

노동정책연구  
2016. 제16권 제3호 pp.1~25  
한국노동연구원

연구논문

## 청년층의 대출 임금 프리미엄 분석

이유진\*  
김의준\*\*

본 연구에서는 2004년부터 2013년까지 한국교육고용패널 조사 자료를 활용하여 대학 졸업자의 사회 초년기 임금 프리미엄을 분석하였다. 최소자승법을 사용해 임금함수를 추정할 경우 대출과 고졸 학력의 임금 격차가 14.8%로 나타났으며 일자리 유형, 근무시간 등의 요인 및 시간 고정효과 등을 추가로 통제하였음을 고려하면 선행연구의 결과와 크게 다르지 않았다. 그러나 내생성을 해결하기 위해 하우스만 테일러의 도구변수 모형을 적용한 결과 대출의 임금 프리미엄은 12.1% 수준으로 감소하였다. 대학교육으로 인한 인적자본의 축적에 따른 보상 및 신호효과는 대출-고졸 간 임금격차의 81.8%를 설명하여 통상 알려진 것보다 대학 교육의 임금효과가 18.2%가량 낮은 것으로 나타났다. 한편 관측 기간 동안 학력이 변동한 청년 임금근로자는 그렇지 않은 임금근로자에 비해 낮은 수준의 대출 임금 프리미엄을 누리는 것으로 분석되어 선취업 후진학의 경우 대학 교육의 이수가 인적자본의 축적에 기여하는 정도, 또는 시장에서의 보상 수준이 상대적으로 낮음을 시사하였다.

핵심용어 : 대출 임금 프리미엄, 하우스만 테일러의 도구변수 모형, 내생성, 선취업 후진학

JEL코드 : J4, J6

논문접수일: 2016년 7월 19일, 심사의뢰일: 2016년 7월 22일, 심사완료일: 2016년 9월 9일

\* (제1 저자) 서울대학교 농경제사회학부 박사수료(jinparki@snu.ac.kr)

\*\* (교신저자) 서울대학교 농경제사회학부 교수·농업생명과학연구원 겸무연구원

(euijune@snu.ac.kr)

## I. 서론

전통적으로 대학 교육은 인적자본의 축적 및 노동생산성의 향상을 통해 경제 성장에 기여하며, 개인에 대해서는 임금 상승을 통한 금전적 보상으로 이어진다고 알려져 왔다. 또한 이는 인적자본 이론 및 이를 바탕으로 한 실증연구에 의해 뒷받침되어 왔다. Schultz(1961)는 교육을 ‘장기적 수익을 목표로 이루어지는 인적자본에 대한 투자 중 하나’로 간주하여 미국의 국가 소득이 생산요소 투입 정도에 비해 빠르게 증가한 현상을 설명함에 있어 교육 투자의 경제적 수익(return to education)이 큰 비중을 차지한다고 설명하였다. 즉 노동 투입의 큰 증가 없이도 노동자의 체화된 지식 및 기술이 실질적인 노동력의 향상에 상응하는 효과로 이어진다고 보았다.

그러나 교육 투자에 따른 노동시장에서의 금전적 보상은 고학력 노동시장에서의 수요와 공급 조건에 따라 달라질 수 있을 것이다. Groot and Van den Brink(2000), Ammermueller et al.(2009) 등의 실증연구는 실업률이 높을수록 학력의 임금 프리미엄이 감소함을 보였으며, 이는 노동의 초과 공급 상태에서는 교육의 투자 수익률이 낮아질 수 있음을 시사한다. 한국의 경우 지속적인 경기침체로 인해 기업의 고용 창출 능력이 저하된 상황에서 2000년 이후 대학의 양적 팽창이 지속됨에 따라 노동시장에서 대졸 노동자의 희소가치가 사라졌으며, 34세 이하 청년층의 학력수준별 평균임금 분석 결과 4년제 대졸자의 20%와 2년제 대졸자의 절반 이상은 고졸자 평균보다 낮은 임금을 받는 것으로 나타났다(이주호 외, 2014). 대졸 노동자의 상대적 임금 하락이 청년층에서 두드러지게 나타나는 원인에 대해 이병희 외(2005)는 같은 대졸 노동자 중에서도 연령대별 대체탄력성이 낮기 때문이라고 설명하였다. 따라서 근본적으로 청년층 내에서 학력별 노동수요와 공급이 균형이 이루어지지 않는다면 고학력 청년층 상당수의 하향취업 또는 실망실업 상태로의 전환이 불가피할 것이다. 청년 실업 완화 및 실력 위주의 사회로의 전환을 위해서 특성화고의 설립, 고졸 채용 확대 등의 정책이 추진되어 왔으나 여전히 대학 진학이 양질의 일자리를 얻기

위한 최소한의 자격으로 인식되고 있으며, 이러한 상황에서 정책 효과가 지속적으로 이어지기는 어려울 것이다. 따라서 대학 졸업에 따른 노동시장에서의 보상 정도에 대한 정확한 진단을 통해 개인의 능력과 적성에 부합하는 진로를 선택하도록 방향을 제시할 필요가 있다.

학력 수준 또는 학교 급별 학력 수준에 따른 임금 보상 정도에 관한 실증연구는 국내에서도 다양하게 수행되어 왔으나, 청년 노동시장에 초점을 둔 연구는 1980년 졸업정원제 시행 이후 세대의 전문대학 이상 학교 급별 임금 프리미엄을 분석한 이병희(2002), 성별에 따른 학교급별 교육의 한계수익률을 추정한 백일우·임정준(2008), 대졸자 간 출신 대학 서열에 따른 임금 격차를 분석한 고은미(2011) 등으로 다소 한정되어 있다.<sup>1)</sup> 게다가 이들 연구의 분석 모형은 최소자승법 위주로 개인의 능력 및 성취동기 등 관측되지 않은 요인이 학력 및 임금 수준과 동시에 상관관계를 가짐으로써 발생하는 내생성 문제에 대한 고민이 심도 있게 이루어지지 않았다.<sup>2)</sup> 본 연구의 목적은 대학 교육이 청년층 임금에 미치는 효과, 즉 대졸 학력의 임금 프리미엄을 분석하는 것이다. 한국교육고용패널의 제1차(2004)~제10차(2013)년도까지 총 10년간의 자료를 활용하여 하우스만과 테일러 모형(Hausman and Taylor, 1981) 기반의 임금함수를 추정해 내생성으로 인한 대졸 임금 프리미엄의 편의를 줄이고자 한다.

한편 정부에서는 대학 진학률 증가에 따른 고학력 노동시장의 수요 불균형 문제의 완화 및 직무와 교육의 연계 등을 목적으로 2009년 선취업 후진학 제도를 도입하였다. 한국직업능력개발원의 실태조사(김기홍 외, 2014)에 따르면, 직무와 전공의 일치도는 상대적으로 높으나 학업과 업무의 병행에 어려움이 있고 학생들의 체감 교육난이도가 높은 편으로 나타났다. 따라서 선취업 후진학 청년과 그렇지 않은 청년 간의 대학 교육과정 이수, 직무 능력의 향상 등 인적자본의 형성에 기여하는 정도가 다르게 나타날 수 있을 것이다. 제도의 정착 과정

1) 김강호(2009)는 청년패널조사를 활용하여 만 29세 이하의 청년 임금근로자를 대상으로 학력 및 직업훈련의 임금효과를 분석하였으나, 전문대 및 4년제 대학 졸업자로 분석 대상을 한정함에 따라 고졸 학력 대비 대학 및 대학원 졸업의 임금효과를 파악하기 어렵다는 한계를 갖는다.

2) 백일우·임정준(2008)은 여성 청년층에 초점을 두어 고등교육의 임금효과를 추정하였으며 헤크만 2단계 추정법을 병행하였다는 점에서 타 연구와 차별화되지만 내생성에 대한 고려는 이루어지지 않았다.

에 있는 현시점에 노동시장 측면의 성과를 진단하고 정책적 보완 방향을 제시하기 위해 선취업 후진학 청년과 그렇지 않은 청년 간의 대졸 임금 프리미엄을 비교하고자 한다.

연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ장에서는 학력의 임금 프리미엄에 관한 선행연구에서의 계량경제학적 문제 및 대안을 검토하고 이를 토대로 분석모형을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 분석 결과를 제시하고 이에 대해 논의한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 분석 결과를 요약하고 연구의 한계 및 향후 확장 방향에 대하여 논의한다.

