

패널자료를 이용한 학력의 임금효과 추정

이 시 균*

I. 서론

이제까지 학력의 임금효과에 관한 실증연구는 일반적으로 횡단면 자료를 활용한 최소자승법(OLS)나 도구변수(IV) 모형을 주로 이용하였다. 그러나 이들 분석모형들은 일정한 한계가 있는 것으로 지적되고 있다(Card, 1999). 최소자승법은 학력의 내생성 문제로 추정계수의 편의를 야기시키는 것으로 알려져 있다. 이 모형에서 학력의 임금효과를 나타내는 추정계수는 학력의 내생성, 즉 학력과 개인의 미관찰 특성간에 상관관계가 있기 때문에 실질적인 임금효과보다 과대 추정될 수도 있고 과소 추정될 수도 있는 것이다. 횡단면 자료를 이용하여 학력의 내생성 문제를 해결하는 가장 널리 알려진 방법은 도구변수(IV) 모형을 활용하는 것이다. 이제까지의 실증연구들은 개인의 미관찰 이질성 중에서 능력에 의한 추정계수의 편의 문제를 해결하기 위해서 가족배경과 같은 도구변수들이 주로 사용되었다. 그러나 도구변수 모형도 개인의 이질성에 의한 학력의 내생성 문제를 해결하는데 일정한 한계를 가지고 있다. 개인의 미관찰 특성은 능력뿐만 아니라 지적욕구, 추진력, 인내력 등 다양하게 존재할 것이며, 이러한 특성은 학력수준과 상관관계를 가지고 있기에 추정계수의 편의를 야기시킬 것이다. 따라서 도구변수 모형으로 이러한 개인의 미관찰 이질성을 모두 통제할 수는 없다.

이러한 내생성 문제를 해결하는 확실한 대안은 패널자료를 이용한 분석모형을 활용하는 것이다. 다행히 한국노동패널(KLIPS)은 풍부한 자료를 제공하고 있어 패널분석 모형을 이용한 학력의 임금효과를 추정하는데 유용하게 활용할 수 있다. 그러나 학력수준은 시간불변 변수이기 때문에 단순한 패널모형으로 학력의 임금효과를 제대로 추정할 수 없다. 임의효과 모형은 학력과 같은 설명변수와 개인의 미관찰 특성간에 상관관계가

* 한국노동연구원 데이터센터 동향분석팀 책임연구원(lsk@kli.re.kr).

없다고 가정한 모형이므로 내생성 문제를 해결하기 어렵다. 반면 고정효과 모형은 독립 변수와 개인의 미관찰 특성이 상관관계가 있다고 가정한 모형으로 확실한 대안이 될 수 있다. 그러나 고정효과 모형에서 시간불변 변수는 모두 제거되기 때문에 시간불변 변수에 해당하는 학력의 임금효과를 추정할 수 없게 된다. 결국 임의효과와 고정효과 모형으로는 학력의 내생성 문제를 제대로 해결할 수 없다.

Hausman and Taylor(1981)는 이러한 문제를 해결하기 위한 패널분석 모형을 제시하고 있다. 이들이 제시한 분석모형은 임의효과 모형에 도구변수를 포함한 모형으로 학력의 임금효과를 추정하는 것이다. 임의효과 모형에 포함된 설명변수를 내생적인 변수와 외생적인 변수로 구분하고 외생적인 변수를 도구변수로 활용하는 방법이다. 또한 Amemiya and MaCurdy(1986)는 시간가변 내생적 변수들의 시기별 변수들을 도구변수로 활용하여 Hausman and Taylor 모형의 추정계수의 효율성을 더욱 향상시킨 모형을 제시하고 있다.

본 연구는 학력의 임금효과에 관해 패널자료를 이용하여 엄밀하게 추정하는 것을 목적으로 한다. Hausman and Taylor의 모형과 Amemiya and MaCurdy 모형을 활용하여 개인의 미관찰 이질성과 학력과의 상관관계의 존재로 인해 발생하는 편의를 제거한 후 학력의 임금효과를 추정할 것이다. 결과적으로 기존의 OLS, IV, 단순한 임의효과를 모형을 이용하였을 때보다 엄밀한 추정방법을 이용하면 학력의 임금효과는 더욱 크게 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

II. 분석자료 및 분석방법

분석자료는 한국노동패널 1차년도(1998년)에서 7차년도(2004년)까지의 임금근로자를 대상으로 한 자료를 활용하였고, 7개년에 걸쳐 관찰되는 334명의 표본을 이용하였다. 성별 더미는 남성이 1, 여성이 0으로 하였으며, 혼인여부는 기혼이 1, 미혼이 0, 도시거주여부는 도시에 거주하면 1, 아니면 0으로 하였다. 경력연수는 연령에서 교육연수와 취학연령 6세를 빼고 측정하였으며, 학력별 더미는 고졸을 기준변수로 하여 임금격차를 추정하였다.

