creative commons

COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

경제학 석사학위 논문

평생소득을 고려한 교육투자수익률

2020 년 8 월

서울대학교 대학원

경제학부

민 서 홍

국문초록

본 논문은 교육투자수익률을 추정함에 있어 종속변수에서 나타나는 측정오차를 고려하였다. 생애주기 소득경로가 개인의 교육수준에 따라서 상이하게 나타나는 경우, 현재소득을 분석에 사용하면 소득이 관측되는 생애주기 단계에 따라 편의가 발생할 수 있다. 이에 개인의 교육수준이 평생소득에 미치는 영향을 검토함으로써 보다 진정한 교육투자수익률을 도출하기 위해 노력했다.

구체적으로 평생소득을 고려한 교육의 투자수익률을 추정하기 위해 생애주기에 걸쳐 현재소득과 평생소득이 일치하는 연령으로 정규화하여 분석했다. 그 결과 Mincer의 임금함수를 사용한 경우와 비교할 때 크고 안정적인 추정계수가 도출되었다. 따라서 Mincer의 방식을 이용한 선행 연구에서 교육투자수익률에 대한 과소추정이 이루어졌을 가능성을 확인했다.

다만, 본 논문에서 사용한 방법론은 정규화의 기준연령에 따라 그 결과가 달라진다. 그리고 가(假) 패널자료(pseudo-panel data)를 통해 분석한 결과, 남녀 간 기준연령이 상이하게 나타난다. 따라서 생애주기 소득경로에 대한 지속적인 연구가 병행되어야 할 것이다.

주 요 어 : 교육투자수익률, 측정오차, 생애주기 소득경로, 평생소득
학　　번 : 2017-20729

목 차

제 1 장 서 론 1
제 1 절 연구 배경 1
제 2 절 선행 연구의 검토 2

제 2 장 평생소득의 고려 4
제 1 절 평생소득에 대한 검토의 필요성 4
제 2 절 측정오차의 문제 5

제 3 장 자료 및 분석방법 7
제 1 절 자료의 구성 7
제 2 절 모형설정 및 분석방법 7

제 4 장 실증분석 결과 10
제 1 절 연도별 교육투자수익률의 추세 10
제 2 절 코호트별 교육투자수익률 12
제 3 절 생애주기를 고려한 항상소득의 도출 및 활용 15

제 5 장 결론 19

참고문헌 21

부록 23

Abstract 29

표 목 차

[표 4.1] 남성 및 여성의 연도별 교육투자수익률 추세 10

[표 4.2] 남성의 연도-코호트 추정량 12

[표 4.3] 여성의 연도-코호트 추정량 14

[부표 1] 남성의 연도별 교육투자수익률 23

[부표 2] 여성의 연도별 교육투자수익률 26

그 림 목 차

[그림 2.1] 연간 근로소득과 항상소득 4

[그림 4.1] 남성 및 여성의 연도별 교육투자수익률 추세..... 11

[그림 4.2] 남성의 연도-코호트 추정량..... 13

[그림 4.3] 여성의 연도-코호트 추정량..... 14

[그림 4.4] 생애주기 소득경로의 가(假) 패널..... 16

[그림 4.5] 생애주기 소득경로 : 단순 평균..... 17

[그림 4.6] 생애주기 소득경로 : 절편 조정..... 17

제 1 장 서 론

제 1 절 연구 배경

인적자본은 개인 차원에서 소득증가의 요소임과 동시에 거시경제의 성장동력으로 작용한다. 이러한 인적자본의 형성은 주로 교육을 통해서 이루어지며, 합리적 개인은 비용과 편익을 고려하여 최적의 교육수준을 선택한다. 교육에는 상당한 시간과 금전적 비용이 소요되는데, 예를들어 입시를 위해 공교육 및 사교육비가 지출되고, 대학교육의 경우 등록금과 20대의 절반에 가까운 시기가 투입된다. 그럼에도 불구하고 우리나라는 높은 교육열로 1990년 23.6% 수준에 불과하던 고등교육기관 취학률이 2019년에는 67.8%로 증가하였으며, 총사교육비는 약 21조원에 달하는 것으로 조사되었다.[1] 국가차원에서도 법정의무교육을 제정하고, 교육과정 개편 등을 통해서 교육방향을 설정하고 있다. 또한, 사교육시장 과열로 인하여 사회적 비용이 발생하면 적절한 규제를 통해 개입하고, 구직자와 근로자에게 직업훈련을 지원하고 있다.

이처럼 개인적·사회적 차원에서 교육에 적극적인 투자가 나타나는 이유는 비용을 상회하는 편익이 기대되기 때문이다. 따라서 내부수익률법이나 Mincer(1974)의 임금함수 등을 활용하여 교육의 투자수익률을 검토하는 연구가 이루어져 왔다. 특히, Mincer의 방식은 교육 외 임금에 영향을 미치는 기타 변수에 대한 통제가 가능하기 때문에 자주 사용된다. 그렇지만 누락변수(omitted variable)가 존재하거나, 개인의 교육수준이 외생적으로 결정되지 않는 내생변수(endogenous variable)인 경우 최소자승법(Ordinary Least Squares)으로 도출한 추정계수에 편의(bias)가 발생하는 문제가 있다. 이에 관측하기 불가능한 개인의 능력을 통제하기 위해 대리변수(proxy variable)를 설정하거나, 내생성 문제를 고려하여 도구변수(instrumental variable)를 이용하는 등의 방법을 통해서 교육투자수익률의 추정에 나타날 수 있는 측정오차(measurement error)의 문제를 해결하기 위한 노력이 이루어져 왔다.

그러나 교육투자수익률은 장기적 관점에서 접근이 필요한 주제이다. 즉, 개인의 인적자본에 대한 투자가 생애주기에 걸쳐 변동하는 현재소득(current income)에 미치는 영향이 아닌 평생소득(lifetime income)의

[1] 출처 : 한국교육개발원 교육통계분석자료집, 통계청

수준에 미치는 효과를 분석할 때 진정한 교육의 투자수익률을 추정할 수 있을 것이다. 이를 통해 교육이 개인의 효용수준에 미치는 영향을 보다 엄밀하게 연구할 수 있을 것이며, 사회적 차원에서도 교육정책에 있어서 효율적 자원배분을 달성하는 결정에 도움이 될 것이다.

따라서 본 논문은 기존의 선행연구에서 상대적으로 관심이 부족했던 종속변수에서 나타나는 측정오차의 문제에 집중하여 평생소득을 고려한 교육투자수익률을 추정하고자 노력하였다. 이를 위해 한국노동연구원의 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study;이하 KLIPS) 자료에서 1998년부터 2018년까지 나타나는 교육투자수익률의 동태적 변화를 분석하였다. 또한, Mincer의 임금함수를 사용한 분석도 병행하여 평생소득을 고려하는 경우와 비교할 때 생애주기 단계에 따라 발생할 수 있는 과대추정 및 과소추정의 가능성을 검토한다.

제 2 절 선행 연구의 검토

Mincer의 임금함수를 통해 교육투자수익률을 도출하는 연구는 주로 추정과정에서 발생하는 내생성 문제를 해결하기 위한 노력이 이뤄져왔다. Ashenfelter and Krueger(1994), Ashenfelter and Rouse(1998) 등은 일란성 쌍둥이를 통해 개인의 선천적인 능력을 통제하였다. 이러한 연구 방법은 개인의 고정효과를 제거하여 편의를 줄일 수 있다는 장점과 함께, 일란성 쌍둥이 자료구성이 어렵다는 한계가 있다. 따라서 관찰 불가능한 개인의 능력에 대해서 대리변수를 도입하거나, 적절한 도구변수를 활용하는 연구가 수행되어 왔다.

최강식(2002)은 KLIPS 1차년도(1998)와 2차년도(1999) 자료를 통해 Mincer의 임금함수로 남성과 여성의 교육투자수익률을 추정하였다. 근로자의 부모 및 배우자의 학력수준 변수를 포함하여 분석한 결과 남녀 교육투자수익률은 각각 6~7% 및 6~8%로 큰 차이를 갖지 않는 것으로 나타났다.

금재호(2004)는 노동시장의 남녀 차별대우를 나타내는 대리변수로 직종별 남녀 근로자의 비율을 사용하여 교육의 투자수익률을 추정하였다. Mincer의 임금함수를 통해 KLIPS 3차년도 자료를 분석한 결과 여성의 교육투자수익률이 남성보다 낮게 나타남을 보였다.

김홍균 · 문용호(2006)는 경제활동인구부가조사를 이용하여 부모 및 부인의 교육수준을 능력에 대한 대리변수로 설정하고 교육투자수익률을

분석한다. 연구결과에 따르면 부모 및 부인의 교육수준이 포함됨에 따라 교육의 투자수익률이 44~60% 감소하는 것으로 나타나, 개인의 능력이 적절하게 통제되지 않는 경우 과대추정이 이루어질 수 있음을 보였다.

한성신 · 조인숙(2007)은 KLIPS의 4차년도에 조사된 대학입학시험 성적변수를 부모의 학력정보와 함께 능력의 대리변수로 사용하여 교육의 투자수익률을 추정하였다. 분석결과 남녀의 교육투자수익률에 큰 차이가 없다는 결론을 도출하였다.

김홍균 · 박승준(2016)은 동일한 교육수준이더라도 개인별로 교육의 투자수익률에 이질성이 존재할 수 있음을 고려하여 OLS와 분위별 회귀(Quantile Regression)를 사용하여 추정하였다. 2007년과 2014년 경제활동인구 부가조사를 통해 추정한 결과 임금분위가 높아질수록 교육투자수익률이 증가하였고, 분위별 체증정도는 여자가 남자보다 높은 것으로 나타났다.

도구변수를 통해 교육의 투자수익률을 분석한 연구에는 출생분기와 교육관련법률을 사용한 Angrist and Kreuger(1991) 및 Acemoglu and Angrist(2000) 등과 대학의 접근성을 활용한 Card(1995) 등의 연구가 있다. 한편, Carneiro and Lee(2011)은 대학등록에서 출신지역 구성을 이용하여 대학의 프리미엄 변화를 검토한다.

백일우 · 임정준(2008)은 배우자와 아버지 학력을 도구변수로 활용하여 2SLS(two stage least square) 추정법으로 교육투자수익률을 분석 하였다. 2005년 KLIPS로 분석한 결과 IV추정량은 OLS보다 높은 교육 투자수익률이 나타나, 기존의 OLS추정에 과소평가가 이루어지고 있음을 보였다.

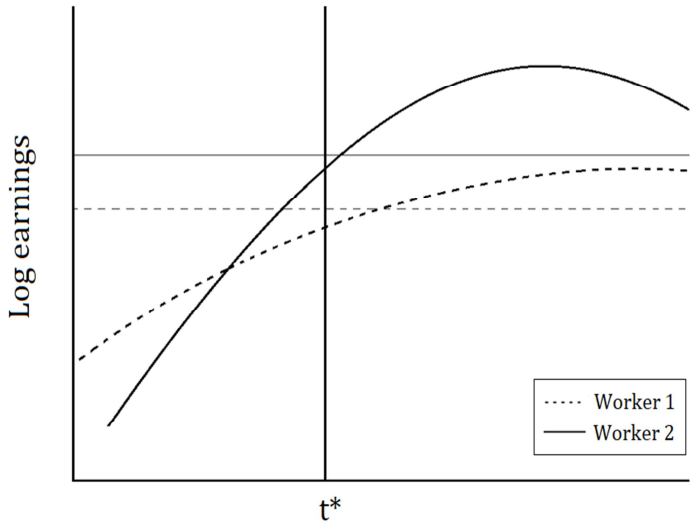
제 2 장 평생소득의 고려

제 1 절 평생소득에 대한 검토의 필요성

진정한 교육투자수익률을 추정함에 있어서 소득변수는 장기적 관점에서 검토되어야 할 필요가 있다. 생애주기에 걸친 평생소득으로 평가한 추정량이 개인의 효용수준에 미치는 영향뿐만 아니라, 교육투자에 대한 사회후생을 평가하는데 보다 적합하기 때문이다. 이처럼 장기적 주제를 다루는 여러 연구들은 현재소득을 평생소득의 대리변수로 사용함에 따라 나타날 수 있는 문제를 고려하고 있다(e.g., Modigliani and Brumberg, 1954; Friedman, 1957).

평생소득을 대신하여 현재소득을 사용하는 경우 측정오차의 문제가 나타나게 된다(Haider and Solon, 2006). 그럼에도 교육의 투자수익률에 관한 선행연구는 이러한 문제에 대해 상대적으로 관심이 부족했다. 여러 연구에서 현재소득과 평생소득의 차이를 과소평가하거나 무시하고, 단지 연령 및 연령의 자승을 통제하여 개인의 오목한 소득경로를 고려하는데 머물고 있다. 그러나 이런 방법은 서로 다른 교육수준을 갖는 개인에게 이질적 소득경로가 나타나는 경우 측정오차의 문제에서 자유롭지 못하다. 즉, 어떤 생애주기 단계에서 관측된 소득을 사용하는지에 따라 교육투자 수익률이 과소 또는 과대평가되는 편의가 나타나게 된다.

[그림 2.1] 연간 근로소득과 항상소득



[그림 2.1]에서 급격한 소득 증가를 보이는 근로자2가 근로자1보다 고학력이라고 가정한다. 교육수준에 따라서 개인의 생애주기 소득경로가 상이하게 나타난다면, 소득증가율과 소득수준이 높은 사람을 고학력으로 보는 것이 현실과 부합할 것이다. 오목한 선은 개인의 생애주기에 걸친 연간 근로소득(현재소득)을 나타내며, 수평선은 현재가치로 평가한 항상소득(평생소득)을 의미한다.

근로자 사이에 평생소득의 차이는 수평선 사이의 수직거리와 같으며, 이러한 평생소득을 사용한 분석이 진정한 교육투자수익률의 추정에 적합하다. 반면에 두 근로자에게 관측되는 현재소득의 차이는 t^*에서만 평생소득의 차이와 일치할 뿐, 대부분의 기간동안 상이한 값을 갖는다. 생애주기 초기($t < t^*$)에 관측되는 소득을 이용하면 교육투자수익률이 과소평가될 것이고, 생애주기 중후반($t > t^*$)에서 나타나는 현재소득을 사용하는 경우 과대평가가 나타날 것이다. 다음 절에서는 추정에서 발생하는 측정오차를 수식을 통해 검토한다.

제 2 절 측정오차의 문제

Haider and Solon(2006)에 따르면 관측하기 어려운 평생소득의 대리변수로 현재소득을 사용하는 경우 추정에 문제를 초래하는 변수오차편의(errors-in-variables biases)가 나타나게 된다. 이하에서는 연구목적에 따라 종속변수 또는 설명변수에 평생소득을 대신하여 현재소득을 설정하는 경우 나타날 수 있는 측정오차의 문제에 대해 검토한다. 먼저

추정하고자 하는 회귀모형은 다음과 같다.

(1) $y_i = \beta' X_i + \varepsilon_i$

오차항인 ε_i는 X_i와 상관관계가 없다고 가정한다. 먼저 본 연구처럼 종속변수 y_i에 (로그)평생소득이 설정되는 경우를 검토한다. 평생소득은 자료를 통해 관측하기 어렵기 때문에 개인 i의 t기 근로소득의 로그값인 현재소득 y_{it}로 대리하고, 평생소득과 현재소득의 관계는 다음과 같다.

(2) $y_{it} = \lambda_t y_i + v_{it}$

위 식에서 측정오차에 해당하는 v_{it}는 y_i와 상관관계가 없도록 설정한다. 그리고 현재소득과 평생소득 사이에 생애주기 패턴이 존재한다는 Björklund(1993), Jenkins(1987) 등의 연구를 반영하여 λ_t가 포함되어 있다. 식 (1)과 (2)를 종합하면 다음과 같다.

(3) $y_{it} = \lambda_t \beta' X_i + (\lambda_t \varepsilon_i + v_{it})$

위 회귀모형에 OLS를 적용하면, X_i의 추정계수에 대한 확률적 극한(probability limit)은 β가 아니라 $\lambda_t \beta$가 된다. 만약 λ_t가 1인 경우에는 y_i 대신 y_{it}를 사용하더라도 OLS를 통해 일치추정량 β를 얻을 수 있다. 그러나 현실적으로 λ_t는 생애주기에 따라 변동할 수 있고, 이러한 경우 추정계수는 β에서 벗어나는 편의를 보이게 된다.

한편, 앞서 언급한 Friedman(1957) 등의 연구와 같이 평생소득이 설명변수로 설정되는 경우에도 측정오차 문제가 나타날 수 있다. 식 (1)에서 X_i의 유일한 원소로 평생소득의 로그값 x_i를 가정하고, 연간소득의 로그값 x_{it}로 대리한다. 두 소득의 관계는 식 (2)와 유사하게 식 (4)와 같으며, v_{it}는 x_i 및 ε_{it}와 상관관계가 없도록 설정한다.

(4) $x_{it} = \lambda_t x_i + v_{it}$

x_{it}에 대한 y_i의 회귀에 OLS추정으로 도출한 기울기 계수의 확률적 극한은 다음과 같다.

(5) $\text{plim}\hat{\beta} = \frac{\text{Cov}(x_{it}, y_i)}{\text{Var}(x_{it})} = \theta_t \beta$

앞서 평생소득을 종속변수로 설정하는 경우와 마찬가지로, θ_t의 값에

따라 추정계수의 일치성이 확보되지 않음을 알 수 있다.[2]

이와 관련하여 Haider and Solon(2006)은 1951~1991년 Health and Retirement Study(HRS) 구성원 표본을 바탕으로 Social Security Administration(SSA)의 소득자료를 통해 λ_t와 θ_t를 추정했다. 실증분석 결과 $\hat{\lambda}_t$ 및 $\hat{\theta}_t$는 생애주기에 걸쳐 변동하는 것으로 나타난다. 그러므로 현재소득을 평생소득의 대리변수로 사용하는 경우 나타날 수 있는 측정 오차의 문제를 고려한 분석이 요구된다.

[2] 이때 불일치를 초래하는 θ_t는 x_{it}에 대한 x_i의 회귀(reverse regression)의 기울기 계수로, 신뢰성 비율 (reliability ratio)이라고도 하며 다음과 같다.

$$\theta_t \equiv \frac{\mathrm{Cov}(x_{it}, x_i)}{\mathrm{Var}(x_{it})} = \frac{\lambda_t \mathrm{Var}(x_i)}{\lambda_t^2 \mathrm{Var}(x_i) + \mathrm{Var}(v_{it})}$$

제 3 장 자료 및 분석방법

제 1 절 자료의 구성

분석을 위해서 KLIPS 1차년도(1998년)부터 21차년도(2018년)의 자료를 사용한다. 비임금근로자를 제외한 임금근로자만을 대상으로 하며, 월평균임금액수는 한국은행 소비자물가지수(2015년 기준)를 통해 실질가치로 전환하였다.[3] 또한 이상치(outlier)를 고려하여 월소득이 50만원 미만이거나 2,000만원을 초과하는 경우 표본에서 제외하였다.