## Ⅱ. 연구방법

### 1. 분석 모형의 설정

교육의 임금 프리미엄을 추정함에 있어서는 Mincer(1974)의 임금방정식이 널리 활용되어 왔다. 임금방정식의 기본 모형에서는 로그임금의 변동을 학력 및 경력의 변동에 따른 것으로 설명하며, 학력의 단위 증가에 따른 임금변화율을 교육의 임금 프리미엄으로 본다. 교육이 어떠한 경로로 노동시장에서의 보상으로 이어지는지에 대해서는 두 가지 해석이 존재한다. 먼저 Shultz(1961)와 Becker(1964) 등이 주장한 바와 같이 교육을 통해 체화된 기술 또는 지식이 생산성을 향상시켜 노동시장에서 임금을 높인다는 논리를 들 수 있으며, 이는 인적자본이론과 그 맥락을 같이한다. 한편 교육의 임금효과를 해석함에 있어 노동자의 능력 정도를 현시하는 신호(signal)로서의 기능에 초점을 두기도 하며, 대표적인 예로 Spence(1973)를 들 수 있다.

노동시장에서 성과와 관련한 투자의 관점에서 본다면 교육을 통해 상승한 기대임금의 현재가치가 교육비용 및 노동시장 진입 지연에 따른 기회비용을 초과하는 한 취업 대신 상급 학교로의 진학이 더 합리적인 선택이 될 것이다. 그러나 지적 능력이 뛰어날수록 상위 단계의 교육을 받을 가능성이 높으므로 교육수준의 향상에 따른 임금 인상분을 온전히 교육의 투자 효과로 해석하기는 어

럽다(Card, 2001). 이는 주로 독립변수와 오차항 간 독립 가정의 위배로 인한 내생성 문제로 설명된다. 즉 개인의 능력, 성취동기 등은 학력과 상관관계를 가질 뿐 아니라 고임금 일자리를 가질 확률을 높이지만 이들은 정형화된 형태를 갖지 않으므로 오차항의 일부로 편입된다. 이때 통제되지 않은 개인적 특성 요인과 임금 간의 상관관계가 학력의 편회귀계수에 포함되므로 학력의 임금효과가 과대추정될 수 있다.<sup>3)</sup>

따라서 학력에 관한 선택편의 및 내생성 문제를 해결하기 위해서 도구변수 추정법이 일반적으로 사용되어 왔다. 이는 관심 대상인 학력과 높은 상관관계를 갖는 동시에 종속변수인 임금과는 직접적 관련이 없는 한 개 이상의 변수를 도구변수로 사용하여 도구변수에 대한 학력변수의 회귀식과 도구변수로 학력변수를 대체한 임금방정식을 연립해서 푸는 방식이다. 즉 학력변수를 도구변수의 선형함수로 대체함으로써 외생화하는 것이 핵심 원리이다. 학력의 도구변수로는 학교와의 지리적 인접성(Kane and Rouse, 1993; Card, 1993) 및 근거리에 위치한 대학의 학비(Kane and Rouse, 1993), 배우자, 부모 등 가족의 교육 수준(Trostel et al., 2002; Heckman and Li, 2004; 백일우·임정준, 2008), 의무교육연한(Angrist and Krueger, 1991; Harmon and Walker, 1995) 등이 적용되어 왔다. 특히 의무교육연한을 도구변수로 적용한 두 사례<sup>4)</sup>는 준실험(quasi experiment)에 의한 통제에 해당하는데, 준실험은 두 집단을 구분하는 기준이 외부적으로 주어지므로 내생성 문제에서 자유로우며 임의의 표본 추출(random sampling)이라는 점에서 선택편의의 가능성이 감소한다는 장점을 갖는다.<sup>5)</sup>

- 3) 임금방정식의 기본 모형은  $\ln(\text{임금}) = a_0 + a_1(\text{학력}) + a_2(\text{경력}) + a_3(\text{경력})^2 + \epsilon$ 으로 표기되며 이때 학력의 편회귀계수  $a_1$ 을 교육의 임금 프리미엄 또는 교육의 투자수익률로 볼 수 있다. 능력 및 성취동기 등의 개인 특성은 학력 및 임금 둘 다에 영향을 미치며 이는 최소자승법의 기본 가정에 위배된다. 따라서  $\ln(\text{임금}) = a_0 + a_1(\text{학력}) + a_2(\text{경력}) + a_3(\text{경력})^2 + b(\text{능력}) + \epsilon$ 과 같이 모형을 수정할 필요가 있다. 그러나 능력 등의 개인특성은 관측이 어려워 오차항의 일부로 간주하는 것이 일반적이며, 이 경우 교육의 투자수익률 추정치는  $E(\hat{a}_1) = a_1 + b \cdot \text{cov}(\text{학력}, \text{능력})$ 이 된다. 능력은 임금 및 학력과 각각 양(+)의 상관관계를 가지므로  $a_1$ 의 추정치는  $a_1$ 의 올바른 모수보다 큰 값으로 나타난다.
- 4) 이들 연구에서는 교육제도의 변화 또는 제도 자체의 속성으로 인하여 서로 다른 의무교육 인하여 기간을 적용받은 두 집단 간 임금 차이를 분석해 이를 학력에 따른 임금효과로 간주하였다.
- 5) 자연과학 분야 실험에서 처리 요인(treatment variable) 외 나머지는 모두 동일한 조건으로 통제하지만 인간을 대상으로 하는 사회과학 분야에서는 개인의 모든 요인을 통제할 수

그러나 이론적 강건성에도 불구하고 현실적으로 이상적인 도구변수를 찾기 어렵다는 점은 도구변수 추정법의 한계로 작용한다. Carneiro and Heckman (2002)은 선행연구에서 적용된 도구변수의 대다수가 개인의 미관측된 능력과 완전히 독립적이라고 보기 어렵다고 지적했다. 예를 들어 가족, 특히 부모의 교육수준은 자료의 확보가 상대적으로 용이하며, 그러한 이유로 교육의 임금효과와 관련한 국내 연구의 대다수가 이를 도구변수로 활용하였다. 그러나 부모의 학력은 부모의 임금과 밀접한 관련이 있을 뿐 아니라 자녀의 교육 투자 정도에도 영향을 미치므로 자녀의 임금은 부모의 임금과 양(+)의 상관관계를 보인다는 것이 Solon(1992) 등 세대 간 소득탄력성의 실증연구에서 수차례 입증되었다<sup>6)</sup>. 따라서 부모의 학력이 자녀의 임금 수준과 독립적이라고 보기 어려우며, 도구변수로 사용 시 내생성 문제에서 자유롭지 못할 것으로 보인다. 또한 도구변수를 사용한 교육의 임금효과는 교육수준이 증가함에 따라 감소하는 경향이 있다(Card, 2001)<sup>7)</sup>. 특히 의무교육연한 기준에 따른 집단 구분 또는 대학과의 인접성 등 교육의 기회비용 차원에서 학력과 상관관계를 갖는 도구변수를 적용할 경우 교육비용 지불에 대한 부담 정도에 따라 도구변수와 학력 간 상관관계의 크기가 다르게 나타날 것이다. 예를 들어 의무교육연한이 14세까지에서 15세까지로 늘어나는 경우, 의무교육과정만 이수할 가능성이 높은 집단에서는 도구변수의 값(제도 개편 이전=0, 제도 개편 이후=1)이 학력과 큰 상관관계를 보이는 반면 제도 개편과 무관하게 15세가 넘어서도 교육을 받고자 하는 집단에서는 도구변수의 학력 변별능력이 떨어질 것이다<sup>8)</sup>. 따라서 교육의 기회비용과

없다. 대안으로 임의의 표본선택(random assignment) 방식이 쓰이는데, 이는 동전 던지기나 난수표의 사례에서처럼 임의의 표본선택 시 확률적으로 평균과 유사한 성향을 가진 집단을 추출할 수 있다는 Fisher(1925)의 논리에 근거한다.