분석방법은 일차적으로 횡단면 분석인 최소자승법(OLS) 모형, 가족배경을 도구변수로 한 도구변수(IV) 모형, 임의효과 모형의 패널분석 방법을 활용하였으며, 시간불변 변수의 추정을 위해서 Hausman and Taylor가 제기한 오차요인 모형(error components model)과 이 모형의 효율성을 향상시킨 Amemiya and MaCurdy 모형을 활용하였다. 앞서 지적한 바와 같이 최소자승법을 통한 학력의 임금효과 추정은 내생성 문제로 인해 편의를

발생시키게 된다. 이러한 내생성에 의한 편의를 해결하는 유용한 대안은 패널자료를 활용하는 것이다. 그러나 일반적인 패널모형으로 내생성 문제를 해결할 수 없다. 고정효과 모형은 설명변수와 개인의 미관찰 이질성에 해당하는 오차항과 상관관계가 있는 경우에 유용한 분석방법이다. 이 모형은 시간에 따른 변동분에 대해서 분석하기 때문에 내생성 문제를 완전히 해결할 수 있으며, 효율적 일치추정량을 얻을 수 있지만 시간불변 변수는 모두 제거된다. 따라서 고정효과 모형에서 학력수준 변수는 제거되어 임금효과를 추정할 수 없다. 한편 임의효과 모형은 고정효과와는 전혀 다른 모형이다. 개인의 미관찰 특성이 설명변수와는 독립적이라 가정하고 오차항에 포함시키는 모형이다. 따라서 학력수준과 같은 시간불변 변수의 추정이 가능하기는 하나 내생성 문제를 해결할 수 없다는 문제가 있다.¹⁾

본 연구에서 주되게 활용하는 분석방법은 임의효과에 도구변수를 활용하는 오차요소 모형이다. 이 모형의 형태는 다음과 같다.

$$y_{it} = X_{1it}\beta_1 + X_{2it}\beta_2 + Z_{1i}\delta_1 + Z_{2i}\delta_2 + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

여기서 i 는 개인을 의미하며, t 는 관찰된 시간을 의미한다. X 는 시간에 따라 변화하는 변수를 의미하며, Z 는 시간에 따라 변화하지 않는 시간불변 변수를 지칭한다. X_1 과 Z_1 는 μ_i 와 상관관계가 없는 외생적 변수를 가리키고 X_2 와 Z_2 는 개인의 미관찰 특성인 μ_i 와 상관관계가 있는 변수들이다. Hausman and Taylor는 이 모형에서 다음과 같은 도구변수를 사용하는 접근방법을 이용한다. X_{1it} , Z_{1i} , $X_{2it} - \bar{X}_{2i}$, \bar{X}_1 . 즉 μ_i 와 상관관계가 없는 외생변수가 그 자체로 도구변수로 기능한다. 또한 시간가변 내생성 변수 X_{2it} 는 $(X_{2it} - \bar{X}_{2i})$ 를 도구변수로 하며, 시간불변 내생성 변수 Z_{2i} 는 X_{1it} 의 개인 평균인 (\bar{X}_{1i}) 를 도구변수로 삼는다.²⁾ 한편 Amemiya and MaCurdy는 도구변수로 X_{1i} 대신 X_{1it} 의 t 기별 변수인 $X_{1i1}, X_{1i2}, \dots, X_{1iT}$ 를 사용하여 추정의 효율성을 증진시킨다.³⁾

Hausman and Taylor의 접근법과 Amemiya and MaCurdy의 접근법은 시간불변 변수의 일치추정량과 효율추정량을 얻을 수 있으며, 공통적으로 내부적인 변수들로 도구변수를 사용하고 있다는 장점을 가진다. 특히 시간변수를 도구로 포함한 Amemiya and MaCurdy는 추정량의 효율성을 증진시키는 모형으로 평가된다.