개인의 교육수준에 대한 변수로 교육연수를 사용한다. KLIPS에서는 교육연수에 대한 정보를 독립적으로 조사하고 있지 않아, 학력 및 학년 정보를 바탕으로 교육연수를 구성하였다. 이에 따라 무학 및 미취학 0년부터 박사 졸업 · 수료의 경우 최대 21년의 범위를 갖는다.[4]

연령은 조사연도에서 출생연도를 뺀 값으로 설정하였으며, 각 연도별로 25세부터 64세를 대상으로 표본을 구성하였다. 따라서 1차년도의 경우에는 1934년생부터 1973년생을, 21차년도 표본에는 1954년생부터 1993년생을 포함한다. 남성은 6,209명에 대해 21년 동안 53,905개의 관측치가 존재하며, 여성의 경우 4,507명에 대해 31,675개로 구성되어 불균형 패널자료(unbalanced panel data)를 형성한다.

제 2 절 모형설정 및 분석방법

지금까지 검토한 바에 따르면 진정한 교육의 투자수익률을 추정하기 위해서는 임금에 영향을 미치는 관측되지 않는 개인의 능력에 대한 통제뿐만 아니라, 평생소득의 대리변수로 현재소득을 사용함에 따라 발생할 수 있는 측정오차에 대한 고려도 요구된다. 이와 관련하여 세대간 소득이동성(intergenerational income mobility)에 대한 연구에서는 다년도

---

[3] KLIPS에서 제공하는 작년세전총연간근로소득 대신 월평균임금액수를 사용한 이유는 연간근로소득의 경우 조사가 6차년도 이후부터 이루어져 1998년부터 2002년까지의 교육투자수익률을 추정할 수 없었기 때문이다.

[4] 초등학교 6년, 중학교와 고등학교 각각 3년, 2년제 대학 및 전문대학 2년, 4년제 대학 4년, 대학원 석사 2년, 대학원 박사의 경우 3년으로 설정하였다.

에서 관측된 소득의 평균을 이용하거나, 평생소득과 밀접한 연관이 있는 교육연한을 도구변수로 설정하는 등의 방법을 통해서 추정에서 나타나는 편의를 보완하기 위한 노력이 이루어졌다.

본 논문은 Lee and Solon(2009)의 방법론을 응용하여 평생소득을 고려한 교육의 투자수익률을 추정하고자 한다. 이들은 Haider and Solon (2006)의 연구에서 편의가 30대에서 40대 중반에 최소화된다는 결과를 이용하는데, 40세를 기준연령으로 정규화(normalized)하여 분석한 결과 보다 안정적인 세대간 소득탄력성을 도출했다. 따라서 교육투자수익률을 추정하는 경우에도 개인의 생애주기에 걸친 현재소득과 평생소득이 일치 하는 연령구간을 도출하고 그 시기의 소득을 사용한다면, 앞서 불일치를 초래하는 λ_t가 1에 근사함에 따라 측정오차가 완화될 것이다.

다만, 한 코호트의 생애주기 동안 현재소득과 평생소득이 일치하는 연령대를 파악하기 위해서는 Haider and Solon(2006)처럼 약 40여년의 자료가 축적되어야 한다. 그러나 KLIPS는 21차까지만 조사가 이루어져 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령을 추정하기 어렵다.[5] 따라서 Lee and Solon(2009)의 방법론을 그대로 차용하여 40세를 기준으로 정규화 하여 분석한다.

먼저, 기존의 연구들과 비교할 때 평생소득을 고려하는 경우 교육의 투자수익률에 대한 편의가 어떻게 나타날 것인지를 검토하기 위해 가장 기본적인 Mincer의 임금함수를 설정한다.

(6) Mincer : $y_{it} = \alpha' D_t + \beta_t S_i + \gamma_1 \mathrm{Age}_{it} + \gamma_2 \mathrm{Age}_{it}^2 + \varepsilon_{it}$

한편, 본 논문에서 평생소득을 고려하여 교육투자수익률을 분석하기 위해 40세를 기준으로 정규화한 회귀모형은 다음과 같다.

(7) Model : $$\begin{aligned} y_{it} = \alpha' D_t &+ \beta_t S_i \\ &+ \gamma_1(\mathrm{Age}_{it} - 40) + \gamma_2(\mathrm{Age}_{it} - 40)^2 \\ &+ \gamma_3(\mathrm{Age}_{it} - 40)^3 + \gamma_4(\mathrm{Age}_{it} - 40)^4 \\ &+ \delta_1 S_i(\mathrm{Age}_{it} - 40) + \delta_2 S_i(\mathrm{Age}_{it} - 40)^2 \end{aligned}$$

[5] 한편, Haider and Solon(2006)이 사용한 HRS 및 SSA자료는 일종의 행정자료이지만, KLIPS는 설문조사를 통해 이뤄지는 패널자료이다. 따라서 자료의 성격이 상이함을 고려할 때 Haider and Solon(2006)의 방법론을 KLIPS에 그대로 적용하기 곤란하다. 다만, 패널자료를 이용한 Campbell and Cocco(2007)의 연구방법을 응용하여 KLIPS에서 나타나는 남녀의 소득경로를 보이고, 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령을 검토해보았다. 자세한 내용은 후술한다.

$$+\delta_3 S_i(\mathrm{Age}_{it}-40)^3+\delta_4 S_i(\mathrm{Age}_{it}-40)^4+\varepsilon_{it}$$

식 (6)과 식 (7)에서 y_{it}와 Age_{it}는 각각 개인 i의 t연도 로그 실질 월평균임금과 연령을 의미한다. S_i는 교육연수이고, D_t는 연도더미(year dummy), ε_{it}는 오차항을 나타낸다. 한편, 교육투자수익률에 대한 동태적 추세를 살펴보기 위해 S_i의 계수로 β_t를 설정했다. 이를 통해서 1998년부터 2018년 사이에 남성과 여성의 교육투자수익률이 어떻게 변하는지, 그리고 기존의 Mincer의 방식과 본 논문에서 설정한 모형의 추정결과에 어떠한 차이가 존재하는지를 검토한다.

한편, 식 (7)의 경우 교육수준에 따라 개인의 생애주기 소득경로가 상이할 수 있음을 고려하여 상호작용항을 추가했으며, 연령 및 상호작용항을 4승까지 설정하여 다양하게 나타날 수 있는 소득경로를 통제했다. 그리고 Lee and Solon(2009)과 같이 평생소득과 현재소득이 같아지는 연령을 40세로 가정하고 정규화했으므로, 개인 i의 연령이 40세가 되는 t년에 우변의 연령 및 상호작용항이 모두 제거되며, 좌변의 관측된 현재소득 y_{it}는 평생소득 y_i와 일치하게 된다. 이를 통해 교육연수 S_i가 평생소득에 미치는 영향을 분석하여 진정한 교육의 투자수익률을 추정할 수 있도록 모형을 구성했다.

본 연구에서 사용하는 KLIPS 자료는 Wooldridge(2002)의 테스트 결과 오차항에 자기상관(autocorrelation)이 존재한다. 따라서 오차항의 자기상관을 고려하기 위해 1계 자기상관(first-order autocorrelation), 즉 AR(1)을 가정하고 이분산성(heteroskedasticity)도 고려한 일반화 최소자승법(Generalized Least Squares)을 사용하여 교육투자수익률을 추정하였다.

제 4 장 실증분석 결과

제 1 절 연도별 교육투자수익률의 추세

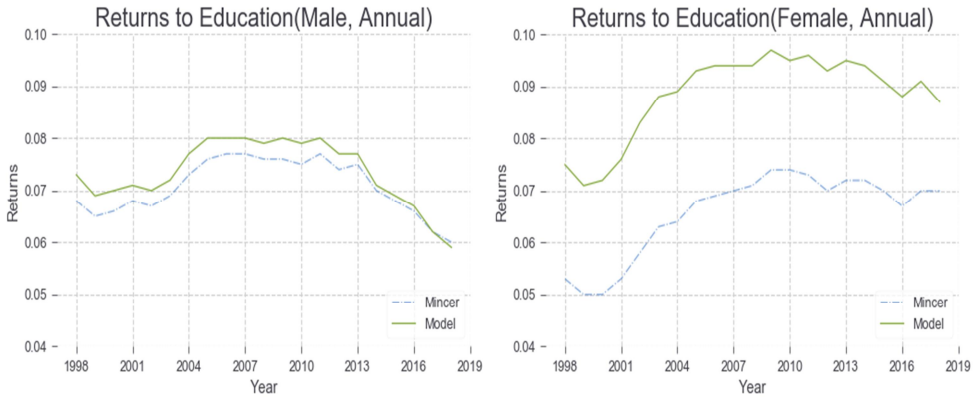
[표 4.1]은 남성과 여성의 연도별 교육투자수익률을 Mincer의 임금함수와 함께 본 논문의 모형을 통해 추정한 결과다. 평생소득을 고려한 모형의 교육투자수익률이 Mincer의 추정보다 크게 나타나고 있다.

[표 4.1] 남성 및 여성의 연도별 교육투자수익률 추세

	Male		Female	
Year	Mincer	Model	Mincer	Model
1998	0.068(0.001)	0.073(0.002)	0.053(0.002)	0.075(0.002)
1999	0.065(0.001)	0.069(0.002)	0.050(0.002)	0.071(0.002)
2000	0.066(0.001)	0.070(0.002)	0.050(0.002)	0.072(0.002)
2001	0.068(0.002)	0.071(0.002)	0.053(0.002)	0.076(0.002)
2002	0.067(0.001)	0.070(0.002)	0.058(0.002)	0.083(0.002)
2003	0.069(0.001)	0.072(0.001)	0.063(0.002)	0.088(0.002)
2004	0.073(0.001)	0.077(0.002)	0.064(0.002)	0.089(0.002)
2005	0.076(0.002)	0.080(0.002)	0.068(0.002)	0.093(0.002)
2006	0.077(0.002)	0.080(0.002)	0.069(0.002)	0.094(0.002)
2007	0.077(0.002)	0.080(0.002)	0.070(0.002)	0.094(0.002)
2008	0.076(0.002)	0.079(0.002)	0.071(0.002)	0.094(0.002)
2009	0.076(0.001)	0.080(0.002)	0.074(0.002)	0.097(0.002)
2010	0.075(0.001)	0.079(0.002)	0.074(0.001)	0.095(0.002)
2011	0.077(0.001)	0.080(0.001)	0.073(0.002)	0.096(0.002)
2012	0.074(0.001)	0.077(0.002)	0.070(0.002)	0.093(0.002)
2013	0.075(0.001)	0.077(0.002)	0.072(0.002)	0.095(0.002)
2014	0.070(0.001)	0.071(0.002)	0.072(0.002)	0.094(0.002)
2015	0.068(0.001)	0.069(0.002)	0.070(0.002)	0.091(0.002)
2016	0.066(0.001)	0.067(0.002)	0.067(0.002)	0.088(0.002)
2017	0.062(0.001)	0.062(0.001)	0.070(0.002)	0.091(0.002)
2018	0.060(0.001)	0.059(0.002)	0.070(0.002)	0.087(0.002)
Number of obs.	53,905		31,675	
Number of groups	6,209		4,507	

Note: 1) 괄호안의 수치는 각 추정계수에 대한 표준오차를 의미
2) 모든 추정치의 p-value는 0.01보다 작게 나타남

[그림 4.1] 남성 및 여성의 연도별 교육투자수익률 추세



구체적으로 남성의 경우 Mincer의 임금함수를 통해 추정한 결과는 교육연수가 1년 증가할 때 소득이 약 6~7% 증가하는 것으로 나타난다. 한편, 40세 기준으로 정규화한 본 논문의 모형으로 분석한 교육의 투자수익률은 대부분의 연도에서 Mincer의 임금함수로 도출한 계수보다 약 0.3%p 크게 나타나지만, 2018년에 역전되는 모습을 보인다.

여성의 경우에는 Mincer의 임금함수로 도출한 교육의 투자수익률이 조사초기에 약 5%에서 지속적으로 증가하는 추세를 가지며, 최근 10년 동안 약 7% 수준을 보인다. 또한, 남성과 달리 식 (7)로 추정한 결과는 식 (6)을 통해 분석한 것과 비교할 때 약 2%p 높은 수준을 유지한다.

남녀 모두 대부분의 기간에서 종속변수의 측정오차를 고려한 모형을 통해 도출한 교육투자수익률이 Mincer의 함수를 사용한 결과보다 높게 나타난다. 따라서 Mincer의 방식을 이용하는 기존 선행연구에서는 평생소득을 고려하지 않아 발생할 수 있는 편의로 인하여 교육투자수익률에 대한 과소평가가 이루어졌을 수 있다. 이러한 과소추정의 문제는 [그림 4.1]에서 확인할 수 있듯이 여성에게 더 크게 나타나는 것으로 보인다.

한편, 식 (6)과 식 (7)에서 도출한 교육투자수익율의 차이는 여성의 경우 안정적으로 유지되는 모습을 보인다. 반면, 남성은 2010년대에 그 격차가 줄어들어 2018년에는 Mincer의 임금함수를 통해 추정한 교육의 투자수익률이 더 높게 나타난다. 이와 관련하여 약 20년의 시간이 경과함에 따라 남성 세대의 생애주기 소득경로의 형태가 변하고, 그로 인해 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령이 40세에서 이탈했을 가능성이 있다. 따라서 본 논문의 모형을 통해서 교육투자수익률을 추정하는 경우 생애주기에 따른 소득경로가 변화하는 상황을 염두해야 할 필요가 있다.

제 2 절 코호트별 교육투자수익률

이 절에서는 중첩되는 5년 단위의 출생 코호트(overlapping five-year birth cohort)를 통해 교육투자수익률을 검토한다. 구체적으로 [표 4.2]에서 Mincer의 첫 번째 수치인 0.034는 1998년부터 2002년까지 각 연도마다 25~29세를 코호트로 구성하고, 이들에게 나타나는 연도별 추정계수를 단순평균한 값이다.[6] 이처럼 연령과 연도를 5년 단위로 분석하면 표집오차로 인한 노이즈를 완화시킬 수 있다. Mincer의 임금함수를 통한 분석과 비교할 수 있도록 우측에는 본 연구모형으로 추정한 계수가 배치되어 있다. 여성을 분석한 [표 4.3] 역시 동일한 방식으로 구성되어 있다.

[표 4.2]와 [표 4.3]를 통해서 교육투자수익률의 변화 양상을 보다 다양하게 검토할 수 있다. 먼저 표의 대각 원소들은 코호트의 동일성이 유지되는 상태에서 생애주기에 걸친 교육투자수익률의 변화를 확인할 수 있다. 또한 열(column)에 세로로 위치한 값들은 동일한 기간동안 서로 다른 연령 코호트 사이에 나타나는 추정량의 크기를 횡단면으로 비교할 수 있다. 마지막으로 행(row)에 위치한 값들은 동일 연령대에 나타나는 교육투자수익률을 시간이 경과함에 따라서 어떻게 변화하는지 살펴볼 수 있다.

[표 4.2] 남성의 연도-코호트 추정량

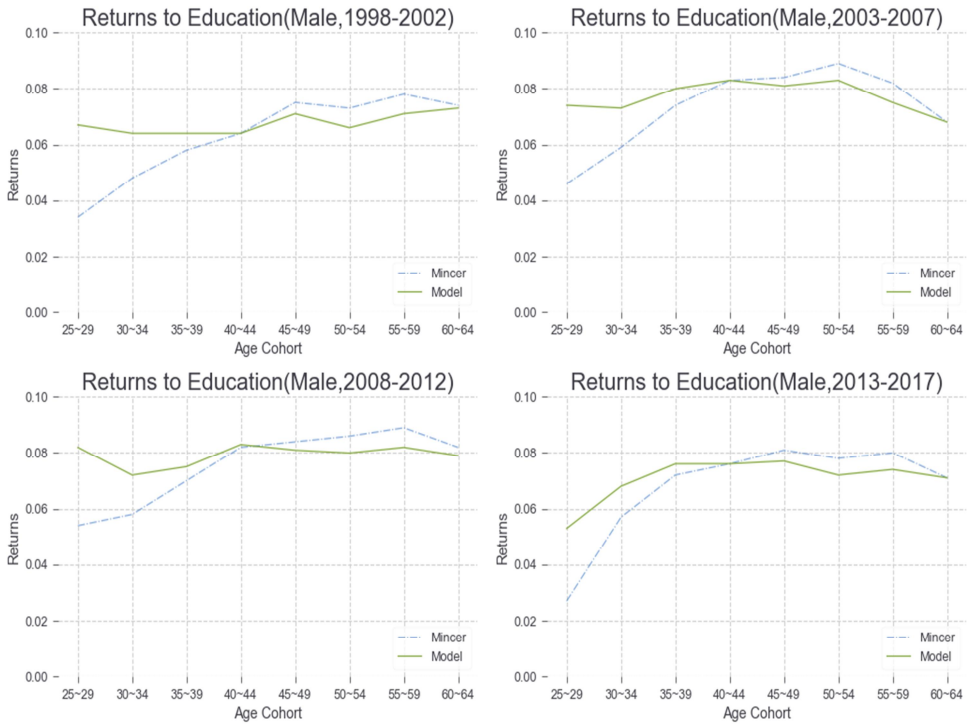
Male	Mincer				Model			
	98~02	03~07	08~12	13~17	98~02	03~07	08~12	13~17
25~29	0.034	0.046	0.054	0.027	0.067	0.074	0.082	0.053
30~34	0.048	0.059	0.058	0.057	0.064	0.073	0.072	0.068
35~39	0.058	0.074	0.070	0.072	0.064	0.080	0.075	0.076
40~44	0.064	0.083	0.082	0.076	0.064	0.083	0.083	0.076
45~49	0.075	0.084	0.084	0.081	0.071	0.081	0.081	0.077
50~54	0.073	0.089	0.086	0.078	0.066	0.083	0.080	0.072
55~59	0.078	0.082	0.089	0.080	0.071	0.075	0.082	0.074
60~64	0.074	0.068	0.082	0.071	0.073	0.068	0.079	0.071

[6] KLIPS 1차년도(1998년)에는 조사 당시 25~29세인 1969~1973년생으로 코호트가 구성되고, 5차년도(2002년) 조사에서도 25~29세인 1973~1977년생이 하나의 코호트로 이루어진다.

구체적으로 [표 4.2]에서 Mincer의 추정량을 분석하면 다음과 같다. 우선 세로 열을 살펴보면 각 기간마다 교육투자수익률이 20대에서 가장 낮게 나타나지만 점차 증가하여 주로 50대 코호트에서 최대값을 보이고, 60대에 감소하는 오목한 형태를 확인할 수 있다. 또한, 동일한 코호트의 생애주기에서 나타나는 추정계수의 변화를 확인하기 위해 대각 원소들의 수치를 검토하더라도 오목한 모습을 보인다. 예를 들어, 1998~2002년 25~29세 코호트의 추정계수는 0.034에서 지속적으로 증가하여 이들이 40~44세가 되는 2013~2017년에는 0.076의 값을 갖는다. 한편, 1998~2002년에 45~49세 코호트의 교육투자수익률은 0.075으로 시작하여 이들이 50~59세가 되는 2003~2012년 0.089로 증가한 후, 생애주기 후반부인 2013~2017년에 0.071로 감소한다.

이와 비교하면 식 (7)을 통해 도출한 값들은 Mincer의 추정량 보다 변화폭이 작아 생애주기에 걸친 교육투자수익률이 상대적으로 안정적인 모습을 갖는다. 이는 [그림 4.2]에서 확인할 수 있다. 본 논문에서 설정한 평생소득을 고려한 모형의 추정계수와 비교할 때, Mincer의 방식으로 도출한 교육의 투자수익률은 생애주기 초반에 과소추정이 이루어지지만, 후반에는 과대추정이 나타남을 확인할 수 있다.