- 6) 국내를 대상으로 한 세대 간 소득이동성 추정에 관한 연구에서는 대체로 소득탄력성 계수가 0.3에서 0.4 정도로 나타났다(김민성 외, 2009; 양정승, 2012; 현은주, 2013).
- 7) 학력의 임금 프리미엄에 관한 선행연구를 종합적으로 검토한 Card(2001)에 따르면, 도구변수 추정법을 적용한 경우 최소자승법으로 추정했을 때보다 추정치가 20% 이상 높은 값으로 나타난다. 그 원인에 대하여 다양한 해석이 있지만 가장 신빙성 있는 견해는 교육수준이 증가함에 따라 교육의 임금효과는 감소하기 때문이라는 것이다.
- 8) Card(1993)는 대학 진학의 기회비용 감소에 따른 진학 가능성이 경제적 수준 등이 낮은 경우 더 크게 나타날 것이라는 점을 고려하여 성장기 거주 지역 내 대학 유무 및 가정의 경제적 배경과의 상호 작용항을 도구변수로 적용한 모형을 추가 분석하였고, 그 결과 거주 지역 내 대학 유무 자체를 도구변수로 적용한 기본 모형에 비해 추정계수의 값이 40% 정

관련한 도구변수의 적용에 있어서는 가정의 경제적 배경 등 도구변수의 학력 변별력에 영향을 미치는 요인을 함께 통제할 필요가 있다. 또한 도구변수의 적합성을 판단하기 위해서는 연구의 관심 대상 집단이 도구변수를 통해 구별되는 지도 고려해야 할 것이다. 예를 들어 의무교육제도와 관련한 준실험적 설계를 통한 교육연수의 증가에 따른 임금 프리미엄은 대학, 대학원 등의 상위 교육을 포함하는 개념으로 일반화하기 어려우므로 추정결과의 해석 및 적용에 있어서 주의가 요구된다.

따라서 본 연구에서는 내생성의 해결을 위해 도구변수 추정법 대신 하우스만 테일러의 도구변수 모형(Hausman and Taylor Model)을 적용한다. 이는 패널 자료를 활용해 미관측된 개체 특성과 잠재적으로 상관관계를 가질 수 있는 시간 가변 및 시간 불변 설명변수에 대해 도구변수를 적용하는 추정 방식이다. 패널 자료에서는 시간 흐름에 따라 동일한 개체가 수차례 관측되므로, 모형 내 시간 가변 외생변수를 활용해 도구변수를 적용한다.

패널 자료를 활용한 임금함수는 수식 (1)에서와 같이 표현할 수 있다. 이때 설명변수를 시간에 따른 변동성 여부와 개체별 미관측된 특성과의 상관관계 존재, 즉 내생성 여부에 따라 시간 가변 외생변수( $x_{kit}$ ), 시간 가변 내생변수( $x_{lit}$ ), 시간 불변 외생변수( $z_{mit}$ ), 시간 불변 내생변수( $z_{nit}$ )의 네 가지로 분류할 수 있다.  $\mu_i$ 와  $\epsilon_{it}$ 는 각각 관측되지 않은 개체의 특성 효과 및 확률적 교란항을 나타낸다.

$$Wage_{it} = \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + \sum_{l=1}^L \beta_l x_{lit} + \sum_{m=1}^M \beta_m z_{mit} + \sum_{n=1}^N \beta_n z_{nit} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

집단 내 변환(within transformation) 과정을 거쳐 임금함수를 식 (2)의 형태로 표현할 수 있다. 시간 가변 외생변수의 개체별 시점별 값에서 개체별 평균값을 뺀  $x_{kit} - \overline{x_{ki}}$ 을 시간 가변 외생변수  $x_{kit}$ 의 도구변수로, 시간 가변 내생변수의 개체별 시점별 값에서 개체별 평균값을 뺀  $x_{lit} - \overline{x_{li}}$ 을 시간 가변 내생변수  $x_{lit}$

---

도 감소하였다.

의 도구변수로 사용한다. 시간불변 외생변수  $z_{mit}$ 는 별도의 도구변수를 필요로 하지 않으며, 시간 불변 내생변수  $z_{nit}$ 의 경우 시간 가변 외생변수의 평균값  $\overline{x_{ki}}$ 을 도구변수로 사용한다. 이들 도구변수를 모두 적용해 2단계 최소자승법으로 임금함수를 추정함으로써 불편추정량( $\beta_k, \beta_l, \beta_m, \beta_n$ )을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} Wage_{it} - \theta_i \overline{Wage}_i = & \sum_{k=1}^K \beta_k (x_{kit} - \theta_i \overline{x_{ki}}) + \sum_{l=1}^L \beta_l (x_{lit} - \theta_i \overline{x_{li}}) \\ & + \sum_{m=1}^M \beta_m (z_{mit} - \theta_i \overline{z_{mi}}) + \sum_{n=1}^N \beta_n (z_{nit} - \theta_i \overline{z_{ni}}) \\ & + [(1 - \theta_i)\mu_i + (\epsilon_{it} - \theta_i \overline{\epsilon_i})] \end{aligned} \quad (2)$$

도구변수로서의 요건을 충족하기 위해 시간 가변 외생변수의 수  $k$ 가 시간 불변 내생변수의 수  $n$ 보다 크거나 같아야 하며, 이들 변수 간 상관관계가 존재해야 한다. 실제 추정에 있어서는 시간 가변 변수 중 외생변수( $x_{kit}$ )와 내생변수( $x_{lit}$ )를 구별할 필요가 있으며 Garcia-Mainar and Montuenga-Gomez(2005)가 제시한 방법은 동일한 설명변수로 구성된 모형을 패널고정효과 방식 및 하우스만 테일러의 도구변수 방식으로 각각 추정해 하우스만 검정으로 결과의 차이가 유의한지 확인하는 것이다<sup>9)</sup>.

하우스만 테일러의 도구변수 모형의 장점 중 하나는 모형에 불포함된 도구변수(excluded instrument variables)를 찾을 필요가 없다는 것이다. 이는 (모형 외부적인) 도구변수의 선정이 관건이 되는 횡단면 자료 기반의 도구변수 추정법에 비해 유리하게 작용한다. 또한 시간 불변 변수의 계수를 온전히 추정할 수 있다는 점에서 패널고정효과 모형의 한계를 보완할 수 있다.

Hausman and Taylor(1981)는 임금함수를 최소자승법, 패널고정효과 모형, 도구변수 추정법, 그리고 하우스만 테일러의 도구변수 모형으로 각각 추정해 그 결과를 비교하였는데 통념과는 달리 내생성의 통제를 시도한 경우(패널 고정효

9) 집단 내 변환 과정을 통해 내생성을 제거한 패널고정효과 모형의 추정치와 하우스만 테일러의 도구변수 모형 추정치 간 체계적인 차이가 없다는 귀무가설을 기각하지 못할 경우, 하우스만 테일러의 도구변수 모형에서 외생변수와 내생변수의 구분이 적절하게 이루어졌다고 볼 수 있다.

과 모형은 제외) 최소자승법으로 추정했을 때 보다 학력의 임금효과가 큰 값으로 나타났다. 포르투갈 및 스페인의 임금근로자와 자영업자를 대상으로 교육투자의 소득효과를 비교분석한 Garcia-Mainar and Montuenga-Gomez(2005)와 한국 노동패널 자료를 활용해 학력의 임금효과를 추정한 이시균(2006) 역시 동일한 현상이 나타남을 보였다. 이와 관련해 이시균(2006)은 Card(1999)에서 제시한 잠재적 원인인 측정오차, 응답편의, 학력효과의 이질성 등의 영향을 검토하였으며, 패널 자료의 특성을 고려할 때 측정오차 문제로부터는 상대적으로 자유로우나 저학력자의 학력수준 왜곡 등의 응답편의의 영향이 존재할 수 있음을 언급하였다.

## 2. 자료 및 분석 대상

본 연구는 한국직업능력개발원의 한국교육고용패널(KEEP, 이하 교육고용패널)의 일반계 및 실업계 고등학교 3학년생 코호트의 제1차(2004)~제10차(2013)년도까지의 자료와 제7차년도(2010)에 추가된 보정패널의 2013년까지 4개 연도에 걸친 자료를 각각 결합해 활용하였다.<sup>10)</sup> 교육고용패널조사는 2004년을 기준으로 전국의 중학교 3학년, 일반계 고등학교 3학년 및 실업계 고등학교 3학년생 중 각 2,000명씩을 대표성 있게 추출해 10년 이상 추적 조사하는 종단면 조사이다. 본 자료는 졸업 이후 진학, 노동시장 참여 등 진로 선택, 교육 및 근로 실태 등의 정보를 다년간에 걸쳐 제공하므로 청소년의 교육 경험과 노동시장에서의 성과를 연계해 살펴보기에 적합하다.

