는 고정효과모형이 보다 적합한 것으로 나타났다. 그러나 성별과 교육수준 등의 변수가 시간에 따라 변하지 않는 변수이기 때문에 고정효과모형으로 추정하면 이 변수들에 대한 추정치를 얻을 수 없는 문제가 생긴다.

Hausman and Taylor(1981)는 능력에 의한 추정계수의 편의문제를 해소하기 위한 패널분석모형을 제시하였다. 관찰되지 않는 잠재적 능력이 교육의 투자수익을 과대평가할 가능성이 있기 때문에 이를 보정하기 위한 기법이며, Hausman and Taylor 추정방법은 교육의 내생성 문제를 해결하는 매우 유용한 대안모형이 될 것이다.

추정결과 교육수준변수는 통계적으로 유의미하게 소득에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, Hausman and Taylor 모형에 의해 교육투자수익률 11.5%가 확률효과모형의 교육투자수익률 8.4%에 비해 훨씬 큰 효과를 나타낸다는 것을 발견하였다. 즉, (다른 조건이 동일할 때) 근로자 A가 근로자 B보다 교육연수가 1년 더 많으면 평균적으로 소득이 11.5% 더 많다고 해석한다. 한편, 자영업자에 대해서 학력이 높아질수록 추정치의 절대적인 크기는 더 커지고 있음을 알 수 있다. 즉, 학력그룹이 높을수록 더 많은 금전적 이익을 얻고 있다는 것이다.

본 논문은 한국 경제활동인구의 약 30%를 차지하고 있는 자영업 부문에서의 인적자본 축적 방안을 모색하는데 매우 유용한 자료로 활용될 수 있을 것으로 기대된다. 아울러 자영업자의 교육수준이 고용형태의 전환과 소득에 어느 정도의 영향을 미칠 것인가에 대한 분석은 개인의 교육수준을 결정하는 하나의 준거로 활용될 수 있을 것이다. 특히, 대학진학률이 80%가 넘는 현실에서 ‘우리의 교육이 과잉이냐’라는 질문에 대한 간접적인 해답을 제시함으로써 인적자원 개발을 위한 교육정책 방향을 제시하는 데도 도움이 될 것으로 기대한다. 또한 일자리 창출이 국가적 과제가 되고 있는 현실에서 자영업 부문에서의 일자리 창출전략을 모색하는데 참고가 될 것으로 기대되며, 자영업자의 교육수준과 그들의 소득과의 관계를 밝히는 것은 국가 전체의 생산성 향상을 위해 교육투자에 어떠한 노력을 기울여야 하는가에 대한 이해를 높일 수 있을 것이다.

## 참 고 문 헌

- 김재호·윤미례·조준모·최강식, 『자영업의 실태와 정책과제』, 한국노동연구원, 2006.
- 김강호, “학력과 직업훈련 참여가 임금에 미치는 효과,” 『농업교육과 인적자원 개발』 제41권 제3호, 2009, 123~151.