[그림 4.2] 남성의 연도-코호트 추정량

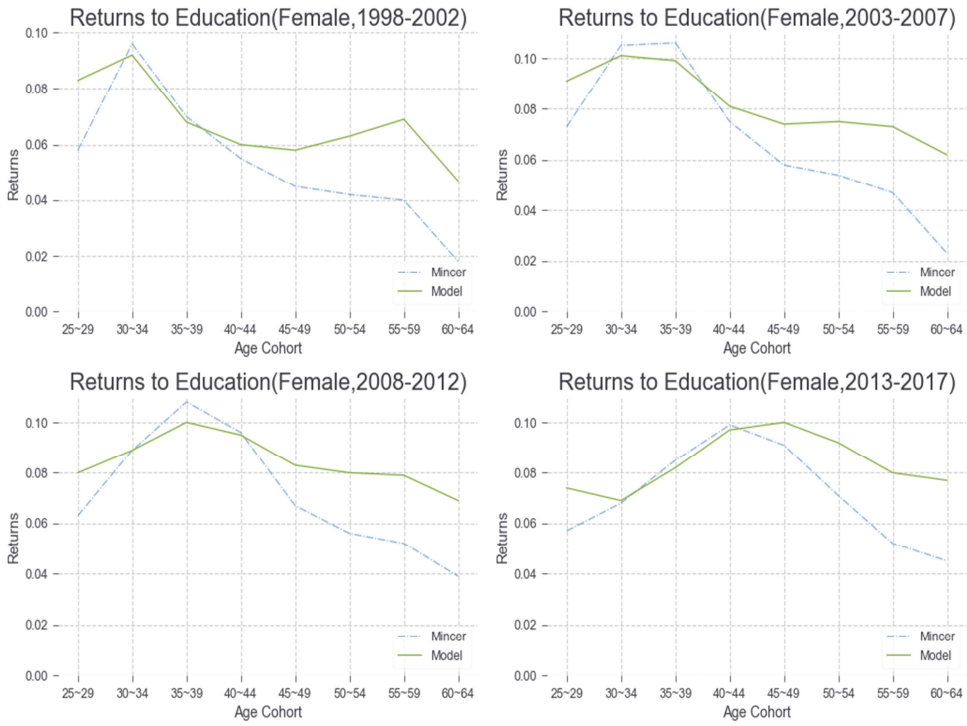


[표 4.3] 여성의 연도-코호트 추정량

Female	Mincer				Model			
	98~02	03~07	08~12	13~17	98~02	03~07	08~12	13~17
25~29	0.058	0.073	0.063	0.057	0.083	0.091	0.080	0.074
30~34	0.096	0.105	0.089	0.068	0.092	0.101	0.089	0.069
35~39	0.070	0.106	0.108	0.085	0.068	0.099	0.100	0.082
40~44	0.055	0.075	0.096	0.099	0.060	0.081	0.095	0.097
45~49	0.045	0.058	0.067	0.091	0.058	0.074	0.083	0.100
50~54	0.042	0.054	0.056	0.071	0.063	0.075	0.080	0.092
55~59	0.040	0.047	0.052	0.052	0.069	0.073	0.079	0.080
60~64	0.018	0.023	0.039	0.045	0.047	0.062	0.069	0.077

여성에게도 Mincer의 방식보다 본 논문의 모형으로 추정한 계수가 보다 안정적으로 나타난다. 다만, [그림 4.3]에서 Mincer의 임금함수로 추정된 여성의 교육투자수익률은 남성과 상이한 형태를 보인다. 여성의 경우 교육투자수익률이 주로 30대에서 가장 높으며, 남성과 비교할 때 0보다 큰 왜도(skewness)를 갖는다. 따라서 남녀 간의 생애주기 소득 경로에 본질적인 차이가 존재할 가능성이 있다.

[그림 4.3] 여성의 연도-코호트 추정량



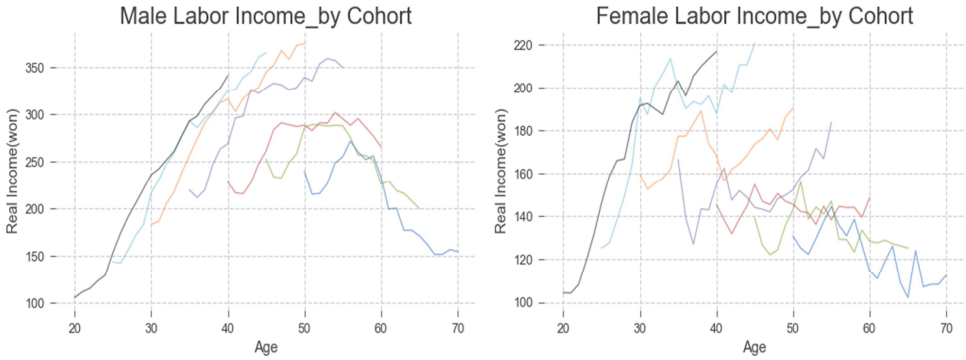
제 3 절 생애주기를 고려한 항상소득의 도출 및 활용

앞 절에서 남녀 모두 Mincer의 임금함수를 사용한 분석보다 식 (7)을 통해 추정한 교육의 투자수익률이 보다 안정적으로 나타나 수평선에 가까운 형태를 보였다. 이처럼 종속변수에서 발생하는 측정오차를 고려하여 기존 선행연구에서 나타날 수 있는 생애주기 단계에 따른 과소추정 또는 과대추정의 문제를 일정수준 보완할 수 있었다. 그렇지만 남녀 간 결과를 비교하면 여성의 변동폭이 더 크게 나타난다. 이는 단순히 표본 크기의 차이에 기인했을 가능성도 있지만, Mincer 방식으로 추정한 교육 투자수익률이 남녀 사이에 매우 상이한 모습을 갖는다는 점을 고려할 때 생애주기에 따른 소득경로가 서로 다를 수 있음을 의미한다. 또한, 앞서 검토한 바와 같이 남성의 연도별 교육투자수익률이 2018년도에 역전된 현상이나, 여성은 Mincer의 방식으로 평가한 교육투자수익률의 형태가 시기별로 달라진다는 점을 고려하면, 같은 성별에서도 조사시기에 따라 세대간 생애주기 소득경로가 변화할 수 있다.

이처럼 남녀 간 혹은 시기별로 생애주기 소득경로가 달라지면 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령 역시 변동할 수 있다. 따라서 KLIPS를 바탕으로 생애주기 소득경로를 살펴보는 것은 의미가 있는 주제이다. 다만, KLIPS는 21차년도까지만 조사되어 있기 때문에 한 코호트의 생애 주기 소득경로를 파악하기에는 그 기간이 짧다. 한편, Haider and Solon (2006)은 41년의 행정자료를 통해 평생소득과 현재소득의 관계를 분석 했지만 남녀를 구분하지 않았다. 따라서 Campbell and Cocco(2007)의 방법을 응용하여 남성과 여성의 생애주기 소득경로에 대한 가(假) 패널 자료(pseudo-panel data)를 구축하고, 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령이 어떻게 나타나는지 검토하고자 한다.

먼저 5년의 출생연도 단위로 코호트를 구성하여 일정 수준의 표본 크기를 확보하고, 각각의 코호트마다 21년에 걸친 소득경로를 도출한다. 구체적으로 가장 어린 코호트 집단은 1976~1980년생으로 이루어지며 1차년도에서 18~22세(평균 20세)이고, 21차년도에서는 38~42세(평균 40세)가 된다. 두 번째 코호트의 경우는 1971~1975년생으로 구성되어 1차년도에 23~27세(평균 25세), 21차년도에는 43~47세(평균 45세)가 된다. 이러한 방식으로 코호트를 설정하여 마지막 코호트는 1차년도에서 48~52세(평균 50세)이고, 21차년도에 68~72세(평균 70세)가 되는 1946~1950년생으로 구성하여, 총 7개 코호트에 대한 21년의 생애주기 소득경로를 도출한다.

[그림 4.4] 생애주기 소득경로의 가(假) 패널



[그림 4.4]는 남성과 여성의 코호트별 실질소득의 경로를 전개하여 나타낸 것이다. 남녀 모두에게 생애주기 소득경로에 대한 가(假) 패널은 Mincer의 방식으로 추정한 교육의 투자수익률과 유사한 형태를 보인다. 한편, 20세에서 시작하는 선은 1976~1980년생으로 이루어진 코호트의 21년 소득경로를 나타내며, 40세에 출발하는 선은 1956~1960년생으로 구성된 코호트의 소득경로를 보여준다. 40세를 기준으로 두 선의 절편이 서로 다른데, 남성의 경우 약 100만원, 여성은 약 70만원의 실질소득에 차이가 있다. 이는 2018년에 평균 40세가 되는 코호트와 1998년 평균 40세를 구성하는 코호트 사이에 존재하는 20년의 기간동안 발생한 경제 환경의 변화가 반영된 것으로 볼 수 있다.[7]

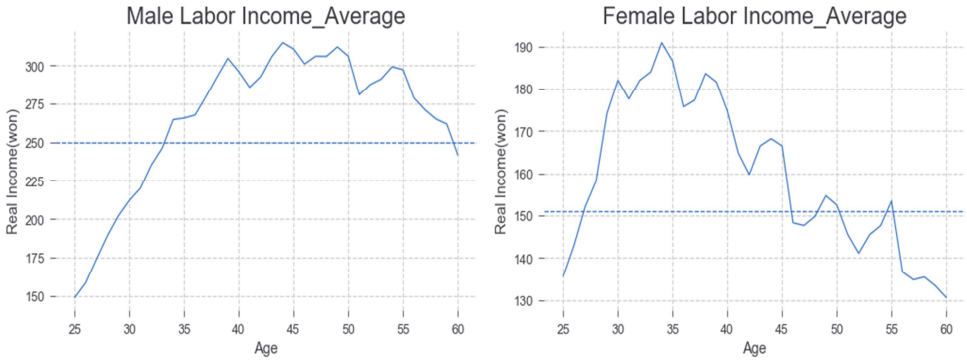
생애주기에 걸친 현재소득과 평생소득이 일치하는 연령을 도출하기 위해서는 [그림 4.4]에 있는 7개의 코호트별 소득경로를 하나로 나타낼 필요가 있으며, 이하에서는 두 가지 방법을 통해 검토하고자 한다. 먼저 연령을 기준으로 여러 코호트의 소득경로를 단순 평균하여 하나의 소득경로로 나타내는 것이다. 다른 방법은 인접 코호트 간에 존재하는 경제 여건의 변화를 반영하기 위해 두 소득경로가 최대한 중첩되도록 임의로 절편을 조정한 후 하나의 생애주기 소득경로를 도출하는 것이다.[8] 한편, 표본이 적은 20~24세 및 60세를 초과하는 연령은 절사하였다.

---

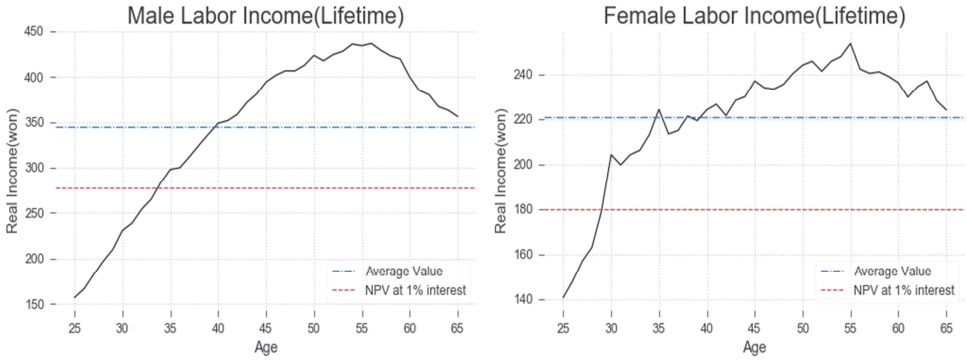
[7] 구체적으로 남성 40세 수직축을 기준으로 총 5개의 선이 존재하는데, 위에서부터 평균 20세, 평균 25세, 평균 30세, 평균 35세, 평균 40세 코호트에 대한 소득경로를 나타낸다. 각 절편은 20세 코호트의 경우 KLIPS 21차, 25세는 16차, 30세는 11차, 35세는 6차, 40세는 1차 자료에서 나타나는 평균소득을 의미한다. 따라서 인접하는 코호트 간 소득경로에서 나타나는 수직거리의 차이는 5년 사이에 발생한 임금인상, 경제성장 등의 영향을 반영한다고 볼 수 있다.

[8] 물론 이 방법론은 각 코호트의 생애주기경로가 동일하게 반복되고, 단지 경제 여건에 따라서 높낮이(소득수준)만 차이가 난다는 강한 가정 하에서 성립한다.

[그림 4.5] 생애주기 소득경로 : 단순 평균



[그림 4.6] 생애주기 소득경로 : 절편 조정



먼저 [그림 4.5]는 각 코호트의 소득경로를 단순 평균하여 나타낸 것이다. 남녀 모두 Mincer의 임금함수를 통해 검토한 교육투자수익률과 유사하게 오목한 형태를 보인다. 다만, 이런 방식은 실제의 소득경로를 크게 과소평가할 가능성이 존재한다. 구체적으로 여성의 경우 가장 높은 평균 실질소득이 200만원에도 미치지 못하는 것으로 나타나는데, 이는 현실적인 임금수준이라고 보기 어렵다. 또한, 현재소득을 이자율로 할인하여 도출하는 항상소득 역시 너무 작게 평가되는 문제가 있다. 따라서 생애주기에 나타나는 연도별 소득의 단순 평균을 평생소득으로 가정하고 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령을 검토하였다. 남성의 경우 30대 초반에 일치하고, 여성은 20대 중후반과 45~55세에서 일치하는 것으로 나타나고 있다.

임의로 절편을 수정하여 도출한 생애주기 소득경로는 [그림 4.6]에 나타나 있다. 앞서 평균으로 구한 경우와 비교할 때 남녀 모두 더 높은 소득수준을 보이며, 특히 여성의 생애주기 소득경로는 매우 다른 형태를 갖는다. 한편, 연소득의 흐름을 항상소득으로 평가하려면 이자율로 할인하는 과정이 필요하다. 그러나 이자율 역시 21개년의 자료만 존재하고

향후 변화방향에 대해서는 알 수 없다. 따라서 1%의 이자율을 설정하여 도출한 항상소득과 현재소득의 평균값을 함께 표시하였다. 1%로 할인한 평생소득은 남성의 경우 30대 중반에서 일치하고, 여성은 20대 후반에 같아진다. 평균소득의 경우 남성은 40세에서, 여성은 30대 중반부터 40대 초반에 걸쳐 현재소득과 만나고 있다.

종합하면 두 가지 방법을 통해 생애주기 소득경로를 도출하고 현재소득과 평생소득이 일치하는 연령을 검토한 결과, 남녀 간에 차이가 존재하는 것으로 보인다. 물론 장래에 KLIPS가 충분히 누적되어 실제 생애주기 경로를 추적할 수 있다면, 두 소득이 같아지는 연령은 앞서 분석한 결과와 다를 것이다. 다만, 가(假) 패널을 이용해 분석하는 목적은 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령을 정확히 추정하기 보다는 남녀 간에 차이가 존재할 수 있음을 보이는 것이다. 이는 여성의 경우에 출산 및 육아로 노동시장에 이탈한 이후 다시 경제활동에 참여하더라도 경력단절 등을 이유로 소득증가가 제한적으로 이루어지는 현실과 관련이 있을 것이다. 결국 남성과 여성은 상이한 생애주기 소득경로를 갖게 되며, 그로 인하여 평생소득과 현재소득이 같아지는 연령에 서로 차이가 나타날 수 있음을 보였다는 점에 의의가 있다.

문제는 앞서 도출한 교육투자수익률은 평생소득과 현재소득이 남녀 모두 40세에서 일치한다는 가정 하에서 이루어졌다는 점이다. 지금까지 남성과 여성의 정규화 기준이 되는 연령이 상이할 수 있음을 확인했으며, 두 소득이 일치하는 연령이 40세가 아니라면 앞서 검토한 추정량 역시 편의의 문제에서 자유롭지 못하다. 따라서 추가적으로 30세, 35세, 45세, 50세, 55세를 기준으로 정규화하여 교육의 투자수익률을 추정하였으며, 자세한 결과는 부록에 추가하였다.

분석결과를 살펴보면 남성의 경우 정규화 기준연령이 높아질수록 본 연구에서 설정한 모형의 계수가 증가하고, 증가폭은 감소하였다. 여성은 35세로 정규화한 교육의 투자수익률이 가장 높게 나타났으며, 35세에서 멀어질수록 추정량이 감소하였다. 따라서 제4장 제2절에서 검토한 바와 같이 본 논문의 모형은 Mincer의 임금함수를 사용한 분석에서 나타나는 생애주기 단계에 따른 과소추정이나 과대추정을 완화하는 장점을 갖지만, 정규화의 기준연령을 설정함에 있어서 주의를 요한다.

제 5 장 결론

지금까지 인적자본 형성을 위한 교육의 투자수익률을 추정함에 있어 평생소득의 대리변수로 현재소득을 사용함에 따라 나타날 수 있는 측정오차를 고려했다. 그 과정에서 Mincer의 방식을 통해 도출한 교육투자수익률은 평생소득을 고려한 모형으로 추정한 계수보다 작게 나타났으며, 이러한 과소추정은 여성에게 더 크게 발생했다. 한편, 연령별 코호트를 설정하여 검토한 결과, 본 논문의 모형을 통한 분석에서 보다 안정적인 계수가 도출되었다. 이는 Mincer의 방식으로 교육투자수익률을 추정할 경우 생애주기 단계에 따라서 측정오차의 문제를 초래할 수 있다는 것을 의미한다. 따라서 기존 선행연구의 분석결과는 진정한 교육투자수익률과 괴리가 존재할 가능성을 보였다.

본 논문에서 설정한 모형의 경우 정규화의 기준이 되는 연령에 따라 그 결과가 달라진다. 한편, 남성과 여성의 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령에 차이가 나타날 수 있음을 검토하였다. 특히, 여성의 경우에 출산 및 육아 등으로 경력단절이 발생하고, 이후 노동시장에 재진입함에 따라 교육투자수익률이 남성과 상이한 형태를 갖는 것으로 보인다. 또한, 경제활동영역의 확대나 최근 출산율의 급감 등을 고려하면 장래 여성의 생애주기 소득경로가 변화할 가능성이 크다. 따라서 잘못된 기준연령을 설정함에 따라 오히려 측정오차의 문제가 더 커질 수 있음을 고려한다면, 개인의 소득경로에 대한 추가적인 연구를 바탕으로 정규화의 기준연령을 설정하는 노력이 병행되어야 할 것이다.