교육고용패널에서는 경제활동 참여 상태를 임금근로자, 자영업자, 무급가족종사자의 세 가지 범주로 구분하고 있다.

본 연구에서는 교육 정도에 따른 노동시장에서의 보상을 측정함에 있어 안정적인 소득 지표를 활용하기 위해 자영업자 및 무급가족종사자는 분석 대상에서

10) 현재(2015년 1월)까지 구축·제공되고 있는 자료의 범위인 10차년도(2013년 기준)에 고등학생 및 중학생 코호트의 연령은 각각 만 27세와 만 24세로, 남성의 경우 군 복무와 관련해 노동시장 진입 시점이 상대적으로 늦음을 고려하면 대졸 남성 취업자가 분석 대상에서 과소표집될 우려가 있다. 표본 내 대졸 취업자의 성별이 편향되는 것을 막기 위해 분석 대상에서 중학생 코호트를 제외하고 전문대졸(2007년 2월 기준) 남성 337명과 4년제 대학 남성 졸업자(2009년 2월) 남성 420명으로 구성된 보정패널을 추가하였다.

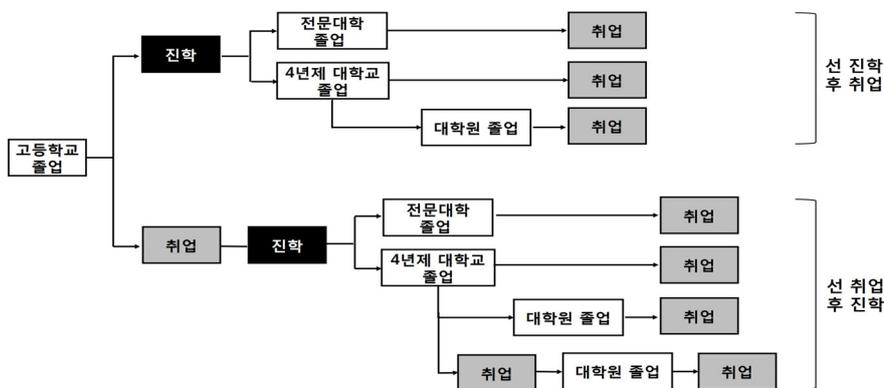
제외하였다. 또한 학교에 재학 중인 임금근로자 중에서는 아르바이트 등 학업이 주가 되고 근로가 부가 되는 경우가 상당수 존재할 것으로 생각되어 이들을 표본에서 제외하였다. 임금근로자 중 소득, 학력 등의 주요변수에 관한 응답이 누락된 경우를 제외하고 분석 대상 기간 동안 두 번 이상 관측된 개인(총 1,925명)으로 표본을 한정하였는데, 이는 본 연구에서 활용하는 패널모형의 요건을 충족하기 위함이다. 분석 대상 요건을 충족하는 관측치는 제3차~제10차년도까지 총 8개 연도에 걸쳐 나타나는데 관측 빈도가 저마다 다른 불균형패널의 형식을 취한다. 관측 빈도별 표본 수는 <표 1>과 같다.

분석 대상 표본은 임금근로자로서 관측된 두 개 시점 이상의 관측기간 동안 학력이 변동했는지에 따라 [그림 1]에서와 같이 구분할 수 있다. 전체 표본의 79.4%(1,528명)는 관측 기간 동안 학력이 변동하지 않았지만 나머지 20.6%(397명)는 선취업 후진학에 해당하는 경우로서 임금근로자로 관측된 복수의 시점에서 학력이 변동한 것으로 나타났다. 학력이 변동한 397명 중 고졸에서 전문대졸로, 고졸에서 대졸로, 전문대졸에서 대졸로 변동한 패널은 각각 190명(47.9%), 164명(41.3%), 43명(10.8%)이었다.

<표 1> 분석 표본의 관측 빈도별 분포

관측 빈도	2회	3회	4회	5회	6회	7회	8회	전체
관측치 수	1,120	1,737	1,612	1,170	588	308	56	6,591
비중(%)	17.0	26.4	24.5	17.8	8.9	4.7	0.8	100.0

[그림 1] 관측기간 동안 학력 변동 여부에 따른 분석 대상 표본의 구분



### 3. 변수 설명

본 연구에서 사용된 변수들을 살펴보면, 먼저 종속변수로는 개인의 월 소득 자료(만 원)에 로그를 취하여 적용하였고, 독립변수는 학력, 성별, 해당 직장에서의 경력(근속연수), 주당 평균 근무시간, 시간제 여부, 정규직 여부 및 직장 규모로 설정하였다. 10개 연도에 걸친 소득 자료를 다루는 데 있어 물가상승 등의 요인을 통제하기 위해 통계청에서 발표하는 소비자물가지수(기준연도 2010년)를 활용해 소득 금액을 보정하였다. 주요 변수인 학력은 고등학교 졸업, 전문대학 졸업, 4년제 대학교 졸업의 세 가지로 구분하였다<sup>11)</sup>. 전문대학 및 4년제 대학교 중퇴의 경우 고등학교 졸업으로, 대학원 중퇴의 경우 대학교 졸업으로 처리하였다. 근속연수는 매년 12월을 기준으로 현 직장에서의 근무 시작 월에 관한 응답 자료를 통해 계산하였다. 근무시간에 따른 구분은 시간제 근로와 전일제 근로로 하였고 근무형태에 따라 정규직과 비정규직으로 분류하였다. 직장 규모는 응답 자료를 기준으로 다섯 가지 범주로 구분하였고 직장 소재지는 수도권, 충청권, 강원권, 전라권 및 경상권의 다섯 개 권역과 제주 및 해외를 포괄하는 기타 지역으로 구분하였다. 업종은 산업분류 코드상의 대분류를 기준으로 하되 관측치 수를 고려하여 일부 산업군을 통합·조정하였다. 그 외에도 직업별 임금 편차를 통제하기 위해 직종 변수를 고려할 필요가 있으나 해당 문항에 대한 결측치가 많아 변수로 적용하지 않았다<sup>12)</sup>. 변수의 구성 및 처리 방식에 관해서는 <표 2>에 설명하였다.

- 
- 11) 9차년도부터 대학원 졸업자(석사 학위 소지자)의 임금근로가 관측되지만 해당 표본은 전체의 0.7%(46개)로 매우 적으며 이들 집단의 근속연수가 상대적으로 짧을 뿐 아니라(평균 0.96년) 석사 학위를 소지한 임금근로자의 경우 박사 과정으로 진학을 준비하는 과정에서 임시적으로 노동시장에 참여했을 가능성을 배제하기 어려워 표본에서 제외하였다.
- 12) 직종변수를 고려할 경우 표본 수가 6,613개에서 4,098개로 38%가량 소실되며 이에 따른 비용이 클 것으로 판단되어 변수로 적용하지 않았다.

〈표 2〉 변수의 구성 및 처리 방식

변수		처리방식
종속변수	ln(소득)	월평균임금, 초과근로수당 및 특별급여의 합을 연도별 소비자물가지수로 보정해 로그를 취함
독립변수	학력	고등학교 졸업(참조 집단), 전문대학 졸업, 4년제 대학교 졸업
	성별	남성=1, 여성=0
	근속연수	현 직장 근속연수(연속형 변수)
	주당 근무시간	주 평균 근무시간(연속형 변수)
	근무시간 유형	시간제=1, 전일제=0
	근무형태	정규직=1, 비정규직=0
	직장 규모	10명 미만(참조 집단), 10명 이상 49명 미만, 50명 이상 99명 미만, 100명 이상 299명 미만, 300명 이상
	직장 소재지	수도권, 충청권, 강원권, 전라권, 경상권, 제주 및 해외(참조 집단)
	업종	제조업(참조 집단), 전기·가스 및 수도사업, 건설업, 도소매 및 숙박·음식점업, 운수 및 통신업, 금융 및 보험·부동산업, 임대업, 사업서비스업, 공공행정·국방 및 사회보장 행정, 교육 서비스업, 보건 및 사회복지사업, 오락·문화 및 운동 관련 서비스업, 기타 업종