1) 자세한 내용은 Greene(2003) 참조.

2) 자세한 추정방법은 Hausman and Taylor(1981) 참조.

3) 자세한 추정방법은 Amemiya and MaCurdy(1986) 참조.

III. 학력의 임금효과 추정

<표 1>은 OLS, IV모형과 일반적 패널분석 모형을 이용하여 임금방정식을 추정한 결과이다. 첫번째 열은 7개년도에 걸쳐 관찰된 자료를 최소자승법을 사용하여 분석한 결과이다. 두번째 열은 부모의 학력과 부모의 경제활동상태(관찰자의 14세 당시)를 도구변수로 활용한 모형이다. 세번째 열은 설명변수와 개인 특성 μ_i 가 상관관계가 있다고 가정 한 고정효과 모형을 사용한 결과이며, 네번째 열은 개인 특성 μ_i 가 설명변수와는 상관관계가 없다고 가정하고 일반최소자승법(GLS)을 사용하여 분석한 결과이다. 고정효과 모형에서 시간불변 변수에 해당하는 학력더미변수는 추정되지 않고 제거되었다. 최소자승법에서 학력이 임금에 미치는 효과는 7.6%로 나타났으며, 도구변수 모형에서 11.0%, 임의효과 모형에서 14.8%로 나타났다.

<표 1> 학력의 임금효과 I

	최소자승법(OLS)		IV(도구변수)		고정효과		임의효과(GLS)	
	추정계수	P-값	추정계수	P-값	추정계수	P-값	추정계수	P-값
상수항	6.501	0.000	6.125	0.000	6.269	0.000	5.321	0.000
교육연수	0.076	0.000	0.110	0.000	-	0.000	0.148	0.000
성별더미	0.356	0.000	0.317	0.000	-	0.000	0.267	0.000
혼인더미	-0.076	0.013	-0.120	0.003	0.046	0.279	-0.056	0.147
경력	0.059	0.000	0.062	0.000	0.129	0.000	0.086	0.000
경력제곱	-0.001	0.000	-0.001	0.000	-0.001	0.000	-0.001	0.000
도시주거여부	0.024	0.222	0.023	0.251	0.109	0.032	0.035	0.289
노조조합원여부	0.066	0.017	0.069	0.013	0.024	0.374	0.027	0.332
임시일용직여부	-0.036	0.403	-0.051	0.250	0.014	0.756	-0.020	0.648
농림어업건설업	-0.070	0.052	-0.086	0.022	-0.021	0.714	-0.038	0.442
공공서비스업	-0.094	0.001	-0.133	0.000	-0.244	0.000	-0.168	0.000
민간서비스업	-0.106	0.000	-0.112	0.000	-0.138	0.005	-0.142	0.000
사무관리직	0.396	0.000	0.323	0.000	0.052	0.228	0.210	0.000
판매서비스직	0.173	0.000	0.131	0.004	0.056	0.245	0.158	0.000
10 ~ 99인	0.113	0.000	0.117	0.000	0.032	0.241	0.055	0.044
100 ~ 299인	0.059	0.121	0.049	0.208	0.044	0.220	0.045	0.215
300 ~ 499인	0.030	0.549	0.001	0.989	0.034	0.444	0.015	0.743
500인 이상	0.325	0.000	0.305	0.000	0.051	0.179	0.105	0.004
관찰사례수	2338		2338		2338		2338	
ρ					0.931		0.520	
χ^2							501.74	0.000

주: 성별더미는 여성이 기준변수이며, 혼인여부는 미혼, 도시주거더미는 도시에 거주하지 않은 경우, 산업더미는 제조업, 직종더미는 생산직, 규모더미는 10인 미만을 기준변수로 사용하였음.

고정효과와 임의효과에 대한 타당성을 검증하는 하우스만 검정(Hausman test: χ^2) 결과는 임의효과 모형이 적합하지 않은 것으로 나타났다. 하우스만 검정은 설명변수와 개인의 미관찰 특성간에 상관관계가 있는지를 검증하는 방법이다. 하우스만 검정값이 501.74로 나타나 설명변수와 개인의 미관찰 특성이 상관관계가 없다는 가설은 기각된다. 따라서 임의효과에서 추정된 학력변수의 추정치는 내생성 편의를 포함한다.