본 논문은 교육연수와 연령을 중심으로 가장 기본적인 모형을 통해 교육의 투자수익률을 분석했다는 점에서 다음과 같은 보완이 필요하다. 먼저, 연령과 교육연수 외 임금에 영향을 미치는 기타 변수들을 추가로 통제해야 한다. 특히 관찰하기 불가능한 개인의 능력에 대해 대리변수나 도구변수를 활용하여 분석해도 여전히 Mincer의 방식보다 높은 교육의 투자수익률이 도출되는지에 대해서 다양한 연구가 이루어져야 한다. 두 번째로 핵심 설명변수로 설정한 교육연수는 초등교육 1년과 대학교육의 1년을 무차별한 것으로 가정하는데, 이는 비현실적이다. 따라서 교육의 질적 측면을 반영한 연구가 요구된다. 마지막으로 본 논문에서는 개인을 분석 단위로 교육의 투자수익률을 도출했지만, 가구단위의 분석도 함께 이루어져야 한다. 특히 남성과 여성의 소득경로가 상이한 모습을 보이고,

일반적으로 여성은 가구의 두 번째 소득원(secondary earner)이라는 점 등을 고려할 때, 노동시장에 대한 진입결정(extensive margin) 및 근로 수준(intensive margin)을 고려한 분석은 가구단위에서 보다 구체적으로 이루어질 수 있다. 이러한 일련의 보완 및 검증을 통해 진정한 교육투자 수익률에 근접할 수 있을 것이다.

참고 문헌

Acemoglu, D. and Angrist, J. D. (2000), "How Large Are the Social Returns to Education? Evidence from Compulsory Schooling Laws", *in National Bureau of Economics Macroeconomics Annual 2000*, ed. Ben S. Bernanke and Kenneth S. Rogoff, 9-58, MIT Press, Cambridge, Mass.

Angrist, J. D. and Krueger, A. B. (1991), "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings", *Quarterly Journal of Economics*, 106(4), 979-1014.

Ashenfelter, O. C. and Krueger, A. B. (1994) "Estimates of the Economic Return to Schooling for a New Sample of Twins", *American Economic Review*, 84(5), 1157-1173.

Ashenfelter, O. C. and Rouse, C. E. (1998), "Income, schooling, and ability: Evidence from a New Sample of Identical Twins", *Quarterly Journal of Economics*, 113(1), 253-284.

Björklund, A. (1993), "A Comparison between Actual Distributions of Annual and Lifetime Income: Sweden 1951-89", *Review of Income and Wealth*, 39(4), 377-386.

Campbell, J. Y. and Cocco, J. F. (2007), "How do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data", *Journal of Monetary Economics*, 54(3), 591-621.

Card, D. (1995), "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling", *Essays in Honour of John Vanderkamp*, University of Toronto Press, 201-222.

Carneiro, P and Lee, S. (2011), "Trends in Quality-adjusted Skill Premia in the United States, 1960-2000", *American Economic Review*, 101(6), 2309-2349.

Friedman, M. (1957), "A Theory of the Consumption Function", Princeton: Princeton University Press.

Haider, S. and Solon, G. (2006), "Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings", *American Economic Review*, 96(4), 1308-1320.

Jenkins, S. (1987), "Snapshots versus Movies: 'Lifecycle Biases' and the Estimation of Intergenerational Earnings Inheritance", *European Economic Review*, 31(5), 1149-1158.

Lee, C. and Solon, G. (2009), "Trend in Intergenerational Income Mobility", *Review of Economics and Statistics*, 91(4), 766-772.

Mincer, J. (1974), “Schooling, Experience and Earnings”, New York: National Bureau of Economic Research.

Modigliani, F. and Brumberg, R. (1954), “Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data”, in Kenneth K. Kurihara, ed., *Post-keynesian economics*. New Brunswick: Rutgers University Press, 388-436.

Wooldridge, J. M. (2002), “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data”, Cambridge, MA, MIT Press.

금재호(2004), “노동시장의 이중구조와 성차별 : 직종분리를 중심으로”, 응용경제, 6(3), 259-289.

김홍균·문용호(2006), “부모 및 부인의 교육수준과 교육투자수익률”, 재정논집, 21(1), 1-22.

김홍균·박승준(2016), “분위별 교육투자수익률 추정”, 재정학연구, 9(1), 1-25.

백일우·임정준(2008), “도구변수를 이용한 여성고등교육의 투자수익률 분석”, 교육행정학연구, 26(3), 75-94.

최강식(2002), “교육투자의 경제적 수익률 분석”, 응용경제, 4(2), 5-29.

한성신·조인숙(2007), “한국의 교육투자수익률 및 학위효과: 남녀 비교”, 노동경제논집, 30(1), 1-30.

부 록

[부표 1] 남성의 연도별 교육투자수익률

	Male						
year	Mincer	Model30	Model35	Model40	Model45	Model50	Model55
1998.year*S	0.068***	0.043***	0.062***	0.073***	0.081***	0.087***	0.088***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
1999.year*S	0.065***	0.039***	0.058***	0.069***	0.077***	0.083***	0.084***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2000.year*S	0.066***	0.039***	0.058***	0.070***	0.078***	0.083***	0.085***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2001.year*S	0.068***	0.041***	0.059***	0.071***	0.079***	0.085***	0.086***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2002.year*S	0.067***	0.039***	0.058***	0.070***	0.078***	0.083***	0.085***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2003.year*S	0.069***	0.042***	0.061***	0.072***	0.080***	0.086***	0.087***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2004.year*S	0.073***	0.047***	0.066***	0.077***	0.085***	0.091***	0.092***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2005.year*S	0.076***	0.049***	0.068***	0.080***	0.088***	0.093***	0.094***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2006.year*S	0.077***	0.050***	0.069***	0.080***	0.088***	0.094***	0.095***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2007.year*S	0.077***	0.050***	0.069***	0.080***	0.088***	0.094***	0.095***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2008.year*S	0.076***	0.049***	0.068***	0.079***	0.087***	0.093***	0.094***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2009.year*S	0.076***	0.049***	0.068***	0.080***	0.088***	0.093***	0.095***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2010.year*S	0.075***	0.048***	0.067***	0.079***	0.087***	0.092***	0.094***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2011.year*S	0.077***	0.050***	0.069***	0.080***	0.088***	0.094***	0.095***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2012.year*S	0.074***	0.046***	0.065***	0.077***	0.085***	0.090***	0.092***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2013.year*S	0.075***	0.046***	0.065***	0.077***	0.085***	0.090***	0.092***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)

2014.year*S	0.070***	0.041***	0.060***	0.071***	0.079***	0.085***	0.086***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2015.year*S	0.068***	0.038***	0.057***	0.069***	0.077***	0.082***	0.084***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2016.year*S	0.066***	0.036***	0.055***	0.067***	0.075***	0.080***	0.082***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2017.year*S	0.062***	0.031***	0.050***	0.062***	0.070***	0.075***	0.077***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2018.year*S	0.060***	0.028***	0.047***	0.059***	0.067***	0.072***	0.074***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Age	0.118***						
	(0.001)						
Age^2	-0.001***						
	(0.000)						
Normalized Age		-0.026***	-0.014***	-0.010***	-0.010***	-0.013***	-0.015***
		(0.004)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
$(\text{Normalized Age})^2$		0.002***	0.001***	0.000	-0.000	-0.000*	-0.000
		(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$(\text{Normalized Age})^3$		-0.000**	-0.000**	-0.000***	-0.000***	0.000	0.000
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$(\text{Normalized Age})^4$		0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* Normalized Age		0.005***	0.003***	0.002***	0.001***	0.001***	-0.000**
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* $(\text{Normalized Age})^2$		-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* $(\text{Normalized Age})^3$		0.000***	0.000***	0.000***	-0.000	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* $(\text{Normalized Age})^4$		-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
1998.year	1.840***	4.593***	4.495***	4.437***	4.389***	4.332***	4.263***
	(0.029)	(0.023)	(0.022)	(0.021)	(0.022)	(0.021)	(0.021)
1999.year	1.843***	4.605***	4.507***	4.449***	4.401***	4.344***	4.275***
	(0.029)	(0.022)	(0.021)	(0.020)	(0.020)	(0.019)	(0.019)
2000.year	1.863***	4.633***	4.535***	4.478***	4.429***	4.372***	4.303***
	(0.030)	(0.024)	(0.023)	(0.021)	(0.022)	(0.021)	(0.022)
2001.year	1.863***	4.642***	4.544***	4.486***	4.438***	4.381***	4.312***
	(0.030)	(0.025)	(0.023)	(0.022)	(0.022)	(0.022)	(0.023)
2002.year	1.931***	4.716***	4.618***	4.560***	4.512***	4.455***	4.386***

	(0.029)	(0.023)	(0.022)	(0.020)	(0.021)	(0.021)	(0.022)
2003.year	1.937***	4.725***	4.627***	4.569***	4.520***	4.464***	4.395***
	(0.028)	(0.023)	(0.022)	(0.020)	(0.020)	(0.021)	(0.022)
2004.year	1.925***	4.697***	4.599***	4.541***	4.493***	4.436***	4.367***
	(0.030)	(0.025)	(0.024)	(0.022)	(0.022)	(0.022)	(0.023)
2005.year	1.911***	4.689***	4.591***	4.533***	4.484***	4.428***	4.359***
	(0.030)	(0.025)	(0.024)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.024)
2006.year	1.913***	4.693***	4.595***	4.537***	4.489***	4.432***	4.363***
	(0.031)	(0.025)	(0.024)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.024)
2007.year	1.925***	4.705***	4.607***	4.549***	4.500***	4.444***	4.375***
	(0.031)	(0.025)	(0.024)	(0.023)	(0.024)	(0.023)	(0.024)
2008.year	1.934***	4.713***	4.615***	4.557***	4.508***	4.451***	4.382***
	(0.031)	(0.025)	(0.024)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.024)
2009.year	1.904***	4.679***	4.581***	4.523***	4.474***	4.417***	4.348***
	(0.030)	(0.023)	(0.022)	(0.021)	(0.022)	(0.021)	(0.022)
2010.year	1.924***	4.704***	4.606***	4.549***	4.500***	4.443***	4.374***
	(0.030)	(0.024)	(0.023)	(0.022)	(0.023)	(0.022)	(0.023)
2011.year	1.907***	4.689***	4.591***	4.533***	4.485***	4.428***	4.359***
	(0.030)	(0.023)	(0.022)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.022)
2012.year	1.961***	4.754***	4.655***	4.598***	4.549***	4.492***	4.423***
	(0.030)	(0.024)	(0.023)	(0.021)	(0.022)	(0.022)	(0.023)
2013.year	1.969***	4.766***	4.668***	4.611***	4.562***	4.505***	4.436***
	(0.030)	(0.024)	(0.023)	(0.022)	(0.023)	(0.023)	(0.023)
2014.year	2.045***	4.847***	4.749***	4.691***	4.643***	4.586***	4.517***
	(0.030)	(0.025)	(0.024)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.024)
2015.year	2.086***	4.898***	4.800***	4.743***	4.694***	4.637***	4.568***
	(0.030)	(0.024)	(0.024)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.024)
2016.year	2.127***	4.936***	4.837***	4.780***	4.731***	4.674***	4.605***
	(0.030)	(0.024)	(0.023)	(0.022)	(0.023)	(0.023)	(0.024)
2017.year	2.194***	5.012***	4.914***	4.856***	4.808***	4.751***	4.682***
	(0.030)	(0.022)	(0.022)	(0.021)	(0.022)	(0.022)	(0.023)
2018.year	2.233***	5.076***	4.977***	4.920***	4.871***	4.814***	4.745***
	(0.030)	(0.022)	(0.022)	(0.021)	(0.022)	(0.022)	(0.023)

Note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

[부표 2] 여성의 연도별 교육투자수익률

	Female						
year	Mincer	Model30	Model35	Model40	Model45	Model50	Model55
1998.year*S	0.053***	0.075***	0.085***	0.075***	0.060***	0.047***	0.039***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
1999.year*S	0.050***	0.071***	0.081***	0.071***	0.056***	0.043***	0.035***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2000.year*S	0.050***	0.072***	0.082***	0.072***	0.057***	0.044***	0.036***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2001.year*S	0.053***	0.076***	0.086***	0.076***	0.060***	0.048***	0.039***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2002.year*S	0.058***	0.082***	0.093***	0.083***	0.067***	0.055***	0.046***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2003.year*S	0.063***	0.087***	0.097***	0.088***	0.072***	0.059***	0.051***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2004.year*S	0.064***	0.089***	0.099***	0.089***	0.074***	0.061***	0.053***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2005.year*S	0.068***	0.093***	0.103***	0.093***	0.078***	0.065***	0.057***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2006.year*S	0.069***	0.093***	0.104***	0.094***	0.078***	0.065***	0.057***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2007.year*S	0.070***	0.094***	0.104***	0.094***	0.079***	0.066***	0.058***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2008.year*S	0.071***	0.094***	0.104***	0.094***	0.079***	0.066***	0.058***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2009.year*S	0.074***	0.097***	0.107***	0.097***	0.082***	0.069***	0.061***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2010.year*S	0.074***	0.095***	0.105***	0.095***	0.080***	0.067***	0.059***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2011.year*S	0.073***	0.096***	0.106***	0.096***	0.080***	0.068***	0.059***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2012.year*S	0.070***	0.093***	0.103***	0.093***	0.078***	0.065***	0.057***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2013.year*S	0.072***	0.095***	0.105***	0.095***	0.080***	0.067***	0.059***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2014.year*S	0.072***	0.093***	0.104***	0.094***	0.078***	0.066***	0.057***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2015.year*S	0.070***	0.091***	0.101***	0.091***	0.075***	0.063***	0.055***

	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2016.year*S	0.067***	0.087***	0.098***	0.088***	0.072***	0.059***	0.051***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2017.year*S	0.070***	0.091***	0.101***	0.091***	0.076***	0.063***	0.055***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2018.year*S	0.070***	0.087***	0.097***	0.087***	0.072***	0.059***	0.051***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Age	0.015***						
	(0.001)						
Age^2	-0.000***						
	(0.000)						
Normalized Age		-0.065***	0.008***	0.037***	0.037***	0.022***	0.006***
		(0.004)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
$(\text{Normalized Age})^2$		0.010***	0.005***	0.001***	-0.001***	-0.002***	-0.001***
		(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$(\text{Normalized Age})^3$		-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	0.000	0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$(\text{Normalized Age})^4$		0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* Normalized Age		0.005***	-0.001***	-0.003***	-0.003***	-0.002***	-0.001***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* $(\text{Normalized Age})^2$		-0.001***	-0.000***	-0.000***	0.000***	0.000***	0.000
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* $(\text{Normalized Age})^3$		0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	-0.000*	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* $(\text{Normalized Age})^4$		-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
1998.year	3.849***	3.890***	3.768***	3.896***	4.092***	4.244***	4.313***
	(0.032)	(0.025)	(0.023)	(0.019)	(0.016)	(0.015)	(0.016)
1999.year	3.867***	3.906***	3.784***	3.912***	4.108***	4.261***	4.330***
	(0.032)	(0.024)	(0.022)	(0.018)	(0.016)	(0.015)	(0.016)
2000.year	3.872***	3.900***	3.778***	3.906***	4.102***	4.255***	4.324***
	(0.032)	(0.025)	(0.024)	(0.020)	(0.019)	(0.017)	(0.017)
2001.year	3.870***	3.890***	3.768***	3.896***	4.092***	4.244***	4.313***
	(0.032)	(0.025)	(0.024)	(0.021)	(0.019)	(0.018)	(0.018)
2002.year	3.855***	3.851***	3.729***	3.857***	4.053***	4.206***	4.275***
	(0.032)	(0.025)	(0.024)	(0.021)	(0.020)	(0.019)	(0.019)
2003.year	3.835***	3.827***	3.705***	3.834***	4.030***	4.182***	4.251***
	(0.032)	(0.025)	(0.024)	(0.021)	(0.020)	(0.019)	(0.018)

2004.year	3.836***	3.824***	3.701***	3.830***	4.026***	4.178***	4.247***
	(0.033)	(0.026)	(0.024)	(0.021)	(0.021)	(0.020)	(0.020)
2005.year	3.812***	3.795***	3.673***	3.801***	3.997***	4.150***	4.219***
	(0.034)	(0.026)	(0.025)	(0.022)	(0.021)	(0.021)	(0.021)
2006.year	3.804***	3.796***	3.673***	3.802***	3.998***	4.150***	4.219***
	(0.034)	(0.027)	(0.026)	(0.023)	(0.023)	(0.022)	(0.022)
2007.year	3.802***	3.792***	3.670***	3.798***	3.994***	4.147***	4.216***
	(0.034)	(0.027)	(0.026)	(0.023)	(0.023)	(0.022)	(0.022)
2008.year	3.797***	3.785***	3.663***	3.792***	3.988***	4.140***	4.209***
	(0.035)	(0.027)	(0.026)	(0.024)	(0.023)	(0.023)	(0.023)
2009.year	3.739***	3.733***	3.611***	3.739***	3.936***	4.088***	4.157***
	(0.034)	(0.025)	(0.024)	(0.022)	(0.022)	(0.021)	(0.020)
2010.year	3.759***	3.766***	3.644***	3.773***	3.969***	4.121***	4.190***
	(0.033)	(0.025)	(0.024)	(0.022)	(0.021)	(0.020)	(0.020)
2011.year	3.773***	3.766***	3.644***	3.772***	3.968***	4.121***	4.190***
	(0.033)	(0.025)	(0.024)	(0.022)	(0.021)	(0.020)	(0.020)
2012.year	3.825***	3.819***	3.697***	3.825***	4.021***	4.174***	4.243***
	(0.034)	(0.025)	(0.025)	(0.023)	(0.022)	(0.022)	(0.021)
2013.year	3.811***	3.807***	3.685***	3.813***	4.009***	4.162***	4.231***
	(0.034)	(0.025)	(0.025)	(0.023)	(0.023)	(0.022)	(0.021)
2014.year	3.840***	3.849***	3.726***	3.855***	4.051***	4.203***	4.272***
	(0.034)	(0.026)	(0.025)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.022)
2015.year	3.882***	3.903***	3.781***	3.909***	4.105***	4.258***	4.326***
	(0.033)	(0.025)	(0.025)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.022)
2016.year	3.945***	3.975***	3.853***	3.981***	4.177***	4.330***	4.399***
	(0.033)	(0.026)	(0.025)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)
2017.year	3.926***	3.956***	3.834***	3.962***	4.158***	4.311***	4.380***
	(0.034)	(0.026)	(0.026)	(0.024)	(0.024)	(0.024)	(0.024)
2018.year	3.988***	4.058***	3.936***	4.064***	4.260***	4.413***	4.481***
	(0.034)	(0.027)	(0.026)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)

Note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Abstract

The Return on Investment in Education Considering Lifetime Income

Seohong Min

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

This paper considers the measurement error that appears in the dependent variable in estimating the return on investment in education. If the lifecycle income profile of an individual varies depending on his or her education level, using current income for the analysis will lead to biased results depending on the stage of income the individual is currently at. To this end, this paper tries to derive a more accurate educational investment return by examining the effect of individual education on lifetime income.

To estimate the return on investment in education considering lifetime income, the age at which current and lifetime income matched throughout the individual's lifecycle was normalized. As a result, a large and stable estimation coefficient was derived compared to the case of Mincer's wage function. Therefore, we confirmed the possibility that underestimation of the return on education investment was made in previous studies, which used the Mincer method.

However, the methodology used in this paper depends on the standard age of normalization. Analyzing through pseudo-panel data, the standard age between men and women appears different. Therefore, continuous research on lifecycle income profiles should be conducted.