### Ⅲ. 분석 결과 및 해석

#### 1. 분석 대상의 일반적 특성

본 연구의 분석 대상인 일반계고 3학년생, 전문계고 3학년생, 보정패널 중 전문대학 졸업자 및 4년제 대학교 졸업자 집단의 일반적 특성은 <표 3>과 같다. 월평균소득은 제10차년도(2013년도) 기준으로 210.8만 원으로, 고용형태별 근로실태조사(고용노동부, 2013)의 25세 이상 29세 미만 청년층의 전체 직종 평균 월 급여 총액인 201.88만 원(2010년 기준 소비자물가지수로 보정함)과 비슷한 수준으로 나타났다. 시간의 경과에 따라 학업을 마치고 노동시장으로 진입하는 사례가 증가하며 특히 7차년도 이후 보정패널자료가 추가됨에 따라 표본

수가 지속적으로 증가하였다. 같은 맥락에서 고학력자 비중과 월평균소득도 점차 증가하는 것을 알 수 있다. 또한 3, 4차연도에 제조업의 비중이 높게 나타나는 것에 비하여 최근 조사 시점에 가까워질수록 업종의 분포가 다양해졌으며 특히 일정 수준 이상의 학력이 요구되는 금융 및 보험·부동산업, 사업서비스업 등의 비중이 높아졌음을 알 수 있다. 지역별 분포는 시점별로 어느 정도 차이를 보이나 수도권에 취업하는 경우는 대체로 40%대 중반 수준을 유지해 왔다.

〈표 3〉 분석 대상의 일반적 특성

변수		평균								
		3차	4차	5차	6차	7차	8차	9차	10차	전체
월평균소득(백만 원)		145.0	139.0	155.7	134.8	167.0	177.0	192.7	210.8	176.4
주당 근무시간		54.0	51.0	50.5	47.9	49.6	49.2	48.4	48.5	49.1
근속연수		1.5	1.4	1.5	1.4	1.8	2.1	2.6	3.9	2.4
변수		빈도(%)								
		3차	4차	5차	6차	7차	8차	9차	10차	전체
학력 <sup>1)</sup>	고졸	100.0	74.7	57.1	52.4	29.5	28.2	24.8	20.1	35.2
	전문대졸	0.0	25.3	42.9	34.1	39.6	40.0	39.2	37.4	37.3
	대학교졸	0.0	0.0	0.0	13.5	30.9	31.8	36.1	42.5	27.5
성별	남성	16.8	13.1	24.1	34.5	58.3	52.6	52.2	61.0	48.4
	여성	83.2	86.9	75.9	65.5	41.7	47.4	47.8	39.0	51.6
근무시간 유형	시간제	6.8	12.5	6.3	17.1	11.9	10.0	7.2	5.6	9.5
	전일제	93.2	87.5	93.8	82.9	88.1	90.0	92.8	94.4	90.5
근무 형태	정규직	94.4	87.8	86.9	66.2	73.7	78.3	83.4	61.6	74.9
	비정규직	5.6	12.2	13.1	33.8	26.3	21.7	16.6	38.4	25.1
직장 규모	10명 미만	34.8	47.9	55.6	55.1	45.1	46.9	42.5	19.9	41.5
	10~49명	29.2	29.0	25.0	28.6	33.8	29.7	34.0	20.6	28.8
	50~99명	36.0	23.2	19.4	16.3	20.8	23.4	23.5	10.9	19.5
	100~299명	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	13.3	2.8
	300명 이상	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	35.3	7.3
직장 소재지	수도권	50.3	44.2	45.9	42.7	42.1	46.4	46.4	47.3	45.1
	경상권	23.0	28.4	27.4	29.1	24.1	26.4	28.3	27.0	27.0
	충청권	20.5	15.5	14.9	13.2	11.1	12.0	11.6	11.4	12.4
	전라권	6.2	10.1	10.3	12.1	9.6	12.4	11.3	11.7	11.2
	강원권	0.0	1.5	1.3	2.8	1.6	1.8	1.9	2.2	1.9
	기타	0.0	0.3	0.2	0.0	0.2	0.1	0.0	0.3	0.1

〈표 3〉의 계속

변수		빈도(%)								
		3차	4차	5차	6차	7차	8차	9차	10차	전체
업종	제조업	60.9	39.0	30.4	21.8	26.3	28.8	31.1	33.6	30.3
	전기·가스 및 수도사업	0.0	0.0	0.6	0.9	0.5	0.8	0.5	0.5	0.6
	건설업	1.9	1.8	3.4	2.7	3.5	4.3	3.8	3.9	3.6
	도소매 및 숙박·음식점업	18.0	19.5	18.1	23.3	17.5	14.8	14.7	13.1	16.5
	운수 및 통신업	3.1	2.4	2.6	2.2	2.2	2.5	2.9	3.2	2.6
	금융 및 보험·부동산업	1.2	0.9	1.9	2.2	3.5	3.3	3.8	4.1	3.2
	사업서비스업	0.6	5.8	8.2	9.2	14.0	13.9	13.2	13.6	11.9
	공공행정·국방 및 사회 보장 행정	2.5	4.3	3.2	4.2	4.7	4.7	4.0	3.6	4.1
	교육 서비스업	0.6	3.4	4.7	6.9	5.3	5.4	4.9	4.5	5.0
	보건 및 사회복지사업	6.2	9.8	17.9	16.0	10.9	13.2	12.4	10.5	12.5
	오락·문화 및 운동 관련 서비스업	1.9	4.6	3.7	6.1	5.3	3.4	3.3	3.6	4.1
	임대업	0.0	0.9	0.9	0.3	0.2	0.5	0.2	0.1	0.3
	기타 업종	5.6	10.7	4.7	4.6	5.8	4.3	4.7	4.7	5.1
	관측치 수	161	328	464	742	1,169	1,105	1,228	1,394	6,591

주: 1) 중퇴 학력의 경우 이전 단계의 졸업학력을 적용하였음.

## 2. 임금함수 추정결과

최소자승법과 패널고정효과 모형,<sup>13)</sup> 그리고 하우스만 테일러 모형을 적용해 임금함수를 추정하였다(표 4). 최소자승법을 적용한 모형(첫 번째 열)에서는 전문대학 졸업과 4년제 대학교 졸업의 경우 근속연수,<sup>14)</sup> 근무시간 및 형태, 직장 규모, 직장 소재 지역, 업종 및 연도 더미를 통제했을 때 고졸 대비 각각 5.3%, 14.8% 높은 임금 수준을 누리는 것으로 나타났다.<sup>15)</sup> 근속연수의 증가에 따른

13) 패널고정효과 모형은 집단 내 변환 과정에서 시간 불변 변수가 제거되어 관심변수가 시간에 따라 불변인 경우 종속변수에 대한 영향력을 파악할 수 없지만 본 분석 자료에서는 총표본 중 20.6%가 선취업 후진학으로 인한 학력 변동 집단에 해당되어 이들에 대한 학력의 임금효과가 관측된다.

14) Mincer(1974)의 임금방정식에서는 근무 경력을 주요 통제변수로 적용하나 자료 확보상의 어려움으로 인하여 당시 연령에서 취학연령 및 연수교육기간을 뺀 값을 경력의 대리변수로 적용하는 것이 일반적이다. 본 연구에서는 근속연수를 경력의 대리변수로 활용하였다.

15) 청년기 임금의 대졸 프리미엄에 관한 2000년도 이후의 국내 연구사례(부표 1 참조)에서는 최소자승법 적용 시 고졸 대비 4년제 대학교 졸업의 임금 프리미엄이 7.13~54.1%,

임금상승효과는 약 3.6%이고, 주당 근무시간이 한 시간 증가함에 따라 임금이 0.6% 수준으로 나타남을 알 수 있다. 다른 조건이 동일할 때 시간제 근로자는 전일제 근로자에 비해 15.9% 정도 낮은 임금을 받으며 정규직 근로자는 비정규직 근로자보다 임금 수준이 14.1% 정도 높은 것으로 나타났다. 대체로 직장의 규모가 클수록 임금이 높아 종업원 수가 300명 이상인 직장은 종업원 수가 10명 미만인 직장에 비해 임금이 23.9% 높게 나타났다.