<표 2>는 학력변수의 내생성 문제를 해결한 Hausman and Taylor 모형(HT/IV)과 Amemiya and MaCurdy 모형(AM)을 통해 분석한 결과이다. 앞서 설명한 바와 같이 이 모형들은 임의효과 모형에 도구변수 방법을 결합하여 내생성 편이문제를 해결한다. HT/IV(1)과 AM(1)은 시간가변 외생변수인 x_1 에 산업더미, 직종더미, 규모더미를 정하였으며, 시간불변 외생변수인 z_1 는 성별더미로 하였다. 한편 시간변동 내생변수인 x_2 는 혼인더미, 도시주거더미, 경력, 경력제급, 노조조합원더미, 임시일용직더미로 하였고 시간불변 내생변수 z_2 는 교육연수 변수로 하였다. 또한 HT/IV(2)과 AM(2)은 산업더미, 직종더미를 내생적 변수 x_2 에 포함시켜 분석한 모형이다.

<표 2>에서 AM(1) 모형을 제외하고 설명변수와 개인 특성간의 상관관계가 존재한다는 가설을 기각하는 결과를 얻고 있다. 하우스만 검정값이 모두 유의하지 않은 값을 보이고 있어 설명변수와 개인의 미관찰 특성간의 상관관계가 없다고 가정한 임의효과 모형도 적절한 것으로 나타났다. 이것은 이들 모형에서 추정된 계수값이 고정효과 모형에서 추정된 일치추정량과 거의 같다는 것을 의미한다. 즉 도구변수를 사용한 임의효과 모형의 추정계수가 일치추정량을 갖는 고정효과 모형의 추정계수와 거의 일치하는 것으로 나타났기 때문에 HT/IV 모형과 AM 모형이 적합하다는 것을 의미한다.

한편 AM(1) 모형은 하우스만 검정값이 높게 나타나 설명변수와 개인의 미관찰 특성간의 상관관계가 없다는 가설은 기각되는 것으로 나타났다. AM(1) 모형에서 학력의 임금효과는 29.9%로 나타났는데, 이 추정치는 내생성 편의를 가지는 것으로 판단된다.

첫번째 열의 HT/IV(1)에서 교육연수의 추정계수값은 0.323으로 나타나 최소자승법의 0.076에 비해 325%나 높게 나타났으며, 산업더미와 직업더미를 내생적 변수로 처리한 HT/IV(2) 모형에서도 교육연수의 계수값은 0.339로 최소자승법이나 도구변수 모형, 임의효과 모형에 비해 월등히 높은 계수값을 보여주고 있다. Hausman and Taylor 모형보다 효율적 추정량을 구하는 것으로 알려진 AM(2)에서도 교육연수의 계수값은 0.317로 HT/IV(2)의 계수값보다 다소 낮아졌지만 AM(1)의 계수값보다는 여전히 높았고 <표 1>에서 제시한 모형에서 나타난 계수값보다 훨씬 높은 계수값을 보여주고 있다.

<표 2>에 나타난 학력의 임금효과는 패널자료를 이용한 일치추정량과 효율추정량이

라 평가할 수 있다. 그런데 능력과 같은 개인의 효과를 통제할 경우에 오히려 추정계수 값이 통계적으로 유의미하게 높아졌다. 이러한 결과는 능력설의 주장과는 배치되는 결과이다. 앞서 학력의 임금효과에 대한 대부분의 선행연구도 내생성 편의를 개선한 거의 모든 모형에서 학력의 임금효과가 더 크게 나타나고 있는데, 본 연구에서도 동일한 결과를 확인할 수 있다. 이와 같은 결과로 능력이라는 개인의 특성이 학력과 높은 상관관계를 가지지 않는다면 오히려 능력과 학력이 부(-)의 관계를 갖는다고 판단할 수도 있을 것이다. 그러나 이러한 판단은 일반적인 상식과 배치되는 측면이 강하다. Card(1999)는 이러한 결과에 대해서 측정오차, 응답편의, 학력효과의 이질성과 같은 문제를 지적하고 있다. 본 연구에서 학력은 7개년 동안 일관되게 측정된 표본을 대상으로 한 것이기 때문에 측정오차의 문제는 심각하지 않을 것으로 추측된다. 그러나 응답편의의 문제는 다소 심각하게 존재할 것이다. 응답편의가 존재하면 일반적인 분석에서 학력효과는 과소 추정될 가능성이 높다. 왜냐하면 저학력자일수록 학력수준을 부풀릴 가능성이 높다고 보기 때문이다.