Keywords : Return on Investment in Education, Measurement error, Lifecyle Income Profile, Lifetime Income

Student Number : 2017-20729

creative commons

COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

경제학 석사학위 논문

평생소득을 고려한 교육투자수익률

2020 년 8 월

서울대학교 대학원

경제학부

민 서 홍

국문초록

본 논문은 교육투자수익률을 추정함에 있어 종속변수에서 나타나는 측정오차를 고려하였다. 생애주기 소득경로가 개인의 교육수준에 따라서 상이하게 나타나는 경우, 현재소득을 분석에 사용하면 소득이 관측되는 생애주기 단계에 따라 편의가 발생할 수 있다. 이에 개인의 교육수준이 평생소득에 미치는 영향을 검토함으로써 보다 진정한 교육투자수익률을 도출하기 위해 노력했다.

구체적으로 평생소득을 고려한 교육의 투자수익률을 추정하기 위해 생애주기에 걸쳐 현재소득과 평생소득이 일치하는 연령으로 정규화하여 분석했다. 그 결과 Mincer의 임금함수를 사용한 경우와 비교할 때 크고 안정적인 추정계수가 도출되었다. 따라서 Mincer의 방식을 이용한 선행 연구에서 교육투자수익률에 대한 과소추정이 이루어졌을 가능성을 확인했다.

다만, 본 논문에서 사용한 방법론은 정규화의 기준연령에 따라 그 결과가 달라진다. 그리고 가(假) 패널자료(pseudo-panel data)를 통해 분석한 결과, 남녀 간 기준연령이 상이하게 나타난다. 따라서 생애주기 소득경로에 대한 지속적인 연구가 병행되어야 할 것이다.

주 요 어 : 교육투자수익률, 측정오차, 생애주기 소득경로, 평생소득
학　　번 : 2017-20729

목 차

제 1 장 서 론 1
제 1 절 연구 배경 1
제 2 절 선행 연구의 검토 2

제 2 장 평생소득의 고려 4
제 1 절 평생소득에 대한 검토의 필요성 4
제 2 절 측정오차의 문제 5

제 3 장 자료 및 분석방법 7
제 1 절 자료의 구성 7
제 2 절 모형설정 및 분석방법 7

제 4 장 실증분석 결과 10
제 1 절 연도별 교육투자수익률의 추세 10
제 2 절 코호트별 교육투자수익률 12
제 3 절 생애주기를 고려한 항상소득의 도출 및 활용 15

제 5 장 결론 19

참고문헌 21

부록 23

Abstract 29

표 목 차

[표 4.1] 남성 및 여성의 연도별 교육투자수익률 추세 10

[표 4.2] 남성의 연도-코호트 추정량 12

[표 4.3] 여성의 연도-코호트 추정량 14

[부표 1] 남성의 연도별 교육투자수익률 23

[부표 2] 여성의 연도별 교육투자수익률 26

그 림 목 차

[그림 2.1] 연간 근로소득과 항상소득 4

[그림 4.1] 남성 및 여성의 연도별 교육투자수익률 추세..... 11

[그림 4.2] 남성의 연도-코호트 추정량..... 13

[그림 4.3] 여성의 연도-코호트 추정량..... 14

[그림 4.4] 생애주기 소득경로의 가(假) 패널..... 16

[그림 4.5] 생애주기 소득경로 : 단순 평균..... 17

[그림 4.6] 생애주기 소득경로 : 절편 조정..... 17

제 1 장 서 론

제 1 절 연구 배경

인적자본은 개인 차원에서 소득증가의 요소임과 동시에 거시경제의 성장동력으로 작용한다. 이러한 인적자본의 형성은 주로 교육을 통해서 이루어지며, 합리적 개인은 비용과 편익을 고려하여 최적의 교육수준을 선택한다. 교육에는 상당한 시간과 금전적 비용이 소요되는데, 예를들어 입시를 위해 공교육 및 사교육비가 지출되고, 대학교육의 경우 등록금과 20대의 절반에 가까운 시기가 투입된다. 그럼에도 불구하고 우리나라는 높은 교육열로 1990년 23.6% 수준에 불과하던 고등교육기관 취학률이 2019년에는 67.8%로 증가하였으며, 총사교육비는 약 21조원에 달하는 것으로 조사되었다.[1] 국가차원에서도 법정의무교육을 제정하고, 교육과정 개편 등을 통해서 교육방향을 설정하고 있다. 또한, 사교육시장 과열로 인하여 사회적 비용이 발생하면 적절한 규제를 통해 개입하고, 구직자와 근로자에게 직업훈련을 지원하고 있다.

이처럼 개인적·사회적 차원에서 교육에 적극적인 투자가 나타나는 이유는 비용을 상회하는 편익이 기대되기 때문이다. 따라서 내부수익률법이나 Mincer(1974)의 임금함수 등을 활용하여 교육의 투자수익률을 검토하는 연구가 이루어져 왔다. 특히, Mincer의 방식은 교육 외 임금에 영향을 미치는 기타 변수에 대한 통제가 가능하기 때문에 자주 사용된다. 그렇지만 누락변수(omitted variable)가 존재하거나, 개인의 교육수준이 외생적으로 결정되지 않는 내생변수(endogenous variable)인 경우 최소자승법(Ordinary Least Squares)으로 도출한 추정계수에 편의(bias)가 발생하는 문제가 있다. 이에 관측하기 불가능한 개인의 능력을 통제하기 위해 대리변수(proxy variable)를 설정하거나, 내생성 문제를 고려하여 도구변수(instrumental variable)를 이용하는 등의 방법을 통해서 교육투자수익률의 추정에 나타날 수 있는 측정오차(measurement error)의 문제를 해결하기 위한 노력이 이루어져 왔다.

그러나 교육투자수익률은 장기적 관점에서 접근이 필요한 주제이다. 즉, 개인의 인적자본에 대한 투자가 생애주기에 걸쳐 변동하는 현재소득(current income)에 미치는 영향이 아닌 평생소득(lifetime income)의

[1] 출처 : 한국교육개발원 교육통계분석자료집, 통계청

수준에 미치는 효과를 분석할 때 진정한 교육의 투자수익률을 추정할 수 있을 것이다. 이를 통해 교육이 개인의 효용수준에 미치는 영향을 보다 엄밀하게 연구할 수 있을 것이며, 사회적 차원에서도 교육정책에 있어서 효율적 자원배분을 달성하는 결정에 도움이 될 것이다.

따라서 본 논문은 기존의 선행연구에서 상대적으로 관심이 부족했던 종속변수에서 나타나는 측정오차의 문제에 집중하여 평생소득을 고려한 교육투자수익률을 추정하고자 노력하였다. 이를 위해 한국노동연구원의 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study;이하 KLIPS) 자료에서 1998년부터 2018년까지 나타나는 교육투자수익률의 동태적 변화를 분석하였다. 또한, Mincer의 임금함수를 사용한 분석도 병행하여 평생소득을 고려하는 경우와 비교할 때 생애주기 단계에 따라 발생할 수 있는 과대추정 및 과소추정의 가능성을 검토한다.

제 2 절 선행 연구의 검토

Mincer의 임금함수를 통해 교육투자수익률을 도출하는 연구는 주로 추정과정에서 발생하는 내생성 문제를 해결하기 위한 노력이 이뤄져왔다. Ashenfelter and Krueger(1994), Ashenfelter and Rouse(1998) 등은 일란성 쌍둥이를 통해 개인의 선천적인 능력을 통제하였다. 이러한 연구 방법은 개인의 고정효과를 제거하여 편의를 줄일 수 있다는 장점과 함께, 일란성 쌍둥이 자료구성이 어렵다는 한계가 있다. 따라서 관찰 불가능한 개인의 능력에 대해서 대리변수를 도입하거나, 적절한 도구변수를 활용하는 연구가 수행되어 왔다.

최강식(2002)은 KLIPS 1차년도(1998)와 2차년도(1999) 자료를 통해 Mincer의 임금함수로 남성과 여성의 교육투자수익률을 추정하였다. 근로자의 부모 및 배우자의 학력수준 변수를 포함하여 분석한 결과 남녀 교육투자수익률은 각각 6~7% 및 6~8%로 큰 차이를 갖지 않는 것으로 나타났다.

금재호(2004)는 노동시장의 남녀 차별대우를 나타내는 대리변수로 직종별 남녀 근로자의 비율을 사용하여 교육의 투자수익률을 추정하였다. Mincer의 임금함수를 통해 KLIPS 3차년도 자료를 분석한 결과 여성의 교육투자수익률이 남성보다 낮게 나타남을 보였다.

김홍균 · 문용호(2006)는 경제활동인구부가조사를 이용하여 부모 및 부인의 교육수준을 능력에 대한 대리변수로 설정하고 교육투자수익률을

분석한다. 연구결과에 따르면 부모 및 부인의 교육수준이 포함됨에 따라 교육의 투자수익률이 44~60% 감소하는 것으로 나타나, 개인의 능력이 적절하게 통제되지 않는 경우 과대추정이 이루어질 수 있음을 보였다.

한성신 · 조인숙(2007)은 KLIPS의 4차년도에 조사된 대학입학시험 성적변수를 부모의 학력정보와 함께 능력의 대리변수로 사용하여 교육의 투자수익률을 추정하였다. 분석결과 남녀의 교육투자수익률에 큰 차이가 없다는 결론을 도출하였다.

김홍균 · 박승준(2016)은 동일한 교육수준이더라도 개인별로 교육의 투자수익률에 이질성이 존재할 수 있음을 고려하여 OLS와 분위별 회귀(Quantile Regression)를 사용하여 추정하였다. 2007년과 2014년 경제활동인구 부가조사를 통해 추정한 결과 임금분위가 높아질수록 교육투자수익률이 증가하였고, 분위별 체증정도는 여자가 남자보다 높은 것으로 나타났다.

도구변수를 통해 교육의 투자수익률을 분석한 연구에는 출생분기와 교육관련법률을 사용한 Angrist and Kreuger(1991) 및 Acemoglu and Angrist(2000) 등과 대학의 접근성을 활용한 Card(1995) 등의 연구가 있다. 한편, Carneiro and Lee(2011)은 대학등록에서 출신지역 구성을 이용하여 대학의 프리미엄 변화를 검토한다.

백일우 · 임정준(2008)은 배우자와 아버지 학력을 도구변수로 활용하여 2SLS(two stage least square) 추정법으로 교육투자수익률을 분석 하였다. 2005년 KLIPS로 분석한 결과 IV추정량은 OLS보다 높은 교육 투자수익률이 나타나, 기존의 OLS추정에 과소평가가 이루어지고 있음을 보였다.

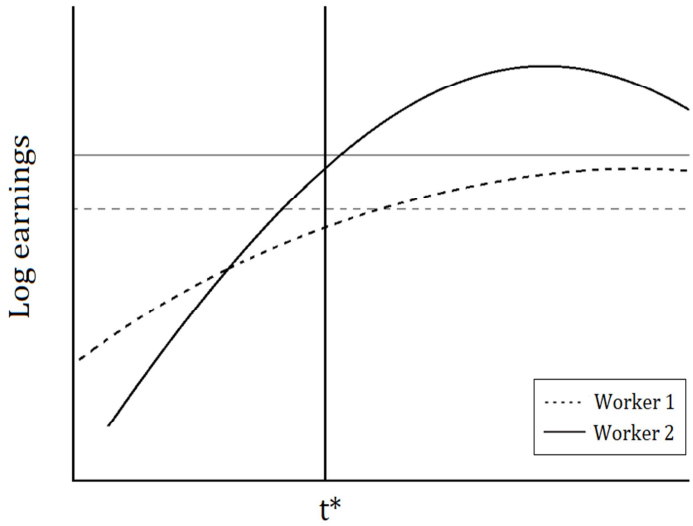
제 2 장 평생소득의 고려

제 1 절 평생소득에 대한 검토의 필요성

진정한 교육투자수익률을 추정함에 있어서 소득변수는 장기적 관점에서 검토되어야 할 필요가 있다. 생애주기에 걸친 평생소득으로 평가한 추정량이 개인의 효용수준에 미치는 영향뿐만 아니라, 교육투자에 대한 사회후생을 평가하는데 보다 적합하기 때문이다. 이처럼 장기적 주제를 다루는 여러 연구들은 현재소득을 평생소득의 대리변수로 사용함에 따라 나타날 수 있는 문제를 고려하고 있다(e.g., Modigliani and Brumberg, 1954; Friedman, 1957).

평생소득을 대신하여 현재소득을 사용하는 경우 측정오차의 문제가 나타나게 된다(Haider and Solon, 2006). 그럼에도 교육의 투자수익률에 관한 선행연구는 이러한 문제에 대해 상대적으로 관심이 부족했다. 여러 연구에서 현재소득과 평생소득의 차이를 과소평가하거나 무시하고, 단지 연령 및 연령의 자승을 통제하여 개인의 오목한 소득경로를 고려하는데 머물고 있다. 그러나 이런 방법은 서로 다른 교육수준을 갖는 개인에게 이질적 소득경로가 나타나는 경우 측정오차의 문제에서 자유롭지 못하다. 즉, 어떤 생애주기 단계에서 관측된 소득을 사용하는지에 따라 교육투자 수익률이 과소 또는 과대평가되는 편의가 나타나게 된다.

[그림 2.1] 연간 근로소득과 항상소득



[그림 2.1]에서 급격한 소득 증가를 보이는 근로자2가 근로자1보다 고학력이라고 가정한다. 교육수준에 따라서 개인의 생애주기 소득경로가 상이하게 나타난다면, 소득증가율과 소득수준이 높은 사람을 고학력으로 보는 것이 현실과 부합할 것이다. 오목한 선은 개인의 생애주기에 걸친 연간 근로소득(현재소득)을 나타내며, 수평선은 현재가치로 평가한 항상소득(평생소득)을 의미한다.

근로자 사이에 평생소득의 차이는 수평선 사이의 수직거리와 같으며, 이러한 평생소득을 사용한 분석이 진정한 교육투자수익률의 추정에 적합하다. 반면에 두 근로자에게 관측되는 현재소득의 차이는 t^*에서만 평생소득의 차이와 일치할 뿐, 대부분의 기간동안 상이한 값을 갖는다. 생애주기 초기($t < t^*$)에 관측되는 소득을 이용하면 교육투자수익률이 과소평가될 것이고, 생애주기 중후반($t > t^*$)에서 나타나는 현재소득을 사용하는 경우 과대평가가 나타날 것이다. 다음 절에서는 추정에서 발생하는 측정오차를 수식을 통해 검토한다.

제 2 절 측정오차의 문제

Haider and Solon(2006)에 따르면 관측하기 어려운 평생소득의 대리변수로 현재소득을 사용하는 경우 추정에 문제를 초래하는 변수오차편의(errors-in-variables biases)가 나타나게 된다. 이하에서는 연구목적에 따라 종속변수 또는 설명변수에 평생소득을 대신하여 현재소득을 설정하는 경우 나타날 수 있는 측정오차의 문제에 대해 검토한다. 먼저

추정하고자 하는 회귀모형은 다음과 같다.

(1) $y_i = \beta' X_i + \varepsilon_i$

오차항인 ε_i는 X_i와 상관관계가 없다고 가정한다. 먼저 본 연구처럼 종속변수 y_i에 (로그)평생소득이 설정되는 경우를 검토한다. 평생소득은 자료를 통해 관측하기 어렵기 때문에 개인 i의 t기 근로소득의 로그값인 현재소득 y_{it}로 대리하고, 평생소득과 현재소득의 관계는 다음과 같다.

(2) $y_{it} = \lambda_t y_i + v_{it}$

위 식에서 측정오차에 해당하는 v_{it}는 y_i와 상관관계가 없도록 설정한다. 그리고 현재소득과 평생소득 사이에 생애주기 패턴이 존재한다는 Björklund(1993), Jenkins(1987) 등의 연구를 반영하여 λ_t가 포함되어 있다. 식 (1)과 (2)를 종합하면 다음과 같다.

(3) $y_{it} = \lambda_t \beta' X_i + (\lambda_t \varepsilon_i + v_{it})$

위 회귀모형에 OLS를 적용하면, X_i의 추정계수에 대한 확률적 극한(probability limit)은 β가 아니라 $\lambda_t \beta$가 된다. 만약 λ_t가 1인 경우에는 y_i 대신 y_{it}를 사용하더라도 OLS를 통해 일치추정량 β를 얻을 수 있다. 그러나 현실적으로 λ_t는 생애주기에 따라 변동할 수 있고, 이러한 경우 추정계수는 β에서 벗어나는 편의를 보이게 된다.

한편, 앞서 언급한 Friedman(1957) 등의 연구와 같이 평생소득이 설명변수로 설정되는 경우에도 측정오차 문제가 나타날 수 있다. 식 (1)에서 X_i의 유일한 원소로 평생소득의 로그값 x_i를 가정하고, 연간소득의 로그값 x_{it}로 대리한다. 두 소득의 관계는 식 (2)와 유사하게 식 (4)와 같으며, v_{it}는 x_i 및 ε_{it}와 상관관계가 없도록 설정한다.

(4) $x_{it} = \lambda_t x_i + v_{it}$

x_{it}에 대한 y_i의 회귀에 OLS추정으로 도출한 기울기 계수의 확률적 극한은 다음과 같다.

(5) $\text{plim}\hat{\beta} = \frac{\text{Cov}(x_{it}, y_i)}{\text{Var}(x_{it})} = \theta_t \beta$

앞서 평생소득을 종속변수로 설정하는 경우와 마찬가지로, θ_t의 값에

따라 추정계수의 일치성이 확보되지 않음을 알 수 있다.[2]

이와 관련하여 Haider and Solon(2006)은 1951~1991년 Health and Retirement Study(HRS) 구성원 표본을 바탕으로 Social Security Administration(SSA)의 소득자료를 통해 λ_t와 θ_t를 추정했다. 실증분석 결과 $\hat{\lambda}_t$ 및 $\hat{\theta}_t$는 생애주기에 걸쳐 변동하는 것으로 나타난다. 그러므로 현재소득을 평생소득의 대리변수로 사용하는 경우 나타날 수 있는 측정 오차의 문제를 고려한 분석이 요구된다.

[2] 이때 불일치를 초래하는 θ_t는 x_{it}에 대한 x_i의 회귀(reverse regression)의 기울기 계수로, 신뢰성 비율 (reliability ratio)이라고도 하며 다음과 같다.

$$\theta_t \equiv \frac{\mathrm{Cov}(x_{it}, x_i)}{\mathrm{Var}(x_{it})} = \frac{\lambda_t \mathrm{Var}(x_i)}{\lambda_t^2 \mathrm{Var}(x_i) + \mathrm{Var}(v_{it})}$$

제 3 장 자료 및 분석방법

제 1 절 자료의 구성

분석을 위해서 KLIPS 1차년도(1998년)부터 21차년도(2018년)의 자료를 사용한다. 비임금근로자를 제외한 임금근로자만을 대상으로 하며, 월평균임금액수는 한국은행 소비자물가지수(2015년 기준)를 통해 실질가치로 전환하였다.[3] 또한 이상치(outlier)를 고려하여 월소득이 50만원 미만이거나 2,000만원을 초과하는 경우 표본에서 제외하였다.