패널고정효과 모형에서는(두 번째 열) 전문대 및 4년제 대학교 졸업 학력의 임금 프리미엄이 각각 3.5%, 10.4%로 최소자승법을 적용한 경우에 비하여 통계적으로 유의하게 감소하였다. 미관측된 개체 효과를 통제함으로써 개인 특성과 학력 간 상관관계로 인한 내생성이 해소되어 학력의 임금효과에 관한 상향편의가 조정된 것으로 보인다. 그러나 학력 변동 집단에 한하여 임금효과를 관측함에 따라 해당 집단의 특수성으로 인한 (하향) 선택편의가 발생했을 가능성도 배제할 수 없다<sup>16)</sup>. 하우스만 검정의 귀무가설 기각에는 두 가지 요인이 복합적으로 작용했을 가능성이 높다.

하우스만 테일러의 도구변수 모형(세 번째 열)에서는 근무시간, 직장 소재 지역 및 연도 더미를 시간 가변 외생변수로 설정하고 개체별 평균치를 시간 불변 내생변수의 도구변수로 적용하였다.<sup>17)</sup> 그 결과 학력의 임금 프리미엄은 고졸 학력 대비 전문대 졸업의 경우 3.5%, 4년제 대학교 졸업의 경우 12.1%로 최소자승법을 적용한 추정치에 비해 각각 34%, 18.2% 감소하였다. 근속연수와 전

해크만 2단계 추정법 적용 시 7.13~11.65%의 분포를 보인다. 연구사례별로 통제변수의 범위가 다르며 본 연구에서는 시간 고정효과를 추가로 통제하였음을 고려하면 최소자승법 적용 모형의 추정결과는 선행연구의 결과와 크게 다르지 않은 것으로 보인다.

- 16) 선취업 후진학 청년 임금근로자인 경우 고등학교 졸업 이후 고등학교 졸업 이후 임금근로자로서의 노동시장 참여를 거치지 않고 대학(4년제 대학교 또는 전문대학)에 진학해 이후 상위 학력으로 노동시장에 최초 진입한 표본과 다른 속성을 가질 수 있다.
- 17) 임금함수 추정결과 근무시간 변수의 추정치는 방법론에 무관하게 동일한 것으로 나타나 (표 4 참조) 내생성으로 인한 편의를 갖지 않는 외생변수를 시사한다. 직장 소재지 및 연도 더미변수의 경우 그 의미상 미관측된 개체의 특성과 상관관계를 갖는다고 보기 어렵다. 따라서 이들 변수를 외생변수로 지정한 뒤 Garcia-Mainar and Montuenga-Gomez (2005)의 방식을 따라 하우스만 테일러 방식과 패널고정효과 방식으로 각각 모형을 추정해 하우스만 검정한 결과 통계량( $\chi^2$ )의 값은 17.6으로 패널고정효과 모형의 추정치와 하우스만 테일러 모형의 추정치 간 체계적인 차이가 존재하지 않는다는 귀무가설 기각에 실패하였다(p-value: 0.994). 이는 시간 가변 외생변수의 선정이 적합하게 이루어졌음을 시사한다.

일제 및 정규직 근무의 임금효과는 각각 1.6%, 10.9%, 8.2%이다. 이들 변수의 추정치 모두 최소자승법 적용 시에 비해 감소하여 개인의 미관측된 특성이 학력 뿐 아니라 근속연수, 전일제 및 정규직 근로와도 양(+)의 상관관계를 가짐을 의미한다. 직장 규모에 따른 임금효과도 최소자승법 및 패널임의효과 모형의 추정치에 비하여 대체로 감소했다. 즉 학력이 높은 경우, 근속연수가 긴 경우, 정규직 근로자인 경우, 그리고 근무하는 직장의 규모가 큰 경우 해당 개인은 그렇지 않은 경우에 비하여 상대적으로 높은 임금을 받으며 이들의 임금 프리미엄은 근로의 특성, 자격 등 가시적 조건 자체에 의해서 상당 부분 설명된다. 그러나 한편으로는 본인의 성향 및 능력 자체로 인해 상대적으로 높은 임금을 받을 가능성이 큰 개인(예를 들어, 성취동기가 강하거나 업무 능력이 뛰어난 경우)일수록 고학력, 긴 근속연수, 전일제 및 정규직 근로 등의 요건에 해당할 확률이 높으므로 이들의 임금 프리미엄은 일부 개인의 관측되지 않은 특성에 기인한 것이기도 하다. 한편 근무시간이 임금에 미치는 영향은 내생성의 통제 여부에 따른 차이를 보이지 않아 근무시간의 분포는 개인의 능력 등 고유한 특성과는 체계적인 상관관계를 갖는다고 보기 어렵다.

본 연구에서 내생성의 제거를 시도했을 때 학력의 임금 프리미엄이 감소하는 것으로 분석되었으나 관련 선행연구 중에는 내생성을 통제함에 따라 보다 높은 임금 프리미엄이 관측되는 사례가 드물지 않으며 측정오차, 응답편의, 출판편의(publication bias) 및 학력 정도에 따른 교육의 한계수익률의 이질성 등이 그 원인으로 지적되었다(Card, 2001; 이시균, 2006). 따라서 본 연구에서도 이와 같은 오류가 존재한다면 내생성의 해결 이후에도 대졸 임금 프리미엄이 여전히 상향편의를 가질 수 있으므로 해당 오류의 가능성을 점검할 필요가 있다. 본 연구에서 적용한 패널자료에서는 학력 변수를 교육연수가 아닌 최종 졸업학력(고등학교 졸업, 4년제 대학교 졸업 등)으로 응답하게 되어 있어 응답자의 주관에 따른 응답편의(학력 수준의 부풀림 등)를 제외한다면 측정오차 및 응답편의는 크게 우려할 정도는 아닌 것으로 판단된다. 또한 여러 시점에 걸친 응답을 관측해 학력 변수의 응답이 비일관적인 경우(예를 들어, 전년도에 4년제 대학교 졸업으로 응답했다가 차년도에 전문대 졸업으로 응답한 경우)는 코딩 오류 또는 응답자의 인위적 응답편의로 간주해 표본에서 제거한 바 있다. 학력효과

의 이질성 문제는 준실험 기반의 도구변수 추정법을 적용하는 경우 종종 발생할 수 있으나, 모형 내의 시간 가변 외생변수의 평균치를 도구변수로 활용하는 하우스만 테일러의 도구변수 모형에서는 학력의 이질성은 큰 문제가 될 것으로 생각되지 않는다. 이러한 점을 토대로 볼 때 하우스만 테일러 모형으로 추정된 대졸 임금 프리미엄이 상향편의를 가질 가능성은 낮다고 판단된다.

내생성의 통제시 학력의 임금 프리미엄 추정치가 감소한다는 것은 근무 환경에서 대졸자와 고졸자 간 관측된 임금 격차 중 인적자본의 축적으로 인한 노동시장에서의 보상 및 신호효과 외에 학력 집단 간 능력 및 성취동기 등의 내재된 차이가 존재함을 의미한다. 본 연구에서는 대학 진학을 통해 기대할 수 있는 청년 임금근로자의 순수 임금상승효과는 고졸과 대졸 학력 간 평균 임금 격차의 81.8%를 설명하는 것으로 나타났다. 즉 대졸 청년이 고교 졸업 이하 학력의 청년에 비해 노동시장에서 높은 보상을 받기는 하지만 이는 대학 졸업 그 자체만

〈표 4〉 임금함수의 추정결과

	최소자승법	패널고정효과 모형	하우스만 테일러 도구변수 모형
상수항	4.226***(0.040)	4.348***(0.045)	4.295***(0.043)
전문대학 졸업	0.053***(0.009)	0.035 (0.018)	0.035* (0.017)
4년제 대학교 졸업	0.148***(0.011)	0.104***(0.021)	0.121***(0.018)
성별(남성=1)	0.103***(0.009)	-	0.097***(0.013)
근속연수	0.036***(0.002)	0.014***(0.003)	0.016***(0.003)
주당 근무시간	0.006***(0.000)	0.006***(0.000)	0.006***(0.000)
시간제 근로	-0.159***(0.014)	-0.108***(0.015)	-0.109***(0.015)
정규직	0.141***(0.010)	0.082***(0.010)	0.082***(0.010)
직장 규모 10~49명	0.122***(0.009)	0.098***(0.011)	0.098***(0.011)
직장 규모 50~99명	0.187***(0.011)	0.119***(0.014)	0.119***(0.014)
직장 규모 100~299명	0.106***(0.025)	0.110***(0.027)	0.110***(0.027)
직장 규모 300명 이상	0.239***(0.019)	0.158***(0.022)	0.158***(0.022)
직장 소재지 통제 여부 <sup>1)</sup>	o	o	o
업종 통제 여부 <sup>2)</sup>	o	o	o
연도 더미 통제 여부 <sup>3)</sup>	o	o	o
조정된 R결정계수	0.533	0.598	
Wald 통계량( $\chi^2$ )	-	-	12194.75
관측치 수	6,591	6,591	6,591

주: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%에서 통계적으로 유의함.