- 김기승, “마코프(Markov)모형에 기초한 취업률 및 고용형태 변화분석,” 『한국경제연구』 제14권, 2005, 167~194.
- 김기승·조준모, “자영업에 관한 유인가설과 구축가설에 대한 검증: 월간 단기패널을 이용한 실증분석,” 『국제경제연구』 제12권 제2호, 2006, 163~189.
- 김우영·김응규, “자영업주와 임금근로자의 직업만족도 비교분석,” 『중소기업연구』 제23권 제3호, 2001, 29~54.
- 백일우·임정준, “도구변수를 이용한 여성고등교육의 투자수익률 분석,” 『교육행정학연구』 제26권 제3호, 2008, 75~94.
- 신경수·최창렬, “학력별 임금격차와 성별 생산성격차 분석,” 『생산성논집』 제21권 제3호, 2007, 97~121.
- 신동균, “교육 투자수익률 분석,” 『경제학연구』 제58권 제3호, 2010, 221~254.
- 이광호, “교육투자수익률 분석연구 상업계 고등학교를 중심으로,” 『경제교육연구』 제9권, 2002, 101~122.
- 이시균, “패널자료를 이용한 학력의 임금효과 추정,” 『노동리뷰』 2006(6), 한국노동연구원, 2006, 33~41.
- 최강식, “교육투자의 경제적 수익률 분석,” 『응용경제』 제4권 제2호, 2002, 229~257.
- 한성신·조인숙, “한국의 교육투자수익률 및 학위 효과: 남녀 비교,” 『노동경제논집』 제30권 제1호, 2007, 1~30.
- 한국노동연구원, 『한국노동패널 1~11차년도 조사자료 User's Guide』, 2010.
- Alba-Ramirez, A., “Self-employment in the Midst of Unemployment: The Case of Spain and the United States,” *Applied Economics*, Vol. 26, 1994, 189~204.
- Alba-Ramirez, A. and M.J. San Segundo, “The Returns to Education in Spain,” *Economics of Education Review*, Vol. 14, 1995, 155~166.
- Arabsheibani, G. R. and A. Mussurov, “Returns to Schooling in Kazakhstan: OLS and Instrumental Variables Approach,” *Economics of Transition*, Vol. 15, No. 2, 2007, 341~364.
- Arrow, K. J., “Higher Education as a Filter,” *Journal of Public Economics*, Vol. 2, 1973, 293~316.
- Ashenfelter, O. and A. Krueger, “Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins,” *The American Economic Review*, Vol. 84, No.

- 5, 1994, 1157~1173.
- Ashenfelter, O. and C. Rouse, "Income, Schooling, and Ability: Evidence from a New Sample of Identical Twins," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 1, 1998, 253~284.
- Baltagi, B. H., G. Bresson, and A. Pirotte, "Fixed Effects, Random Effects or Hausman-Taylor? A Pretest Estimator," *Economics Letters*, Vol. 79, 2003, 361~369.
- Becker, G. S., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, 2nd ed., National Bureau of Economic Research, 1975.
- Blackburn, M. L. and D. Neumark, "Are OLS Estimates of the Return to Schooling Biased Downwards? Another Look," *Review of Economics & Statistics*, 77, 1993, 217~230.
- Blanchflower, D., "Self-employment in OECD Countries," *Labour Economics*, Vol. 7, 2000, 471~505.
- Bonjour, D., L. Cherkas, J. Haskel, D. Hawkes, and T. Spector, "Returns to Education: Evidence from UK Twins," *The American Economic Review*, Vol. 93, No. 5, 2003, 1799~1812.
- Bound, J., D. Jaeger, and R. Baker, "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation between the Instruments and Endogenous Explanatory Variable is Weak," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 90, 1995, 443~450.
- Brunello, G., "Absolute Risk Aversion and the Returns to Education," *Economics of Education Review*, Vol. 21, 2002, 635~640.
- Brunello, G. and R. Miniaci, "The Economic Returns to Schooling for Italian Men. An Evaluation Based on Instrumental Variables," *Labour Economics*, Vol. 6, No. 4, 1999, 509~519.
- Card, D. E., "Earnings, Schooling, and Ability Revisited," *Research in Labor Economics*, Vol. 14, 1995, 23~48.
- Chamberlain, G., "Omitted Variable Bias in Panel Data: Estimating the Returns to Schooling," *Annales de l'inséé*(The Econometrics of Panel Data), Vol. 30/31, 1978, 49~82.
- Chamberlain, G. and Z. Griliches, "Unobservables with a Variance-component