개인의 교육수준에 대한 변수로 교육연수를 사용한다. KLIPS에서는 교육연수에 대한 정보를 독립적으로 조사하고 있지 않아, 학력 및 학년 정보를 바탕으로 교육연수를 구성하였다. 이에 따라 무학 및 미취학 0년부터 박사 졸업 · 수료의 경우 최대 21년의 범위를 갖는다.[4]

연령은 조사연도에서 출생연도를 뺀 값으로 설정하였으며, 각 연도별로 25세부터 64세를 대상으로 표본을 구성하였다. 따라서 1차년도의 경우에는 1934년생부터 1973년생을, 21차년도 표본에는 1954년생부터 1993년생을 포함한다. 남성은 6,209명에 대해 21년 동안 53,905개의 관측치가 존재하며, 여성의 경우 4,507명에 대해 31,675개로 구성되어 불균형 패널자료(unbalanced panel data)를 형성한다.

제 2 절 모형설정 및 분석방법

지금까지 검토한 바에 따르면 진정한 교육의 투자수익률을 추정하기 위해서는 임금에 영향을 미치는 관측되지 않는 개인의 능력에 대한 통제뿐만 아니라, 평생소득의 대리변수로 현재소득을 사용함에 따라 발생할 수 있는 측정오차에 대한 고려도 요구된다. 이와 관련하여 세대간 소득이동성(intergenerational income mobility)에 대한 연구에서는 다년도

---

[3] KLIPS에서 제공하는 작년세전총연간근로소득 대신 월평균임금액수를 사용한 이유는 연간근로소득의 경우 조사가 6차년도 이후부터 이루어져 1998년부터 2002년까지의 교육투자수익률을 추정할 수 없었기 때문이다.

[4] 초등학교 6년, 중학교와 고등학교 각각 3년, 2년제 대학 및 전문대학 2년, 4년제 대학 4년, 대학원 석사 2년, 대학원 박사의 경우 3년으로 설정하였다.

에서 관측된 소득의 평균을 이용하거나, 평생소득과 밀접한 연관이 있는 교육연한을 도구변수로 설정하는 등의 방법을 통해서 추정에서 나타나는 편의를 보완하기 위한 노력이 이루어졌다.

본 논문은 Lee and Solon(2009)의 방법론을 응용하여 평생소득을 고려한 교육의 투자수익률을 추정하고자 한다. 이들은 Haider and Solon (2006)의 연구에서 편의가 30대에서 40대 중반에 최소화된다는 결과를 이용하는데, 40세를 기준연령으로 정규화(normalized)하여 분석한 결과 보다 안정적인 세대간 소득탄력성을 도출했다. 따라서 교육투자수익률을 추정하는 경우에도 개인의 생애주기에 걸친 현재소득과 평생소득이 일치 하는 연령구간을 도출하고 그 시기의 소득을 사용한다면, 앞서 불일치를 초래하는 λ_t가 1에 근사함에 따라 측정오차가 완화될 것이다.

다만, 한 코호트의 생애주기 동안 현재소득과 평생소득이 일치하는 연령대를 파악하기 위해서는 Haider and Solon(2006)처럼 약 40여년의 자료가 축적되어야 한다. 그러나 KLIPS는 21차까지만 조사가 이루어져 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령을 추정하기 어렵다.[5] 따라서 Lee and Solon(2009)의 방법론을 그대로 차용하여 40세를 기준으로 정규화 하여 분석한다.

먼저, 기존의 연구들과 비교할 때 평생소득을 고려하는 경우 교육의 투자수익률에 대한 편의가 어떻게 나타날 것인지를 검토하기 위해 가장 기본적인 Mincer의 임금함수를 설정한다.

(6) Mincer : $y_{it} = \alpha' D_t + \beta_t S_i + \gamma_1 \mathrm{Age}_{it} + \gamma_2 \mathrm{Age}_{it}^2 + \varepsilon_{it}$

한편, 본 논문에서 평생소득을 고려하여 교육투자수익률을 분석하기 위해 40세를 기준으로 정규화한 회귀모형은 다음과 같다.

(7) Model : $$\begin{aligned} y_{it} = \alpha' D_t &+ \beta_t S_i \\ &+ \gamma_1(\mathrm{Age}_{it} - 40) + \gamma_2(\mathrm{Age}_{it} - 40)^2 \\ &+ \gamma_3(\mathrm{Age}_{it} - 40)^3 + \gamma_4(\mathrm{Age}_{it} - 40)^4 \\ &+ \delta_1 S_i(\mathrm{Age}_{it} - 40) + \delta_2 S_i(\mathrm{Age}_{it} - 40)^2 \end{aligned}$$

[5] 한편, Haider and Solon(2006)이 사용한 HRS 및 SSA자료는 일종의 행정자료이지만, KLIPS는 설문조사를 통해 이뤄지는 패널자료이다. 따라서 자료의 성격이 상이함을 고려할 때 Haider and Solon(2006)의 방법론을 KLIPS에 그대로 적용하기 곤란하다. 다만, 패널자료를 이용한 Campbell and Cocco(2007)의 연구방법을 응용하여 KLIPS에서 나타나는 남녀의 소득경로를 보이고, 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령을 검토해보았다. 자세한 내용은 후술한다.

$$+\delta_3 S_i(\mathrm{Age}_{it}-40)^3+\delta_4 S_i(\mathrm{Age}_{it}-40)^4+\varepsilon_{it}$$

식 (6)과 식 (7)에서 y_{it}와 Age_{it}는 각각 개인 i의 t연도 로그 실질 월평균임금과 연령을 의미한다. S_i는 교육연수이고, D_t는 연도더미(year dummy), ε_{it}는 오차항을 나타낸다. 한편, 교육투자수익률에 대한 동태적 추세를 살펴보기 위해 S_i의 계수로 β_t를 설정했다. 이를 통해서 1998년부터 2018년 사이에 남성과 여성의 교육투자수익률이 어떻게 변하는지, 그리고 기존의 Mincer의 방식과 본 논문에서 설정한 모형의 추정결과에 어떠한 차이가 존재하는지를 검토한다.

한편, 식 (7)의 경우 교육수준에 따라 개인의 생애주기 소득경로가 상이할 수 있음을 고려하여 상호작용항을 추가했으며, 연령 및 상호작용항을 4승까지 설정하여 다양하게 나타날 수 있는 소득경로를 통제했다. 그리고 Lee and Solon(2009)과 같이 평생소득과 현재소득이 같아지는 연령을 40세로 가정하고 정규화했으므로, 개인 i의 연령이 40세가 되는 t년에 우변의 연령 및 상호작용항이 모두 제거되며, 좌변의 관측된 현재소득 y_{it}는 평생소득 y_i와 일치하게 된다. 이를 통해 교육연수 S_i가 평생소득에 미치는 영향을 분석하여 진정한 교육의 투자수익률을 추정할 수 있도록 모형을 구성했다.

본 연구에서 사용하는 KLIPS 자료는 Wooldridge(2002)의 테스트 결과 오차항에 자기상관(autocorrelation)이 존재한다. 따라서 오차항의 자기상관을 고려하기 위해 1계 자기상관(first-order autocorrelation), 즉 AR(1)을 가정하고 이분산성(heteroskedasticity)도 고려한 일반화 최소자승법(Generalized Least Squares)을 사용하여 교육투자수익률을 추정하였다.

제 4 장 실증분석 결과

제 1 절 연도별 교육투자수익률의 추세

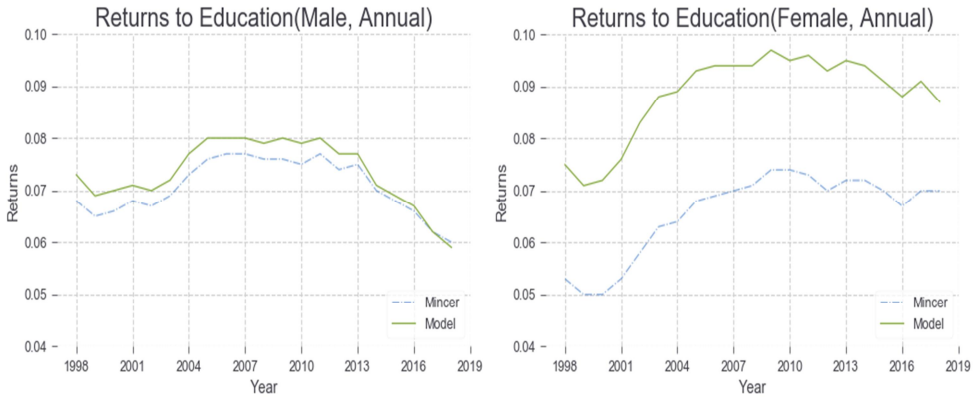
[표 4.1]은 남성과 여성의 연도별 교육투자수익률을 Mincer의 임금함수와 함께 본 논문의 모형을 통해 추정한 결과다. 평생소득을 고려한 모형의 교육투자수익률이 Mincer의 추정보다 크게 나타나고 있다.

[표 4.1] 남성 및 여성의 연도별 교육투자수익률 추세

	Male		Female	
Year	Mincer	Model	Mincer	Model
1998	0.068(0.001)	0.073(0.002)	0.053(0.002)	0.075(0.002)
1999	0.065(0.001)	0.069(0.002)	0.050(0.002)	0.071(0.002)
2000	0.066(0.001)	0.070(0.002)	0.050(0.002)	0.072(0.002)
2001	0.068(0.002)	0.071(0.002)	0.053(0.002)	0.076(0.002)
2002	0.067(0.001)	0.070(0.002)	0.058(0.002)	0.083(0.002)
2003	0.069(0.001)	0.072(0.001)	0.063(0.002)	0.088(0.002)
2004	0.073(0.001)	0.077(0.002)	0.064(0.002)	0.089(0.002)
2005	0.076(0.002)	0.080(0.002)	0.068(0.002)	0.093(0.002)
2006	0.077(0.002)	0.080(0.002)	0.069(0.002)	0.094(0.002)
2007	0.077(0.002)	0.080(0.002)	0.070(0.002)	0.094(0.002)
2008	0.076(0.002)	0.079(0.002)	0.071(0.002)	0.094(0.002)
2009	0.076(0.001)	0.080(0.002)	0.074(0.002)	0.097(0.002)
2010	0.075(0.001)	0.079(0.002)	0.074(0.001)	0.095(0.002)
2011	0.077(0.001)	0.080(0.001)	0.073(0.002)	0.096(0.002)
2012	0.074(0.001)	0.077(0.002)	0.070(0.002)	0.093(0.002)
2013	0.075(0.001)	0.077(0.002)	0.072(0.002)	0.095(0.002)
2014	0.070(0.001)	0.071(0.002)	0.072(0.002)	0.094(0.002)
2015	0.068(0.001)	0.069(0.002)	0.070(0.002)	0.091(0.002)
2016	0.066(0.001)	0.067(0.002)	0.067(0.002)	0.088(0.002)
2017	0.062(0.001)	0.062(0.001)	0.070(0.002)	0.091(0.002)
2018	0.060(0.001)	0.059(0.002)	0.070(0.002)	0.087(0.002)
Number of obs.	53,905		31,675	
Number of groups	6,209		4,507	

Note: 1) 괄호안의 수치는 각 추정계수에 대한 표준오차를 의미
2) 모든 추정치의 p-value는 0.01보다 작게 나타남

[그림 4.1] 남성 및 여성의 연도별 교육투자수익률 추세



구체적으로 남성의 경우 Mincer의 임금함수를 통해 추정한 결과는 교육연수가 1년 증가할 때 소득이 약 6~7% 증가하는 것으로 나타난다. 한편, 40세 기준으로 정규화한 본 논문의 모형으로 분석한 교육의 투자수익률은 대부분의 연도에서 Mincer의 임금함수로 도출한 계수보다 약 0.3%p 크게 나타나지만, 2018년에 역전되는 모습을 보인다.

여성의 경우에는 Mincer의 임금함수로 도출한 교육의 투자수익률이 조사초기에 약 5%에서 지속적으로 증가하는 추세를 가지며, 최근 10년 동안 약 7% 수준을 보인다. 또한, 남성과 달리 식 (7)로 추정한 결과는 식 (6)을 통해 분석한 것과 비교할 때 약 2%p 높은 수준을 유지한다.

남녀 모두 대부분의 기간에서 종속변수의 측정오차를 고려한 모형을 통해 도출한 교육투자수익률이 Mincer의 함수를 사용한 결과보다 높게 나타난다. 따라서 Mincer의 방식을 이용하는 기존 선행연구에서는 평생소득을 고려하지 않아 발생할 수 있는 편의로 인하여 교육투자수익률에 대한 과소평가가 이루어졌을 수 있다. 이러한 과소추정의 문제는 [그림 4.1]에서 확인할 수 있듯이 여성에게 더 크게 나타나는 것으로 보인다.

한편, 식 (6)과 식 (7)에서 도출한 교육투자수익율의 차이는 여성의 경우 안정적으로 유지되는 모습을 보인다. 반면, 남성은 2010년대에 그 격차가 줄어들어 2018년에는 Mincer의 임금함수를 통해 추정한 교육의 투자수익률이 더 높게 나타난다. 이와 관련하여 약 20년의 시간이 경과함에 따라 남성 세대의 생애주기 소득경로의 형태가 변하고, 그로 인해 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령이 40세에서 이탈했을 가능성이 있다. 따라서 본 논문의 모형을 통해서 교육투자수익률을 추정하는 경우 생애주기에 따른 소득경로가 변화하는 상황을 염두해야 할 필요가 있다.

제 2 절 코호트별 교육투자수익률

이 절에서는 중첩되는 5년 단위의 출생 코호트(overlapping five-year birth cohort)를 통해 교육투자수익률을 검토한다. 구체적으로 [표 4.2]에서 Mincer의 첫 번째 수치인 0.034는 1998년부터 2002년까지 각 연도마다 25~29세를 코호트로 구성하고, 이들에게 나타나는 연도별 추정계수를 단순평균한 값이다.[6] 이처럼 연령과 연도를 5년 단위로 분석하면 표집오차로 인한 노이즈를 완화시킬 수 있다. Mincer의 임금함수를 통한 분석과 비교할 수 있도록 우측에는 본 연구모형으로 추정한 계수가 배치되어 있다. 여성을 분석한 [표 4.3] 역시 동일한 방식으로 구성되어 있다.

[표 4.2]와 [표 4.3]를 통해서 교육투자수익률의 변화 양상을 보다 다양하게 검토할 수 있다. 먼저 표의 대각 원소들은 코호트의 동일성이 유지되는 상태에서 생애주기에 걸친 교육투자수익률의 변화를 확인할 수 있다. 또한 열(column)에 세로로 위치한 값들은 동일한 기간동안 서로 다른 연령 코호트 사이에 나타나는 추정량의 크기를 횡단면으로 비교할 수 있다. 마지막으로 행(row)에 위치한 값들은 동일 연령대에 나타나는 교육투자수익률을 시간이 경과함에 따라서 어떻게 변화하는지 살펴볼 수 있다.

[표 4.2] 남성의 연도-코호트 추정량

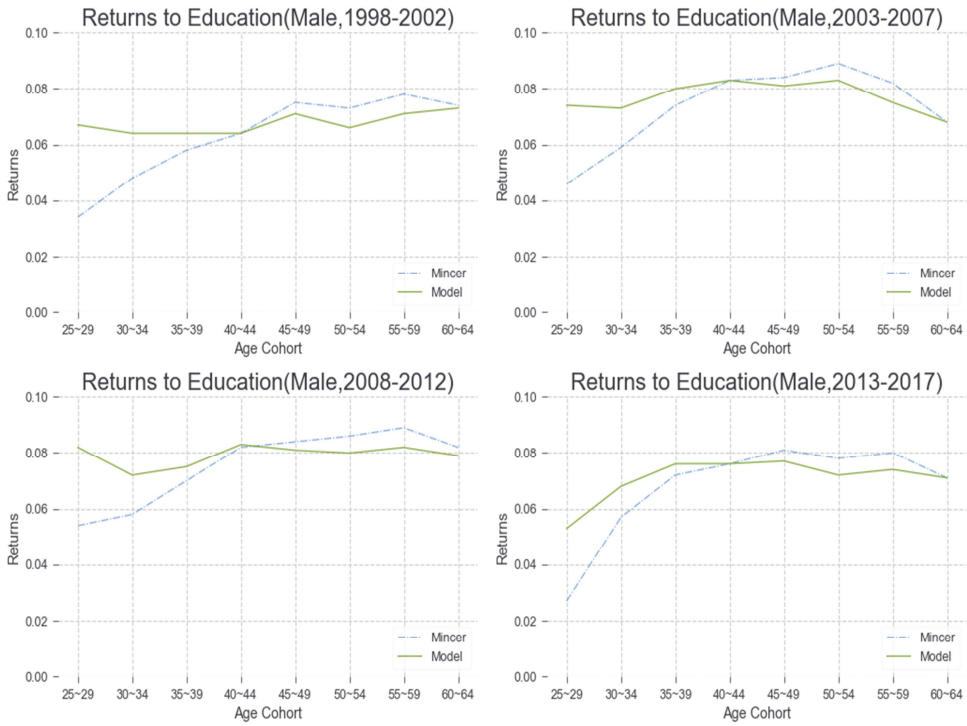
Male	Mincer				Model			
	98~02	03~07	08~12	13~17	98~02	03~07	08~12	13~17
25~29	0.034	0.046	0.054	0.027	0.067	0.074	0.082	0.053
30~34	0.048	0.059	0.058	0.057	0.064	0.073	0.072	0.068
35~39	0.058	0.074	0.070	0.072	0.064	0.080	0.075	0.076
40~44	0.064	0.083	0.082	0.076	0.064	0.083	0.083	0.076
45~49	0.075	0.084	0.084	0.081	0.071	0.081	0.081	0.077
50~54	0.073	0.089	0.086	0.078	0.066	0.083	0.080	0.072
55~59	0.078	0.082	0.089	0.080	0.071	0.075	0.082	0.074
60~64	0.074	0.068	0.082	0.071	0.073	0.068	0.079	0.071

[6] KLIPS 1차년도(1998년)에는 조사 당시 25~29세인 1969~1973년생으로 코호트가 구성되고, 5차년도(2002년) 조사에서도 25~29세인 1973~1977년생이 하나의 코호트로 이루어진다.

구체적으로 [표 4.2]에서 Mincer의 추정량을 분석하면 다음과 같다. 우선 세로 열을 살펴보면 각 기간마다 교육투자수익률이 20대에서 가장 낮게 나타나지만 점차 증가하여 주로 50대 코호트에서 최대값을 보이고, 60대에 감소하는 오목한 형태를 확인할 수 있다. 또한, 동일한 코호트의 생애주기에서 나타나는 추정계수의 변화를 확인하기 위해 대각 원소들의 수치를 검토하더라도 오목한 모습을 보인다. 예를 들어, 1998~2002년 25~29세 코호트의 추정계수는 0.034에서 지속적으로 증가하여 이들이 40~44세가 되는 2013~2017년에는 0.076의 값을 갖는다. 한편, 1998~2002년에 45~49세 코호트의 교육투자수익률은 0.075으로 시작하여 이들이 50~59세가 되는 2003~2012년 0.089로 증가한 후, 생애주기 후반부인 2013~2017년에 0.071로 감소한다.

이와 비교하면 식 (7)을 통해 도출한 값들은 Mincer의 추정량 보다 변화폭이 작아 생애주기에 걸친 교육투자수익률이 상대적으로 안정적인 모습을 갖는다. 이는 [그림 4.2]에서 확인할 수 있다. 본 논문에서 설정한 평생소득을 고려한 모형의 추정계수와 비교할 때, Mincer의 방식으로 도출한 교육의 투자수익률은 생애주기 초반에 과소추정이 이루어지지만, 후반에는 과대추정이 나타남을 확인할 수 있다.