1), 2), 3) 직장 소재 지역, 업종 및 연도 더미별 추정계수는 지면 관계로 생략함.

으로 인한 것이라고 볼 수 없으며 개인의 능력 및 성취동기 등이 보상 정도에 중요한 영향을 미친다고 볼 수 있다. 대졸 청년 인력의 초과 공급이 지속되는 한 학력 자체에 따른 임금 변별력은 크게 증가하지 않을 것으로 예상되며 동일 학력 집단 내에서의 차별화 요인이 요구될 것이다. 근본적으로는 학력 집단 간 노동시장에서의 수요-공급 불일치의 해소가 필요하며, 이를 위해서 고졸 노동시장의 질적 개선과 특화를 통한 개인별 적성에 따른 진학 및 취업의 선택이 노동시장에서 합당한 보상으로 이어지도록 하는 정책적 뒷받침이 요구된다.

### 3. 선취업 후진학 집단의 대졸 임금 프리미엄

학업을 마친 후 노동시장에 최초 진입한 청년 임금근로자와 선취업 후진학에 해당하는 청년 임금근로자 간 학력의 임금효과에 차이가 존재하는지 확인하기 위해 전체 표본을 학력 불변 집단과 학력 변동 집단으로 구분해 하우스만 테일러의 도구변수 모형으로 임금함수를 추정하였다(표 5). 전문대학 졸업의 고졸 대비 임금 프리미엄은 통계적으로 유의하지 않았지만 4년제 대학교 졸업의 임금 프리미엄은 학력 불변 집단에서 더 큰 것으로 나타났다. 이는 선취업 후진학의 경우 대학 교육의 이수가 인적자본의 축적에 기여하는 정도, 또는 시장에서의 보상 수준이 상대적으로 낮음을 시사한다. 그 원인으로는 고등학교 졸업 이후 학업이 연속적으로 이루어지지 않아 학습에 어려움을 겪을 수 있다는 점, 이들이 시장에서 낮은 임금 프리미엄을 받는 대학(노동자의 능력을 암시하는 신호효과가 약한 대학)으로 주로 진학했을 가능성 등을 들 수 있다. 또한 산업체위탁교육, 재직자특별전형, 사내대학 등의 형태로 대학 교육을 이수한 경우 근로와 학업의 병행에 따른 학습 시간의 부족뿐 아니라 학생 간 기초학력 수준 및 연령 등의 편차가 큼에 따라 맞춤형 커리큘럼을 제공받기 어렵고 일반전형을 통해 졸업한 학생들에 비하여 역량이 낮다는 편견으로 인해 학위 취득에 따른 보상에 있어 불이익을 겪을 수 있다(김기홍 외, 2014). 선취업 후진학 제도의 안착을 위해서는 직무와 학업의 연계를 강화하고 커리큘럼의 질을 향상시키기 위한 지원 및 교육 과정의 평가 체계를 개선하는 등 해당 교육과정의 경쟁력을 높이기 위한 노력이 필요할 것이다.

〈표 5〉 학력 변동 여부에 따른 집단별 임금함수의 추정결과

	하우스만 테일러 모형 : 학력 불변 집단	하우스만 테일러 모형 : 학력 변동 집단
상수항	4.365***(0.047)	4.236***(0.128)
전문대 졸업	0.027 (0.032)	0.018 (0.028)
4년제 대학교 졸업	0.117***(0.025)	0.082* (0.035)
성별(남성=1)	0.116***(0.015)	0.050 (0.029)
근속연수	0.017***(0.003)	0.018* (0.008)
근무시간	0.004***(0.000)	0.009***(0.001)
시간제근로	-0.069***(0.016)	-0.166***(0.035)
정규직	0.073***(0.010)	0.108***(0.024)
직장 규모 10~49명	0.075***(0.012)	0.146***(0.027)
직장 규모 50~99명	0.103***(0.015)	0.152***(0.034)
직장 규모 100~299명	0.086** (0.029)	0.147* (0.065)
직장 규모 300명 이상	0.137***(0.023)	0.191***(0.053)
직장 소재지 통제 여부 <sup>1)</sup>	0	0
업종 통제 여부 <sup>2)</sup>	0	0
연도 더미 통제 여부 <sup>3)</sup>	0	0
조정된 R결정계수	0.447	0.260
Wald 통계량( $\chi^2$ )	10116.27	2845.79
관측치 수	5,107	1,484

주: \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% 에서 통계적으로 유의함.

1), 2), 3) 직장 소재 지역, 업종 및 연도 더미별 추정계수는 지면 관계로 생략함.

#### IV. 요약 및 결론

본 연구에서는 한국교육고용패널조사의 자료(제1차~제10차년도)를 활용하여 대학 졸업자의 사회 초년기 임금 프리미엄을 분석하였다. 최소자승법을 사용해 임금함수를 추정한 경우 대졸과 고졸 학력의 임금 격차가 14.8%로 나타났다. 일자리 유형, 근무시간 등의 요인 및 시간 고정효과 등을 추가로 통제하였음을 고려하면 선행연구의 결과와 크게 다르지 않았다. 그러나 내생성을 해결하기 위해 하우스만 테일러의 도구변수 모형을 적용한 결과 대졸의 임금 프리미엄은 12.1% 수준으로 감소한다. 대학교육으로 인한 인적자본의 축적에 따른 보상 및 신호효과는 대졸-고졸 간 임금격차의 81.8%를 설명하여 통상 알려

진 것보다는 대학 교육의 임금효과가 18.2%가량 낮은 것으로 나타났다. 한편 관측 기간 동안 학력이 변동한 청년 임금근로자는 그렇지 않은 임금근로자에 비해 낮은 수준의 대졸 임금 프리미엄을 누리는 것으로 분석되어 선취업 후진학의 경우 대학 교육의 이수가 인적자본의 축적에 기여하는 정도, 또는 시장에서의 보상 수준이 상대적으로 낮음을 시사한다.

교육의 임금 프리미엄 추정에 있어서는 개인의 미관측 이질성에 따른 내생성 문제를 어떻게 해결하는지가 주요 쟁점이 되어왔으며, 대안으로 도구변수 추정법이 주로 활용되어 왔으나, 이는 계량경제학적 관점에서의 합리성에도 불구하고 실제 적용에 있어 이상적인 도구변수의 선정 및 추정결과의 일반화된 적용이 어렵다는 제약을 갖는다. 본 연구는 내생성의 해결을 위해 하우스만 테일러의 도구변수 모형을 적용해 임금방정식을 추정하고, 내생성 여부에 따른 대졸 임금 프리미엄 추정치를 비교하여 가시적으로 드러난 학력 집단 간 임금 수준 격차 중 대학 교육을 통해 발생하는 순수 임금상승효과가 어느 정도 비중을 차지하는지 보여준다.

하우스만 테일러 도구변수 방식은 관측치의 손실 없이 시간 불변 내생변수의 불변추정량을 구할 수 있게 한다는 장점을 갖지만, 시간에 따라 불변인 미관측 개체효과와 설명변수 간 상관관계뿐 아니라 시간에 따라 변동하는 미관측 개체효과가 존재할 경우(예를 들어, 교육 이수 또는 근속연수 증가에 따른 개인의 업무능력 향상), 이에 따른 추정치의 편의를 제거하는 데는 한계가 있다는 점을 염두에 둘 필요가 있다. 또한 도구변수 선정 과정에서 모형 내 시간 가변 변수 중 어느 것을 외생변수로 선정하는지에 따라 추정치의 값이 달라질 수 있다. 앞에서 제시한 바와 같이 패널고정효과 방식을 적용한 추정치와의 통계적 비교를 통해 외생변수 선정의 적합성을 판단할 수 있으나, 적합한 것으로 판정된 도구변수의 대안이 여럿인 경우 변수 및 자료의 속성, 관련 이론 및 선행 연구 결과 등을 종합적으로 고려해 최선의 도구변수를 선정해야 할 것이다.