- Structure: Ability, Schooling, and the Economic Success of Brothers,” *International Economic Review*, Vol. 16, No. 2, 1975, 422~449.
- Evans, D. S. and L. S. Leighton, “Some Empirical Aspects of Entrepreneurship,” *American Economic Review*, Vol. 79, No. 3, 1989, 519~535.
- Fairlie, R. W. and B. D. Meyer, “Ethnic and Racial Self-employment Differences and Possible Explanations,” *Journal of Human Resources*, Vol. 31, 1996, 757~793.
- Greene, W. H., *Econometric Analysis*, 5th ed., Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall, 2003.
- Griliches, Z., “Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems,” *Econometrica*, Vol. 45, 1977, 1~22.
- \_\_\_\_\_, “Sibling Models and Data in Economics: Beginnings of a Survey,” *The Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, Part 2: Education and Income Distribution, 1979, S37~S64.
- Harmon, C. and I. Walker, “Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom,” *American Economic Review*, Vol. 85, 1995, 1278~1286.
- Harmon, C., H. Oosterbeek, and I. Walker, “The Returns to Education: Micro-economics,” *Journal of Economic Surveys*, Vol. 17, No. 2, 2003, 115~155.
- Hausman, J. A. and W. E. Taylor, “Panel Data and Unobservable Individual Effects,” *Econometrica*, Vol. 49, No. 6, 1981, 1377~1398.
- Heckman, J. J., “Is Job Training Oversold?” *Public Interest*, Vol. 115, 1994, 91~115.
- Hungerford, T. and G. Solon, “Sheepskin Effects in the Returns to Education,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 69, No. 1, 1987, 175~177.
- Ichino, A. and R. Winter-Ebmer, “Lower and Upper Bounds of Returns to Schooling: An Exercise in IV Estimation with Different Instruments,” *European Economic Review*, Vol. 43, 1999, 889~901.
- Inmaculada Garcia-Mainar and Victor M. Montuenga-Gomez, “Education Returns of Wage Earners and Self-employed Workers: Portugal vs Spain,” *Economics of Education Review*, Vol. 24, 2005, 161~170.
- Isacsson, G., “Estimating the Economic Return to Educational Levels Using Data on Twins,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 19, No. 1, 2004, 99~119.
- Kawaguchi, D., “Human Capital Accumulation of Salaried and Self-employed

- Workers,” *Labour Economics*, Vol. 10, 2003, 55~71.
- Lam, D. and R. F. Schoeni, “Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil,” *Journal of Political Economics*, Vol. 101, No. 4, 1993, 710~740.
- Levin, J. and E. Plug, “Instrumenting Education and the Returns to Schooling in the Netherlands,” *Labour Economics*, 6, 1999, 521~534.
- Liu, J. T., J. K. Hammitt, and C. J. Lin, “Family Background and Returns to Schooling in Taiwan,” *Economics of Education Review*, Vol. 19, 2000, 113~125.
- Marshall, F. R., A. G. King, and Y. M. Briggs, *Labor Economics: Wages, Employment and Trade Unionism*, 4th ed., 1980, 263.
- Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research, 1974.
- OECD, *Factbook*, 2010.
- Olneck, M., *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.
- Parker, S. C. and C. M. Van Praag, “Schooling, Capital Constraints, and Entrepreneurial Performance,” *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 24, No. 4, 2006, 416~431.
- Psacharopoulos, G. and H. A. Patrinos, “Returns to Investment in Education: A Further Update,” *Education Economics*, Vol. 12, 2004, 111~134.
- Rees, H. and A. Shah, “An Empirical Analysis of Self-employment in the UK,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 1, 1986, 95~108.
- Schultz, T. W., *The Economic Value of Education*, New York: Columbia University Press, 1963.
- Spence, A. M., “Job Market Signalling,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, 1973, 355~374.
- Staiger, D. and J. H. Stock, “Instrumental Variables Regressions with Weak Instruments,” *Econometrica*, Vol. 65, No. 3, 1997, 557~586.
- Stiglitz, J. E., “The Theory of Screening, Education, and the Distribution of Income,”

*American Economic Review*, Vol. 65, 1975, 283~400.

Tansel, A., "Wage Employment, Earnings and Returns to Schooling for Men and Women in Turkey," *Economics of Education Review*, Vol. 13, 1994, 305~320.