[그림 4.2] 남성의 연도-코호트 추정량

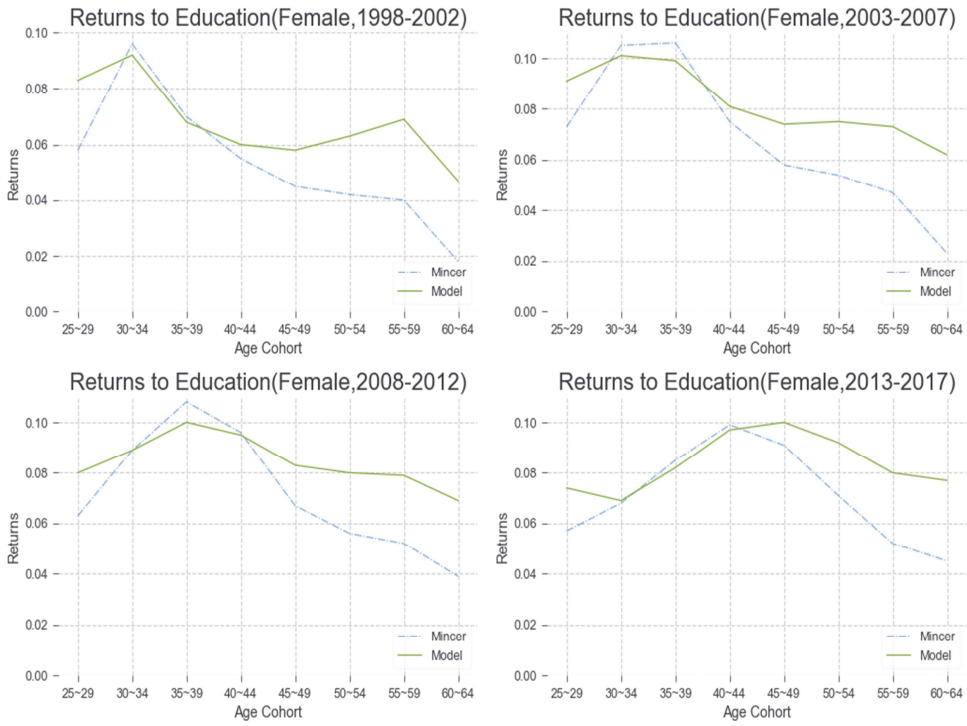


[표 4.3] 여성의 연도-코호트 추정량

Female	Mincer				Model			
	98~02	03~07	08~12	13~17	98~02	03~07	08~12	13~17
25~29	0.058	0.073	0.063	0.057	0.083	0.091	0.080	0.074
30~34	0.096	0.105	0.089	0.068	0.092	0.101	0.089	0.069
35~39	0.070	0.106	0.108	0.085	0.068	0.099	0.100	0.082
40~44	0.055	0.075	0.096	0.099	0.060	0.081	0.095	0.097
45~49	0.045	0.058	0.067	0.091	0.058	0.074	0.083	0.100
50~54	0.042	0.054	0.056	0.071	0.063	0.075	0.080	0.092
55~59	0.040	0.047	0.052	0.052	0.069	0.073	0.079	0.080
60~64	0.018	0.023	0.039	0.045	0.047	0.062	0.069	0.077

여성에게도 Mincer의 방식보다 본 논문의 모형으로 추정한 계수가 보다 안정적으로 나타난다. 다만, [그림 4.3]에서 Mincer의 임금함수로 추정된 여성의 교육투자수익률은 남성과 상이한 형태를 보인다. 여성의 경우 교육투자수익률이 주로 30대에서 가장 높으며, 남성과 비교할 때 0보다 큰 왜도(skewness)를 갖는다. 따라서 남녀 간의 생애주기 소득 경로에 본질적인 차이가 존재할 가능성이 있다.

[그림 4.3] 여성의 연도-코호트 추정량



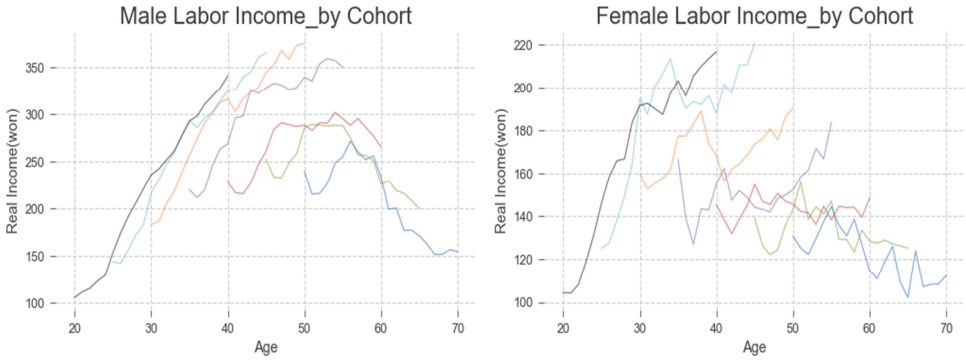
제 3 절 생애주기를 고려한 항상소득의 도출 및 활용

앞 절에서 남녀 모두 Mincer의 임금함수를 사용한 분석보다 식 (7)을 통해 추정한 교육의 투자수익률이 보다 안정적으로 나타나 수평선에 가까운 형태를 보였다. 이처럼 종속변수에서 발생하는 측정오차를 고려하여 기존 선행연구에서 나타날 수 있는 생애주기 단계에 따른 과소추정 또는 과대추정의 문제를 일정수준 보완할 수 있었다. 그렇지만 남녀 간 결과를 비교하면 여성의 변동폭이 더 크게 나타난다. 이는 단순히 표본 크기의 차이에 기인했을 가능성도 있지만, Mincer 방식으로 추정한 교육 투자수익률이 남녀 사이에 매우 상이한 모습을 갖는다는 점을 고려할 때 생애주기에 따른 소득경로가 서로 다를 수 있음을 의미한다. 또한, 앞서 검토한 바와 같이 남성의 연도별 교육투자수익률이 2018년도에 역전된 현상이나, 여성은 Mincer의 방식으로 평가한 교육투자수익률의 형태가 시기별로 달라진다는 점을 고려하면, 같은 성별에서도 조사시기에 따라 세대간 생애주기 소득경로가 변화할 수 있다.

이처럼 남녀 간 혹은 시기별로 생애주기 소득경로가 달라지면 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령 역시 변동할 수 있다. 따라서 KLIPS를 바탕으로 생애주기 소득경로를 살펴보는 것은 의미가 있는 주제이다. 다만, KLIPS는 21차년도까지만 조사되어 있기 때문에 한 코호트의 생애 주기 소득경로를 파악하기에는 그 기간이 짧다. 한편, Haider and Solon (2006)은 41년의 행정자료를 통해 평생소득과 현재소득의 관계를 분석 했지만 남녀를 구분하지 않았다. 따라서 Campbell and Cocco(2007)의 방법을 응용하여 남성과 여성의 생애주기 소득경로에 대한 가(假) 패널 자료(pseudo-panel data)를 구축하고, 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령이 어떻게 나타나는지 검토하고자 한다.

먼저 5년의 출생연도 단위로 코호트를 구성하여 일정 수준의 표본 크기를 확보하고, 각각의 코호트마다 21년에 걸친 소득경로를 도출한다. 구체적으로 가장 어린 코호트 집단은 1976~1980년생으로 이루어지며 1차년도에서 18~22세(평균 20세)이고, 21차년도에서는 38~42세(평균 40세)가 된다. 두 번째 코호트의 경우는 1971~1975년생으로 구성되어 1차년도에 23~27세(평균 25세), 21차년도에는 43~47세(평균 45세)가 된다. 이러한 방식으로 코호트를 설정하여 마지막 코호트는 1차년도에서 48~52세(평균 50세)이고, 21차년도에 68~72세(평균 70세)가 되는 1946~1950년생으로 구성하여, 총 7개 코호트에 대한 21년의 생애주기 소득경로를 도출한다.

[그림 4.4] 생애주기 소득경로의 가(假) 패널



[그림 4.4]는 남성과 여성의 코호트별 실질소득의 경로를 전개하여 나타낸 것이다. 남녀 모두에게 생애주기 소득경로에 대한 가(假) 패널은 Mincer의 방식으로 추정한 교육의 투자수익률과 유사한 형태를 보인다. 한편, 20세에서 시작하는 선은 1976~1980년생으로 이루어진 코호트의 21년 소득경로를 나타내며, 40세에 출발하는 선은 1956~1960년생으로 구성된 코호트의 소득경로를 보여준다. 40세를 기준으로 두 선의 절편이 서로 다른데, 남성의 경우 약 100만원, 여성은 약 70만원의 실질소득에 차이가 있다. 이는 2018년에 평균 40세가 되는 코호트와 1998년 평균 40세를 구성하는 코호트 사이에 존재하는 20년의 기간동안 발생한 경제 환경의 변화가 반영된 것으로 볼 수 있다.[7]

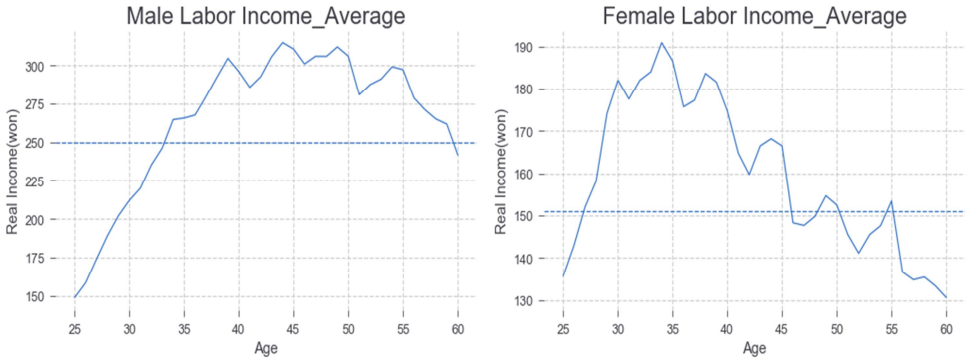
생애주기에 걸친 현재소득과 평생소득이 일치하는 연령을 도출하기 위해서는 [그림 4.4]에 있는 7개의 코호트별 소득경로를 하나로 나타낼 필요가 있으며, 이하에서는 두 가지 방법을 통해 검토하고자 한다. 먼저 연령을 기준으로 여러 코호트의 소득경로를 단순 평균하여 하나의 소득경로로 나타내는 것이다. 다른 방법은 인접 코호트 간에 존재하는 경제 여건의 변화를 반영하기 위해 두 소득경로가 최대한 중첩되도록 임의로 절편을 조정한 후 하나의 생애주기 소득경로를 도출하는 것이다.[8] 한편, 표본이 적은 20~24세 및 60세를 초과하는 연령은 절사하였다.

---

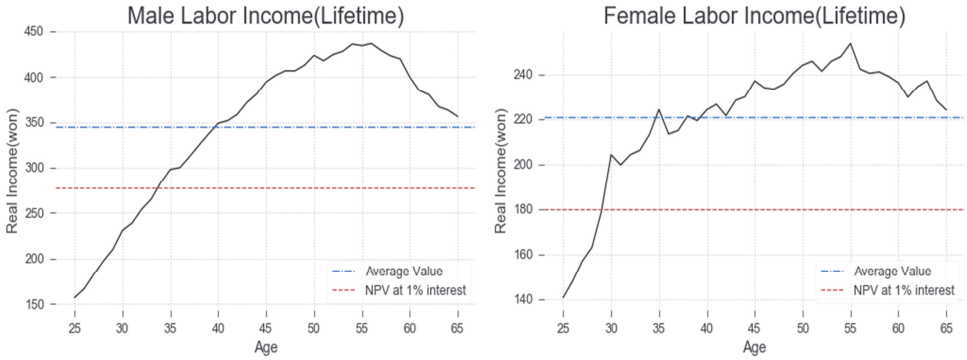
[7] 구체적으로 남성 40세 수직축을 기준으로 총 5개의 선이 존재하는데, 위에서부터 평균 20세, 평균 25세, 평균 30세, 평균 35세, 평균 40세 코호트에 대한 소득경로를 나타낸다. 각 절편은 20세 코호트의 경우 KLIPS 21차, 25세는 16차, 30세는 11차, 35세는 6차, 40세는 1차 자료에서 나타나는 평균소득을 의미한다. 따라서 인접하는 코호트 간 소득경로에서 나타나는 수직거리의 차이는 5년 사이에 발생한 임금인상, 경제성장 등의 영향을 반영한다고 볼 수 있다.

[8] 물론 이 방법론은 각 코호트의 생애주기경로가 동일하게 반복되고, 단지 경제 여건에 따라서 높낮이(소득수준)만 차이가 난다는 강한 가정 하에서 성립한다.

[그림 4.5] 생애주기 소득경로 : 단순 평균



[그림 4.6] 생애주기 소득경로 : 절편 조정



먼저 [그림 4.5]는 각 코호트의 소득경로를 단순 평균하여 나타낸 것이다. 남녀 모두 Mincer의 임금함수를 통해 검토한 교육투자수익률과 유사하게 오목한 형태를 보인다. 다만, 이런 방식은 실제의 소득경로를 크게 과소평가할 가능성이 존재한다. 구체적으로 여성의 경우 가장 높은 평균 실질소득이 200만원에도 미치지 못하는 것으로 나타나는데, 이는 현실적인 임금수준이라고 보기 어렵다. 또한, 현재소득을 이자율로 할인하여 도출하는 항상소득 역시 너무 작게 평가되는 문제가 있다. 따라서 생애주기에 나타나는 연도별 소득의 단순 평균을 평생소득으로 가정하고 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령을 검토하였다. 남성의 경우 30대 초반에 일치하고, 여성은 20대 중후반과 45~55세에서 일치하는 것으로 나타나고 있다.

임의로 절편을 수정하여 도출한 생애주기 소득경로는 [그림 4.6]에 나타나 있다. 앞서 평균으로 구한 경우와 비교할 때 남녀 모두 더 높은 소득수준을 보이며, 특히 여성의 생애주기 소득경로는 매우 다른 형태를 갖는다. 한편, 연소득의 흐름을 항상소득으로 평가하려면 이자율로 할인하는 과정이 필요하다. 그러나 이자율 역시 21개년의 자료만 존재하고

향후 변화방향에 대해서는 알 수 없다. 따라서 1%의 이자율을 설정하여 도출한 항상소득과 현재소득의 평균값을 함께 표시하였다. 1%로 할인한 평생소득은 남성의 경우 30대 중반에서 일치하고, 여성은 20대 후반에 같아진다. 평균소득의 경우 남성은 40세에서, 여성은 30대 중반부터 40대 초반에 걸쳐 현재소득과 만나고 있다.

종합하면 두 가지 방법을 통해 생애주기 소득경로를 도출하고 현재소득과 평생소득이 일치하는 연령을 검토한 결과, 남녀 간에 차이가 존재하는 것으로 보인다. 물론 장래에 KLIPS가 충분히 누적되어 실제 생애주기 경로를 추적할 수 있다면, 두 소득이 같아지는 연령은 앞서 분석한 결과와 다를 것이다. 다만, 가(假) 패널을 이용해 분석하는 목적은 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령을 정확히 추정하기 보다는 남녀 간에 차이가 존재할 수 있음을 보이는 것이다. 이는 여성의 경우에 출산 및 육아로 노동시장에 이탈한 이후 다시 경제활동에 참여하더라도 경력단절 등을 이유로 소득증가가 제한적으로 이루어지는 현실과 관련이 있을 것이다. 결국 남성과 여성은 상이한 생애주기 소득경로를 갖게 되며, 그로 인하여 평생소득과 현재소득이 같아지는 연령에 서로 차이가 나타날 수 있음을 보였다는 점에 의의가 있다.

문제는 앞서 도출한 교육투자수익률은 평생소득과 현재소득이 남녀 모두 40세에서 일치한다는 가정 하에서 이루어졌다는 점이다. 지금까지 남성과 여성의 정규화 기준이 되는 연령이 상이할 수 있음을 확인했으며, 두 소득이 일치하는 연령이 40세가 아니라면 앞서 검토한 추정량 역시 편의의 문제에서 자유롭지 못하다. 따라서 추가적으로 30세, 35세, 45세, 50세, 55세를 기준으로 정규화하여 교육의 투자수익률을 추정하였으며, 자세한 결과는 부록에 추가하였다.

분석결과를 살펴보면 남성의 경우 정규화 기준연령이 높아질수록 본 연구에서 설정한 모형의 계수가 증가하고, 증가폭은 감소하였다. 여성은 35세로 정규화한 교육의 투자수익률이 가장 높게 나타났으며, 35세에서 멀어질수록 추정량이 감소하였다. 따라서 제4장 제2절에서 검토한 바와 같이 본 논문의 모형은 Mincer의 임금함수를 사용한 분석에서 나타나는 생애주기 단계에 따른 과소추정이나 과대추정을 완화하는 장점을 갖지만, 정규화의 기준연령을 설정함에 있어서 주의를 요한다.

제 5 장 결론

지금까지 인적자본 형성을 위한 교육의 투자수익률을 추정함에 있어 평생소득의 대리변수로 현재소득을 사용함에 따라 나타날 수 있는 측정오차를 고려했다. 그 과정에서 Mincer의 방식을 통해 도출한 교육투자수익률은 평생소득을 고려한 모형으로 추정한 계수보다 작게 나타났으며, 이러한 과소추정은 여성에게 더 크게 발생했다. 한편, 연령별 코호트를 설정하여 검토한 결과, 본 논문의 모형을 통한 분석에서 보다 안정적인 계수가 도출되었다. 이는 Mincer의 방식으로 교육투자수익률을 추정할 경우 생애주기 단계에 따라서 측정오차의 문제를 초래할 수 있다는 것을 의미한다. 따라서 기존 선행연구의 분석결과는 진정한 교육투자수익률과 괴리가 존재할 가능성을 보였다.

본 논문에서 설정한 모형의 경우 정규화의 기준이 되는 연령에 따라 그 결과가 달라진다. 한편, 남성과 여성의 평생소득과 현재소득이 일치하는 연령에 차이가 나타날 수 있음을 검토하였다. 특히, 여성의 경우에 출산 및 육아 등으로 경력단절이 발생하고, 이후 노동시장에 재진입함에 따라 교육투자수익률이 남성과 상이한 형태를 갖는 것으로 보인다. 또한, 경제활동영역의 확대나 최근 출산율의 급감 등을 고려하면 장래 여성의 생애주기 소득경로가 변화할 가능성이 크다. 따라서 잘못된 기준연령을 설정함에 따라 오히려 측정오차의 문제가 더 커질 수 있음을 고려한다면, 개인의 소득경로에 대한 추가적인 연구를 바탕으로 정규화의 기준연령을 설정하는 노력이 병행되어야 할 것이다.