본 연구에서는 선취업 후진학에 해당하는 청년 임금근로자와 학업을 마친 후 노동시장에 최초 진입한 청년 임금근로자의 대졸 임금 프리미엄을 비교했는데 2009년 선취업 후진학 제도가 도입된 이후 관련 교육 과정이 신설된 사례가 많아 노동시장에서의 보상 측면에서 제도의 성과를 진단하기 위해서는 보다 장기

적으로 이들 집단의 임금 변화를 관찰할 필요가 있다. 이와 더불어 진학 이전과 졸업 이후의 종사 업종 변동 여부, 업종과 전공 간 유사도 등을 추가로 통제함으로써 직무와 학업 연계 정도가 대출 임금 프리미엄에 어떠한 영향을 미치는지 파악할 수 있을 것이다.

한편 교육의 임금효과의 관측 대상이 임금근로자 집단으로 한정되는데 우리나라 청년층의 미취업률이 40% 이상 차지함을 고려한다면 모집단의 상당 부분이 절단되었음(truncated)을 짐작할 수 있다. 또한 경기침체로 인하여 청년층 노동시장에 초과공급이 지속되는 상황에서는 취업자 집단과 미취업 집단 간 능력 등 체계적인 차이가 존재할 것으로 예상된다. 따라서 청년층의 대학 졸업에 따른 노동시장에서의 보상을 정확히 파악하기 위해서는 취업 여부에 따른 표본 선택편의를 고려할 필요가 있다고 판단된다.

## 참고문헌

- 고은미(2011). 「Changes in Wage Differentials among College Graduates in South Korea, 1999~2008」. 『노동경제논집』 34 (1) : 103~138.
- 김강호(2009). 「학력과 직업훈련 참여가 임금에 미치는 효과」. 『농업교육과 인적자원개발』 41 (3) : 123~151.
- 김민성·김봉근·하태욱(2009). 「한국의 세대간 소득탄력성」. 『국제경제연구』 15 (2) : 87~102.
- 김기홍·변숙영·최동선·허영준·김영숙(2014). 『고졸 취업자 후진학 계속교육 실태분석 및 내실화 방안』. 한국직업능력개발원.
- 백일우·임정준(2008). 「도구변수를 이용한 여성 고등교육의 투자수익률 분석」. 『교육행정학연구』 26 (3) : 75~94.
- 이병희(2002). 『학교로부터 노동시장으로 이행실태와 정책과제』. 한국노동연구원.
- 이병희·김주섭·안주엽·정진호·남기곤·류장수·장수명·최강식(2005). 『교육과 노동시장연구』. 한국노동연구원.
- 이시균(2006). 「패널자료를 이용한 학력의 임금효과 추정」. 『노동리뷰』 18 (6) :

33~42.

이주호 · 정혁 · 홍성창(2014). 「한국은 인적자본 일등 국가인가? 교육거품의 형성과 노동시장 분석」. 『KDI Focus』 46.

양정승(2012). 「한국의 세대 간 소득이동성 추정」. 『노동경제논집』 35(2): 79~115.

현은주(2013). 「한국의 세대 내 소득불평등도의 구조: 세대 간 소득이동성 연계」. 서울대학교 경제학 석사학위논문.

Ammermueller, A., Kuckulenz, A. and T. Zwick(2009). “Aggregate Unemployment Decreases Individual Returns to Education” *Economics of Education Review* 28 (2) : 217~226.

Angrist, J. D. and A. B. Krueger(1991). “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?” *The Quarterly Journal of Economics* 106 (4) : 979~1014.

Becker, G. S.(1964). “Human Capital.” Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research. NewYork..

Carneiro, P. and J. Heckman(2002). “The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling.” *Economic Journal* 112 (482) : 705~734.

Card, D.(1993). “Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling.” (No. w4483) National Bureau of Economic Research.

\_\_\_\_\_(1999). “The Causal Effect of Education on Earnings.” *Handbook of Labor Economics* 3 : 1801~1863.

\_\_\_\_\_(2001). “Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems.” *Econometrica* 69 (5) : 1127~1160.

Fisher, R. A.(1925). “Statistical Methods for Research Workers.” Genesis Publishing Pvt Ltd.

Garcia-Mainar, I. and V. M. Montuenga-Gomez(2005). “Education Returns of Wage Earners and Self-employed Workers: Portugal vs. Spain.” *Economics*

- of Education Review* 24 (2) : 161~170.
- Groot, W. and H. M. Van den Brink(2000). "Overeducation in the Labor Market: A Meta-Analysis." *Economics of Education Review* 19 (2) : 149~158.
- Harmon, C. and I. Walker(1995). "Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom." *The American Economic Review* 85 (5) : 1278~1286.
- Hausman, J. A. and W. E. Taylor(1981). "Panel Data and Unobservable Individual Effects." *Econometrica, Journal of the Econometric Society* 49 (6) : 1377~1398.
- Heckman, J. J. and X. Li(2004). "Selection Bias, Comparative advantage and Heterogeneous Returns to Education: Evidence from China in 2000." *Pacific Economic Review* 9 (3) : 155~171.
- Kane, T. J. and C. E. Rouse(1993). "Labor market returns to two-and four-year colleges: is a credit a credit and do degrees matter?" (No. w4268) National Bureau of Economic Research.
- Mincer, J.(1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. Human Behavior and Social Institutions, No. 2.
- Schultz, T. W.(1961). "Investment in Human Capital." *The American Economic Review* 51 (1) : 1~17.
- Solon, G.(1992). "Intergenerational Income Mobility in the United States." *The American Economic Review* 82 (3) : 393~408.
- Spence, A. M.(1973). "Job Market Signaling." *Quarterly Journal of Economics* 87 : 355~374.
- Trostel, P., Walker, I. and P. Woolley(2002). "Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries." *Labour economics* 9 (1) : 1~16.

〈부표 1〉 청년기 임금의 대졸 프리미엄에 관한 2000년대 이후의 국내 연구 결과

	이병희(2002)	백일우·임정준(2008)				고은미(2011)			
대졸 임금 프리미엄 추정치 <sup>1)</sup>	28.1%	9.65~ 11.65%	8.93~ 11.65%	7.13~ 10.98%	7.13~ 10.85%	20.5~ 25.1%	14.6~ 27.0%	18.0~ 41.7%	25.2~ 54.1%
관측시점	2000	2006				1999	2002	2005	2008
관측치 수	1,416	2,741				342	322	320	316
자료	34세 미만	18세 이상 37세 미만				26세 이상 29세 미만			
자료	한국노동패널	청년패널				한국노동패널			
모형	최소자승법	최소 자승법	해크만 2단계 모형	최소 자승법	해크만 2단계 모형	최소자승법			
통제변수	대학 유형, 학교 재학 여부, 경력, 성별, 근속연수	학교 급별 더미, 경력		학교급별 더미, 경력, 혼인 여부, 서울 거주 여부, 정규직 여부, 전문직 여부, 대기업 근무 여부		고졸 이하 더미, 전문대졸 더미, 10위권 이내 대학 졸업, 10위권 이하 대학 졸업, 성별			

주 : 1) 백일우, 임정준(2008)의 연도별 대졸 임금 프리미엄의 추정치의 상한과 하한은 각각 여성과 남성 집단의 추정치이며(여성의 대졸 임금 프리미엄이 보다 큰 것으로 추정됨), 고은미(2011)의 연도별 대졸 임금 프리미엄의 추정치의 상한과 하한은 각각 10위권 이내 대학 졸업과 10위권 이하 대학 졸업의 로그임금에 대한 편회귀계수임.

abstract

---

## The College Wage Premium among the Korean Youth

Yi Yoojin · Kim Euijune

This study analyzes the college wage premium among the Korean youth. The wage premium is estimated using Korean Education and Employment Panel data from 2004 to 2013. The result of OLS estimation shows the wage premium for 4-year university graduates is 14.8%, consistent to the findings from previous studies. However, the wage premium decreases to 12.1% by applying the efficient generalized instrument variables proposed by Hausman and Taylor to relax endogeneity issue. The accumulation of human capital and signal effect account for only 81.8% of the difference between college graduates and high school graduates, and the return to college education is 18.2% lower than the generally known level. In addition, the return to college education is lower among youth with work experiences before entering college, implying they might be penalized in terms of human capital accumulation and signal effect of college education.

Keywords : wage premium for college-graduates, efficient generalized instrument variables, endogeneity