<표 2> 학력의 임금효과 추정 III(도구변수 사용)

	HT/IV(1)		AM(1)		HT/IV(2)		AM(2)	
	추정계수	P-값	추정계수	P-값	추정계수	P-값	추정계수	P-값
상수항	2.465	0.000	2.807	0.000	2.271	0.000	2.525	0.000
교육연수	0.323	0.000	0.299	0.000	0.339	0.000	0.317	0.000
성별더미	0.017	0.865	0.048	0.629	0.048	0.629	0.029	0.787
혼인더미	0.047	0.268	0.039	0.350	0.039	0.350	0.043	0.299
경력	0.127	0.000	0.124	0.000	0.124	0.000	0.126	0.000
경력제곱	-0.001	0.000	-0.001	0.000	-0.001	0.000	-0.001	0.000
도시주거여부	0.106	0.037	0.103	0.036	0.103	0.036	0.102	0.040
노조조합원여부	0.021	0.432	0.021	0.444	0.021	0.444	0.023	0.402
임시일용직여부	0.012	0.791	0.011	0.804	0.011	0.804	0.012	0.788
농림어업건설업	-0.047	0.382	-0.042	0.430	0.048	0.629	-0.018	0.749
공공서비스업	-0.289	0.000	-0.275	0.000	0.299	0.000	-0.245	0.000
민간서비스업	-0.154	0.001	-0.151	0.001	0.000	0.000	-0.137	0.004
사무관리직	0.064	0.124	0.073	0.075	2.807	0.000	0.069	0.103
판매서비스직	0.061	0.191	0.068	0.137	0.000	0.000	0.069	0.141
10 ~ 99인	0.033	0.207	0.034	0.196	0.034	0.198	0.034	0.194
100 ~ 299인	0.040	0.263	0.040	0.258	0.039	0.265	0.040	0.252
300 ~ 499인	0.022	0.612	0.021	0.619	0.023	0.600	0.024	0.574
500인 이상	0.059	0.105	0.058	0.108	0.058	0.118	0.060	0.102
관찰사례수	2338		2338		2338		2338	
ρ	0.853		0.853		0.863		0.863	
χ^2	19.320	0.200	45.620	0.000	12.320	0.655	18.650	0.230

주: HT/IV(1)과 AM(1)은 X_i (산업더미, 직업더미, 규모더미), Z_i (성별더미)이며, HT/IV(2)과 AM(2)은 X_i (규모더미), Z_i (혼인더미)를 사용함.

다음으로 학력별 임금격차를 추정하면 <표 3>에서 나타난 바와 같다. 최소자승법에서 전문대 졸업자는 고졸자에 비해 16.6%, 대졸 이상 학력소지자는 40% 정도 임금수준이 높은 것으로 나타났다. 반면 중졸 이하 학력소지자는 고졸자에 비해 약 30% 임금수준이 낮았다. 세번째 열의 임의효과 모형에서는 학력간 임금격차는 더욱 커져 전문대 졸업자는 고졸자에 비해 38%, 대졸 이상 학력소지자는 71%나 임금수준이 높은 것으로 나타났다. 그러나 이들 모형의 추정계수는 내생성 문제로 인해 편의를 가진다. 이러한 편의를 제거하기 위해서 네번째 열과 다섯번째 열은 Hausman and Taylor 모형과 개인의 연도별 X_1 변수를 도구변수로 활용한 Amemiya and MaCurdy 모형의 분석결과를 제시하고 있다. 두 가지 모형 모두 낮은 하우스만 검정값을 보여 설명변수가 개인의 미관찰 특성과 상관관계가 없다는 가설을 승인하는 것으로 나타났다.