본 논문은 교육연수와 연령을 중심으로 가장 기본적인 모형을 통해 교육의 투자수익률을 분석했다는 점에서 다음과 같은 보완이 필요하다. 먼저, 연령과 교육연수 외 임금에 영향을 미치는 기타 변수들을 추가로 통제해야 한다. 특히 관찰하기 불가능한 개인의 능력에 대해 대리변수나 도구변수를 활용하여 분석해도 여전히 Mincer의 방식보다 높은 교육의 투자수익률이 도출되는지에 대해서 다양한 연구가 이루어져야 한다. 두 번째로 핵심 설명변수로 설정한 교육연수는 초등교육 1년과 대학교육의 1년을 무차별한 것으로 가정하는데, 이는 비현실적이다. 따라서 교육의 질적 측면을 반영한 연구가 요구된다. 마지막으로 본 논문에서는 개인을 분석 단위로 교육의 투자수익률을 도출했지만, 가구단위의 분석도 함께 이루어져야 한다. 특히 남성과 여성의 소득경로가 상이한 모습을 보이고,

일반적으로 여성은 가구의 두 번째 소득원(secondary earner)이라는 점 등을 고려할 때, 노동시장에 대한 진입결정(extensive margin) 및 근로 수준(intensive margin)을 고려한 분석은 가구단위에서 보다 구체적으로 이루어질 수 있다. 이러한 일련의 보완 및 검증을 통해 진정한 교육투자 수익률에 근접할 수 있을 것이다.

참고 문헌

Acemoglu, D. and Angrist, J. D. (2000), "How Large Are the Social Returns to Education? Evidence from Compulsory Schooling Laws", *in National Bureau of Economics Macroeconomics Annual 2000*, ed. Ben S. Bernanke and Kenneth S. Rogoff, 9-58, MIT Press, Cambridge, Mass.

Angrist, J. D. and Krueger, A. B. (1991), "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings", *Quarterly Journal of Economics*, 106(4), 979-1014.

Ashenfelter, O. C. and Krueger, A. B. (1994) "Estimates of the Economic Return to Schooling for a New Sample of Twins", *American Economic Review*, 84(5), 1157-1173.

Ashenfelter, O. C. and Rouse, C. E. (1998), "Income, schooling, and ability: Evidence from a New Sample of Identical Twins", *Quarterly Journal of Economics*, 113(1), 253-284.

Björklund, A. (1993), "A Comparison between Actual Distributions of Annual and Lifetime Income: Sweden 1951-89", *Review of Income and Wealth*, 39(4), 377-386.

Campbell, J. Y. and Cocco, J. F. (2007), "How do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data", *Journal of Monetary Economics*, 54(3), 591-621.

Card, D. (1995), "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling", *Essays in Honour of John Vanderkamp*, University of Toronto Press, 201-222.

Carneiro, P and Lee, S. (2011), "Trends in Quality-adjusted Skill Premia in the United States, 1960-2000", *American Economic Review*, 101(6), 2309-2349.

Friedman, M. (1957), "A Theory of the Consumption Function", Princeton: Princeton University Press.

Haider, S. and Solon, G. (2006), "Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings", *American Economic Review*, 96(4), 1308-1320.

Jenkins, S. (1987), "Snapshots versus Movies: 'Lifecycle Biases' and the Estimation of Intergenerational Earnings Inheritance", *European Economic Review*, 31(5), 1149-1158.

Lee, C. and Solon, G. (2009), "Trend in Intergenerational Income Mobility", *Review of Economics and Statistics*, 91(4), 766-772.

Mincer, J. (1974), “Schooling, Experience and Earnings”, New York: National Bureau of Economic Research.

Modigliani, F. and Brumberg, R. (1954), “Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data”, in Kenneth K. Kurihara, ed., *Post-keynesian economics*. New Brunswick: Rutgers University Press, 388-436.

Wooldridge, J. M. (2002), “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data”, Cambridge, MA, MIT Press.

금재호(2004), “노동시장의 이중구조와 성차별 : 직종분리를 중심으로”, 응용경제, 6(3), 259-289.

김홍균·문용호(2006), “부모 및 부인의 교육수준과 교육투자수익률”, 재정논집, 21(1), 1-22.

김홍균·박승준(2016), “분위별 교육투자수익률 추정”, 재정학연구, 9(1), 1-25.

백일우·임정준(2008), “도구변수를 이용한 여성고등교육의 투자수익률 분석”, 교육행정학연구, 26(3), 75-94.

최강식(2002), “교육투자의 경제적 수익률 분석”, 응용경제, 4(2), 5-29.

한성신·조인숙(2007), “한국의 교육투자수익률 및 학위효과: 남녀 비교”, 노동경제논집, 30(1), 1-30.

부 록

[부표 1] 남성의 연도별 교육투자수익률

	Male						
year	Mincer	Model30	Model35	Model40	Model45	Model50	Model55
1998.year*S	0.068***	0.043***	0.062***	0.073***	0.081***	0.087***	0.088***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
1999.year*S	0.065***	0.039***	0.058***	0.069***	0.077***	0.083***	0.084***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2000.year*S	0.066***	0.039***	0.058***	0.070***	0.078***	0.083***	0.085***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2001.year*S	0.068***	0.041***	0.059***	0.071***	0.079***	0.085***	0.086***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2002.year*S	0.067***	0.039***	0.058***	0.070***	0.078***	0.083***	0.085***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2003.year*S	0.069***	0.042***	0.061***	0.072***	0.080***	0.086***	0.087***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2004.year*S	0.073***	0.047***	0.066***	0.077***	0.085***	0.091***	0.092***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2005.year*S	0.076***	0.049***	0.068***	0.080***	0.088***	0.093***	0.094***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2006.year*S	0.077***	0.050***	0.069***	0.080***	0.088***	0.094***	0.095***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2007.year*S	0.077***	0.050***	0.069***	0.080***	0.088***	0.094***	0.095***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2008.year*S	0.076***	0.049***	0.068***	0.079***	0.087***	0.093***	0.094***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2009.year*S	0.076***	0.049***	0.068***	0.080***	0.088***	0.093***	0.095***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2010.year*S	0.075***	0.048***	0.067***	0.079***	0.087***	0.092***	0.094***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2011.year*S	0.077***	0.050***	0.069***	0.080***	0.088***	0.094***	0.095***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2012.year*S	0.074***	0.046***	0.065***	0.077***	0.085***	0.090***	0.092***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2013.year*S	0.075***	0.046***	0.065***	0.077***	0.085***	0.090***	0.092***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)

2014.year*S	0.070***	0.041***	0.060***	0.071***	0.079***	0.085***	0.086***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2015.year*S	0.068***	0.038***	0.057***	0.069***	0.077***	0.082***	0.084***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2016.year*S	0.066***	0.036***	0.055***	0.067***	0.075***	0.080***	0.082***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2017.year*S	0.062***	0.031***	0.050***	0.062***	0.070***	0.075***	0.077***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2018.year*S	0.060***	0.028***	0.047***	0.059***	0.067***	0.072***	0.074***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Age	0.118***						
	(0.001)						
Age^2	-0.001***						
	(0.000)						
Normalized Age		-0.026***	-0.014***	-0.010***	-0.010***	-0.013***	-0.015***
		(0.004)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
$(\text{Normalized Age})^2$		0.002***	0.001***	0.000	-0.000	-0.000*	-0.000
		(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$(\text{Normalized Age})^3$		-0.000**	-0.000**	-0.000***	-0.000***	0.000	0.000
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$(\text{Normalized Age})^4$		0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* Normalized Age		0.005***	0.003***	0.002***	0.001***	0.001***	-0.000**
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* $(\text{Normalized Age})^2$		-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* $(\text{Normalized Age})^3$		0.000***	0.000***	0.000***	-0.000	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* $(\text{Normalized Age})^4$		-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
1998.year	1.840***	4.593***	4.495***	4.437***	4.389***	4.332***	4.263***
	(0.029)	(0.023)	(0.022)	(0.021)	(0.022)	(0.021)	(0.021)
1999.year	1.843***	4.605***	4.507***	4.449***	4.401***	4.344***	4.275***
	(0.029)	(0.022)	(0.021)	(0.020)	(0.020)	(0.019)	(0.019)
2000.year	1.863***	4.633***	4.535***	4.478***	4.429***	4.372***	4.303***
	(0.030)	(0.024)	(0.023)	(0.021)	(0.022)	(0.021)	(0.022)
2001.year	1.863***	4.642***	4.544***	4.486***	4.438***	4.381***	4.312***
	(0.030)	(0.025)	(0.023)	(0.022)	(0.022)	(0.022)	(0.023)
2002.year	1.931***	4.716***	4.618***	4.560***	4.512***	4.455***	4.386***

	(0.029)	(0.023)	(0.022)	(0.020)	(0.021)	(0.021)	(0.022)
2003.year	1.937***	4.725***	4.627***	4.569***	4.520***	4.464***	4.395***
	(0.028)	(0.023)	(0.022)	(0.020)	(0.020)	(0.021)	(0.022)
2004.year	1.925***	4.697***	4.599***	4.541***	4.493***	4.436***	4.367***
	(0.030)	(0.025)	(0.024)	(0.022)	(0.022)	(0.022)	(0.023)
2005.year	1.911***	4.689***	4.591***	4.533***	4.484***	4.428***	4.359***
	(0.030)	(0.025)	(0.024)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.024)
2006.year	1.913***	4.693***	4.595***	4.537***	4.489***	4.432***	4.363***
	(0.031)	(0.025)	(0.024)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.024)
2007.year	1.925***	4.705***	4.607***	4.549***	4.500***	4.444***	4.375***
	(0.031)	(0.025)	(0.024)	(0.023)	(0.024)	(0.023)	(0.024)
2008.year	1.934***	4.713***	4.615***	4.557***	4.508***	4.451***	4.382***
	(0.031)	(0.025)	(0.024)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.024)
2009.year	1.904***	4.679***	4.581***	4.523***	4.474***	4.417***	4.348***
	(0.030)	(0.023)	(0.022)	(0.021)	(0.022)	(0.021)	(0.022)
2010.year	1.924***	4.704***	4.606***	4.549***	4.500***	4.443***	4.374***
	(0.030)	(0.024)	(0.023)	(0.022)	(0.023)	(0.022)	(0.023)
2011.year	1.907***	4.689***	4.591***	4.533***	4.485***	4.428***	4.359***
	(0.030)	(0.023)	(0.022)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.022)
2012.year	1.961***	4.754***	4.655***	4.598***	4.549***	4.492***	4.423***
	(0.030)	(0.024)	(0.023)	(0.021)	(0.022)	(0.022)	(0.023)
2013.year	1.969***	4.766***	4.668***	4.611***	4.562***	4.505***	4.436***
	(0.030)	(0.024)	(0.023)	(0.022)	(0.023)	(0.023)	(0.023)
2014.year	2.045***	4.847***	4.749***	4.691***	4.643***	4.586***	4.517***
	(0.030)	(0.025)	(0.024)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.024)
2015.year	2.086***	4.898***	4.800***	4.743***	4.694***	4.637***	4.568***
	(0.030)	(0.024)	(0.024)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.024)
2016.year	2.127***	4.936***	4.837***	4.780***	4.731***	4.674***	4.605***
	(0.030)	(0.024)	(0.023)	(0.022)	(0.023)	(0.023)	(0.024)
2017.year	2.194***	5.012***	4.914***	4.856***	4.808***	4.751***	4.682***
	(0.030)	(0.022)	(0.022)	(0.021)	(0.022)	(0.022)	(0.023)
2018.year	2.233***	5.076***	4.977***	4.920***	4.871***	4.814***	4.745***
	(0.030)	(0.022)	(0.022)	(0.021)	(0.022)	(0.022)	(0.023)

Note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

[부표 2] 여성의 연도별 교육투자수익률

	Female						
year	Mincer	Model30	Model35	Model40	Model45	Model50	Model55
1998.year*S	0.053***	0.075***	0.085***	0.075***	0.060***	0.047***	0.039***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
1999.year*S	0.050***	0.071***	0.081***	0.071***	0.056***	0.043***	0.035***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2000.year*S	0.050***	0.072***	0.082***	0.072***	0.057***	0.044***	0.036***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2001.year*S	0.053***	0.076***	0.086***	0.076***	0.060***	0.048***	0.039***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2002.year*S	0.058***	0.082***	0.093***	0.083***	0.067***	0.055***	0.046***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2003.year*S	0.063***	0.087***	0.097***	0.088***	0.072***	0.059***	0.051***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2004.year*S	0.064***	0.089***	0.099***	0.089***	0.074***	0.061***	0.053***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2005.year*S	0.068***	0.093***	0.103***	0.093***	0.078***	0.065***	0.057***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2006.year*S	0.069***	0.093***	0.104***	0.094***	0.078***	0.065***	0.057***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2007.year*S	0.070***	0.094***	0.104***	0.094***	0.079***	0.066***	0.058***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2008.year*S	0.071***	0.094***	0.104***	0.094***	0.079***	0.066***	0.058***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2009.year*S	0.074***	0.097***	0.107***	0.097***	0.082***	0.069***	0.061***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2010.year*S	0.074***	0.095***	0.105***	0.095***	0.080***	0.067***	0.059***
	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2011.year*S	0.073***	0.096***	0.106***	0.096***	0.080***	0.068***	0.059***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2012.year*S	0.070***	0.093***	0.103***	0.093***	0.078***	0.065***	0.057***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2013.year*S	0.072***	0.095***	0.105***	0.095***	0.080***	0.067***	0.059***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2014.year*S	0.072***	0.093***	0.104***	0.094***	0.078***	0.066***	0.057***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2015.year*S	0.070***	0.091***	0.101***	0.091***	0.075***	0.063***	0.055***

	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2016.year*S	0.067***	0.087***	0.098***	0.088***	0.072***	0.059***	0.051***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2017.year*S	0.070***	0.091***	0.101***	0.091***	0.076***	0.063***	0.055***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
2018.year*S	0.070***	0.087***	0.097***	0.087***	0.072***	0.059***	0.051***
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
Age	0.015***						
	(0.001)						
Age^2	-0.000***						
	(0.000)						
Normalized Age		-0.065***	0.008***	0.037***	0.037***	0.022***	0.006***
		(0.004)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
$(\text{Normalized Age})^2$		0.010***	0.005***	0.001***	-0.001***	-0.002***	-0.001***
		(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$(\text{Normalized Age})^3$		-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	0.000	0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
$(\text{Normalized Age})^4$		0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* Normalized Age		0.005***	-0.001***	-0.003***	-0.003***	-0.002***	-0.001***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* $(\text{Normalized Age})^2$		-0.001***	-0.000***	-0.000***	0.000***	0.000***	0.000
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* $(\text{Normalized Age})^3$		0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	-0.000*	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
S* $(\text{Normalized Age})^4$		-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***	-0.000***
		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
1998.year	3.849***	3.890***	3.768***	3.896***	4.092***	4.244***	4.313***
	(0.032)	(0.025)	(0.023)	(0.019)	(0.016)	(0.015)	(0.016)
1999.year	3.867***	3.906***	3.784***	3.912***	4.108***	4.261***	4.330***
	(0.032)	(0.024)	(0.022)	(0.018)	(0.016)	(0.015)	(0.016)
2000.year	3.872***	3.900***	3.778***	3.906***	4.102***	4.255***	4.324***
	(0.032)	(0.025)	(0.024)	(0.020)	(0.019)	(0.017)	(0.017)
2001.year	3.870***	3.890***	3.768***	3.896***	4.092***	4.244***	4.313***
	(0.032)	(0.025)	(0.024)	(0.021)	(0.019)	(0.018)	(0.018)
2002.year	3.855***	3.851***	3.729***	3.857***	4.053***	4.206***	4.275***
	(0.032)	(0.025)	(0.024)	(0.021)	(0.020)	(0.019)	(0.019)
2003.year	3.835***	3.827***	3.705***	3.834***	4.030***	4.182***	4.251***
	(0.032)	(0.025)	(0.024)	(0.021)	(0.020)	(0.019)	(0.018)

2004.year	3.836***	3.824***	3.701***	3.830***	4.026***	4.178***	4.247***
	(0.033)	(0.026)	(0.024)	(0.021)	(0.021)	(0.020)	(0.020)
2005.year	3.812***	3.795***	3.673***	3.801***	3.997***	4.150***	4.219***
	(0.034)	(0.026)	(0.025)	(0.022)	(0.021)	(0.021)	(0.021)
2006.year	3.804***	3.796***	3.673***	3.802***	3.998***	4.150***	4.219***
	(0.034)	(0.027)	(0.026)	(0.023)	(0.023)	(0.022)	(0.022)
2007.year	3.802***	3.792***	3.670***	3.798***	3.994***	4.147***	4.216***
	(0.034)	(0.027)	(0.026)	(0.023)	(0.023)	(0.022)	(0.022)
2008.year	3.797***	3.785***	3.663***	3.792***	3.988***	4.140***	4.209***
	(0.035)	(0.027)	(0.026)	(0.024)	(0.023)	(0.023)	(0.023)
2009.year	3.739***	3.733***	3.611***	3.739***	3.936***	4.088***	4.157***
	(0.034)	(0.025)	(0.024)	(0.022)	(0.022)	(0.021)	(0.020)
2010.year	3.759***	3.766***	3.644***	3.773***	3.969***	4.121***	4.190***
	(0.033)	(0.025)	(0.024)	(0.022)	(0.021)	(0.020)	(0.020)
2011.year	3.773***	3.766***	3.644***	3.772***	3.968***	4.121***	4.190***
	(0.033)	(0.025)	(0.024)	(0.022)	(0.021)	(0.020)	(0.020)
2012.year	3.825***	3.819***	3.697***	3.825***	4.021***	4.174***	4.243***
	(0.034)	(0.025)	(0.025)	(0.023)	(0.022)	(0.022)	(0.021)
2013.year	3.811***	3.807***	3.685***	3.813***	4.009***	4.162***	4.231***
	(0.034)	(0.025)	(0.025)	(0.023)	(0.023)	(0.022)	(0.021)
2014.year	3.840***	3.849***	3.726***	3.855***	4.051***	4.203***	4.272***
	(0.034)	(0.026)	(0.025)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.022)
2015.year	3.882***	3.903***	3.781***	3.909***	4.105***	4.258***	4.326***
	(0.033)	(0.025)	(0.025)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.022)
2016.year	3.945***	3.975***	3.853***	3.981***	4.177***	4.330***	4.399***
	(0.033)	(0.026)	(0.025)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)
2017.year	3.926***	3.956***	3.834***	3.962***	4.158***	4.311***	4.380***
	(0.034)	(0.026)	(0.026)	(0.024)	(0.024)	(0.024)	(0.024)
2018.year	3.988***	4.058***	3.936***	4.064***	4.260***	4.413***	4.481***
	(0.034)	(0.027)	(0.026)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)

Note: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Abstract

The Return on Investment in Education Considering Lifetime Income

Seohong Min

Department of Economics

The Graduate School

Seoul National University

This paper considers the measurement error that appears in the dependent variable in estimating the return on investment in education. If the lifecycle income profile of an individual varies depending on his or her education level, using current income for the analysis will lead to biased results depending on the stage of income the individual is currently at. To this end, this paper tries to derive a more accurate educational investment return by examining the effect of individual education on lifetime income.

To estimate the return on investment in education considering lifetime income, the age at which current and lifetime income matched throughout the individual's lifecycle was normalized. As a result, a large and stable estimation coefficient was derived compared to the case of Mincer's wage function. Therefore, we confirmed the possibility that underestimation of the return on education investment was made in previous studies, which used the Mincer method.

However, the methodology used in this paper depends on the standard age of normalization. Analyzing through pseudo-panel data, the standard age between men and women appears different. Therefore, continuous research on lifecycle income profiles should be conducted.

Keywords : Return on Investment in Education, Measurement error, Lifecyle Income Profile, Lifetime Income

Student Number : 2017-20729