\_\_\_\_\_, "Wage Earners, Self Employed and Gender in the Informal Sector in Turkey," Working Papers from Economic Research Forum, 2001, 102.

Trostel, P., I. Walker, and P. Woolley, "Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries," *Labour Economics*, Vol. 9, No. 1, 2002, 1~16.

Van der Sluis, J., C.M. van Praag, and A. van Witteloostuijn, "Comparing the Returns to Education for Entrepreneurs and Employees," mimeo, University of Amsterdam, 2004.

Vieira, J. A. C., "Returns to Education in Portugal," *Labour Economics*, Vol. 6, 1999, 535~541.

Welch, F., "Black-White Differences in Returns to Schooling Black-White Differences in Returns to Schooling," *The American Economic Review*, Vol. 63, No. 5, 1973, 893~907.

60 자영업 부문에 있어 교육이 소득에 미치는 영향분석

〈부표 1〉 교육이 소득에 미치는 영향에 대한 추정결과(Fixed Effects Model)

	자영업자		임금근로자	
	모델 1	모델 2	모델 1	모델 2
성별	(dropped)	(dropped)	(dropped)	(dropped)
연령	0.148*** (0.010)	0.151*** (0.010)	0.120*** (0.002)	0.120*** (0.002)
연령제곱	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
기혼 여부	0.026 (0.060)	0.022 (0.060)	0.033*** (0.009)	0.034*** (0.009)
서울거주	0.063 (0.049)	0.060 (0.049)	0.004 (0.011)	0.003 (0.011)
근속연수	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
근속연수제곱	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
제2산업	0.281*** (0.061)	0.278*** (0.061)	0.050*** (0.017)	0.049*** (0.017)
제3산업	0.287*** (0.059)	0.286*** (0.059)	0.028 (0.017)	0.027 (0.017)
교육연수	(dropped)		(dropped)	
고졸		(dropped)		(dropped)
전문대졸		(dropped)		(dropped)
대졸		(dropped)		(dropped)
대학원졸 이상		(dropped)		(dropped)
상수항	0.159 (0.251)	0.249 (0.236)	1.309*** (0.141)	1.349*** (0.139)

주: 1) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

2) ( )는 standard errors.

3) 고정효과모형에서 시간에 따라 변하지 않는 변수에 해당하는 성별, 교육연수, 학력별 교육수준 등 변수들은 추정되지 않고 dropped되었다.

[Abstract]

## The Effects of the Education on Earnings in the Self-employment Sector

GiSeung Kim\* · Wu You\*\*

This study is designed to empirically analyze of the effects of the education level on earnings for Self-employment workers in Korea. For the analysis, it uses 1998-2008 Korean Labor and Income Panel Study (KLIPS) data-set. Empirical methods of this thesis are Random Effect Model, Hausman and Taylor Model.

The findings of this study were as follows;

The estimates of all the education level variables are positive (+) which show the sign of the education level variable as a statistically significant positive effect on earnings. The results show that 11.5% of the returns to schooling in Hausman-Taylor estimation are far more higher than 8.4% of the returns in Random effect estimation. This coefficient can be explained that if A worker's years of schooling is more than B worker by 1 year while 11.5% of earnings is more like average. When using the education level, the higher education for the self-employed have higher estimates of the absolute size, i.e. the higher education groups are getting more financial benefits.

There is an expectation to make good use of this study as a useful research in search of human capital accumulation catering to 30% of the self-employed, economically active population in Korea. Also, this analysis for the Self-employment workers will be used to determine the individual educational returns as criteria.

**Keywords:** return to schooling, ability bias, Hausman and Taylor model, self-employment, human capital

**JEL Classification:** C23, I21, J0, J24

---

\* First Author, Department of Economics, Pusan National University, Tel: +82-51-510-2564,  
E-mail: gsk@pusan.ac.kr

\*\* Second Author, Department of Economics, Pusan National University, Tel: +82-51-510-2564,  
E-mail: wyyoyo@pusan.ac.kr

— |

| —

— |

| —