우선 HT/IV 모형에서 고졸자와 대졸 이상 학력소지자간에 학력간 임금격차를 살펴보면 추정계수값은 매우 크게 나타났지만 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반

<표 3> 학력별 임금격차 추정

	OLS		FE		RE		HT/IV		AM	
	추정계수	P-값	추정계수	P-값	추정계수	P-값	추정계수	P-값	추정계수	P-값
상수항	7.3228	0.0000	6.2694	0.0000	6.9893	0.0000	4.5271	0.0340	6.1017	0.0000
중졸 이하	-0.2994	0.0000	-	0.0000	-0.6680	0.0000	1.2113	0.7480	-1.2375	0.0300
전문대졸	0.1660	0.0000	-	0.0000	0.3779	0.0000	5.5252	0.1440	1.1908	0.1140
대졸 이상	0.4056	0.0000	-	0.0000	0.7054	0.0000	3.2809	0.3310	1.5212	0.0030
성별더미	0.3659	0.0000	-	0.0000	0.2795	0.0000	0.2352	0.4780	0.0856	0.6460
혼인더미	-0.0747	0.0150	0.0459	0.2790	-0.0539	0.1620	0.0449	0.3110	0.0440	0.2730
경력	0.0681	0.0000	0.1287	0.0000	0.0949	0.0000	0.1287	0.0000	0.1282	0.0000
경력제공	-0.0011	0.0000	-0.0009	0.0000	-0.0012	0.0000	-0.0009	0.0000	-0.0009	0.0000
도시주거여부	0.0405	0.0400	0.1094	0.0320	0.0572	0.0870	0.1052	0.0390	0.1074	0.0200
노조조합원여부	0.0660	0.0170	0.0244	0.3740	0.0231	0.4010	0.0242	0.4000	0.0237	0.3600
임시일용직여부	-0.0264	0.5410	0.0138	0.7560	-0.0101	0.8200	0.0139	0.7650	0.0137	0.7440
농림어업건설업	-0.0646	0.0730	-0.0211	0.7140	-0.0335	0.4990	-0.0203	0.7370	-0.0177	0.7450
공공서비스업	-0.0933	0.0010	-0.2443	0.0000	-0.1636	0.0000	-0.1362	0.0080	-0.2411	0.0000
민간서비스업	-0.1020	0.0000	-0.1383	0.0050	-0.1404	0.0000	0.0516	0.2500	-0.1350	0.0030
사무관리직	0.3825	0.0000	0.0517	0.2280	0.1961	0.0000	0.0516	0.2500	0.0556	0.1690
판매서비스직	0.1702	0.0000	0.0557	0.2450	0.1485	0.0010	0.0560	0.2630	0.0592	0.1910
10 ~ 99인	0.0924	0.0010	0.0315	0.2410	0.0438	0.1100	0.0296	0.2910	0.0306	0.2280
100 ~ 299인	0.0416	0.2740	0.0443	0.2200	0.0360	0.3260	0.0427	0.2580	0.0419	0.2170
300 ~ 499인	0.0195	0.6990	0.0338	0.4440	0.0062	0.8910	0.0313	0.4970	0.0301	0.4700
500인 이상	0.3004	0.0000	0.0506	0.1790	0.0907	0.0130	0.0488	0.2140	0.0513	0.1470
관찰사례수	2338		2338		2338		2338		2338	
ρ			0.9313		0.5225		0.9561		0.9561	
χ^2					515.31	0.0000	1.58	1.0000	0.93	1.0000

주: HT/IV과 AM은 x_i =(도시주거더미, 규모더미), z_i =(성별더미)를 사용함.

면 AM모형에서 대졸 이상 학력소지자는 고졸자에 비해 무려 임금이 152%나 높은 것으로 나타났다. 일반적으로 개인의 연도별 x_1 변수를 도구변수로 활용한 Amemiya and MaCurdy 모형은 Hausman and Taylor 모형의 추정계수의 효율성을 향상시키는 것으로 알려져 있다. AM모형은 HT/IV 모형에서 학력더미의 추정계수의 표준오차를 크게 축소시키면서 통계적 유의성을 향상시켰다.

AM 모형에서 고졸자와 대졸자간 임금격차는 매우 크게 나타나고 있는데, 이는 OLS와 임의효과의 추정치 보다 116%~275%이상 증가한 결과이다. 그러나 고졸자와 전문대졸자간 임금격차는 통계적으로 유의하지 않은 값을 보였다. 한편 중졸이하의 고졸자에 비해 124% 임금수준이 낮은 것으로 나타나 앞선 OLS와 임의효과의 추정치 보다 임금격차가 큰 것으로 나타났다. 결과적으로 학력의 내생적 문제를 제거하여 분석한 결과, 학력간 임금격차는 더욱 큰 것을 확인할 수 있다.

IV. 결론

본 연구는 패널자료를 이용하여 학력의 임금효과를 보다 엄밀하게 추정하고자 하였다. 횡단면 자료를 이용한 기존의 연구는 학력의 내생성 문제로 인해 추정계수의 편이가 발생한다. 그러나 패널자료를 이용하면 학력의 내생성 문제를 해결하는 분석모형을 활용할 수 있다. Hausman and Taylor 모형과 이 모형의 효율성을 개선한 Amemiya and MaCurdy 모형은 학력의 내생성 문제를 해결하는 유용한 대안모형이 될 것이다.

분석결과는 최소자승법이나 도구변수 모형, 임의효과 모형의 결과보다 훨씬 큰 학력의 임금효과를 발견하였다. 이러한 결과는 개인의 미관찰 특성과 학력이 부(-)의 관계를 가지고 있음을 증명하는 것이다. 그런데 이러한 분석결과는 혼란스러운 것이다. 능력설에 따르면 능력과 같은 개인의 미관찰 특성이 통제되면 학력의 임금효과는 단순 회귀분석의 결과보다 작아질 것이라 예측되곤 한다. 상식적으로 능력과 학력수준은 정(+)의 관계를 갖을 것이기 때문에 관찰되지 않은 능력이 통제되지 않으며, 학력효과는 과대추정될 것이다. 따라서 능력과 같은 개인 특성이 통제되면 학력의 추정계수는 작아져야 할 것이다. 그러나 학력의 내생성 문제를 해결한 수많은 연구결과는 거의 대부분 학력의 추정계수가 커지는 것을 발견하였다.⁴⁾

본 연구에서도 이와 유사한 실증분석 결과를 발견하였다. Hausman and Taylor 모형이나 Amemiya and MaCurdy 모형 모두에서 교육연수의 임금효과는 단순 회귀분석이나 횡단면 자료를 이용한 도구분석 모형, 임의효과 모형보다 월등히 큰 것으로 나타났다. 또한 학력별 임금격차에서도 비슷한 결과를 얻을 수 있었다.

이러한 결과는 능력이 높은 사람이 상대적으로 교육연수가 짧기 때문일지도 모른다. 그러나 상식적으로 능력과 학력간에 정(+)의 관계를 인정한다면 앞선 결과들은 다른 요인으로 설명되어야 할 것이다. Card(1999)가 지적하듯이 학력의 측정오차나 응답편의의 문제는 이러한 현상을 설명하는 하나의 요인이 될 것이다. 특히 응답편의는 저학력자일 수록 클 것으로 예측되기 때문에 학력의 임금효과에 중요한 영향을 미칠 것이다. 또한 학력효과의 이질성 문제도 고려되어야 할 잠재적 요인일 것이다. 향후 학력의 임금효과에 관한 연구는 측정오차, 응답편의, 학력효과의 이질성을 고려한 실증적 분석이 추가적으로 요구될 것이다. **KLI**

4) Card(1999)의 논문 참조.

<참고문헌>

- Amemiya, T. and T. MaCurdy(1986), “Instrumental-Variable Estimation of an Error-Components Model”, *Econometrica* 54(4), pp.869~880.
- Baltagi, B. H.(2001), “Econometric Analysis of Panel Data”, 2d ed. New York: John Wiley & Sons.
- Baltagi, B. H. and S. Khanti-Akom(1990), “On Efficient Estimation with Panel Data: an Empirical Comparison of Instrumental Variables Estimators”, *Journal of Applied Econometrics* 5, pp.401~406.
- Card, D.(1999), “The Causal Effect of Education on Earnings”, *Handbook of Labor Economics* 3(1), pp.1801~1863.
- Cornwell, C. and P. Rupert(1988), “Efficient Estimation with Panel Data: An Empirical Comparison of Instrumental Variables Estimators”, *Journal of Applied Econometrics* 3, pp.149~155.
- Greene, W. H.(2003), “Econometric Analysis”, 5th ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Hausman, J. A. and W. E. Taylor(1981), “Panel Data and Unobservable Individual Effects”, *Econometrica* 49, pp.1377~1398.