

教育 投資收益率 分析*

申 東 鈞**

논문초록

현 연구의 목적은 교육투자수익률에 대한 강건한 추정치를 제공하고 이를 바탕으로 시사점을 유도하는 데에 있다. 투자수익률 추정과정에서 발생하는 교육 변수의 내생성 문제를 한국노동패널(KLIPS) 자료 상에 나타난 교육 재투자자들에 대한 정보를 이용하여 해결하고 추정한 결과, 투자수익률은 약 5.6%로 나타났으며 이는 내생성 문제를 해결하지 않았을 때의 추정치인 8.7%보다 낮아서 능력에 의한 편이가 존재함을 입증하고 있다. 또한 이러한 능력에 의한 편이로부터 자유로운 추정치들에 의하면 투자수익률은 여성보다는 남성에게 높게 나타나며 대학원 투자수익률은 인문사회계열 출신보다는 이공계열 출신에게 더 높게 나타나고 있다. 나아가 교육 투자수익률은 투자수준과 무관한 것이 아니라 투자를 더함에 따라 체증하는 것으로 나타났다. 이는 상대적으로 고소득자일수록 교육투자를 더한다는 발견과 결합하여 교육이 소득불평등을 더욱 악화시키는 기능을 수행함을 시사하고 있다.

핵심 주제어: 투자수익률, 패널데이터, 능력

경제학문헌목록 주제분류: JO, I0

투고 일자: 2010. 3. 8. 심사 및 수정 일자: 2010. 7. 1. 게재 확정 일자: 2010. 9. 10.

* 이 논문은 한국직업능력개발원의 2009년도 과제 '교육과 노동시장의 연계와 성과(I)' 연구의 일부로 수행되었음.

** 경희대학교 정경대학 경제학부 교수, e-mail: dgshin@khu.ac.kr

I. 도 입

주지하는 바와 같이 투자수익률에 대한 정보는 개인 차원에서의 투자의사 결정에 매우 중요한 정보를 제공할 뿐만이 아니라 사회적 차원에서의 자원배분의 효율성 및 형평성과 관련하여 매우 중요하다. 사회 전체적으로 볼 때 교육 투자의 효율성은 투자효과가 보다 큰 집단에 보다 많은 자원이 배분될 때 극대화된다. 따라서 교육성과를 극대화하기 위해서는 같은 재원을 투여했을 때 보다 큰 성과를 만들어 낼 수 있는 대상자를 선발하여야 할 것이다. 한편 형평성과 관련하여서는 전통적으로 교육이 소득 균등화에 기여한다고 믿어 왔는데 이 믿음의 이면에는 교육 등 인적자본 투자도 물질 자본 투자의 경우처럼 한계 생산성이 체감한다는 가정이 존재한다. 즉 투자수익률은 교육 수준이 높아짐에 따라 감소하기 때문에 한계 생산성이 보다 높은 저 교육 집단에 교육 기회를 확대시킴으로써 소득불평등을 줄일 수 있다는 것이다. 많은 외국의 연구들(대표적으로 Psacharopoulos and Patrinos, 2004)은 교육투자수익률을 국가 간 비교하는 과정에서 선진국보다 개발도상국에서 교육투자수익률이 더 높게 나타난다는 것을 발견하였으며 이러한 연구결과도 교육이 소득을 균등화시킨다는 믿음을 강화시키는 방향으로 작용하여 왔다. 그러나 반대로 한계 투자수익률이 체증하고 보다 높은 경제적 지위를 누리는 사람들이 보다 많은 교육 투자를 수행하는 경우 비록 고학력자에 대한 교육 투자는 전체적인 투자효율성을 높이는 방향으로 작용하나 소득불평등을 심화시키는 데에 기여할 것이다. 따라서 투자수익률에 대한 정확하고 상세한 정보는 올바른 교육정책 방향을 설정하는 데에 매우 중요한 정보를 제공하게 된다.

이에 따라 기존의 수많은 연구들은 투자수익률의 규모에 대한 엄밀한 분석을 시도하여 왔다. 교육의 투자수익률을 추정함에 있어서 최대의 난관은 교육 수준 선택의 내생성 문제를 어떻게 해결할 것인가에 있다. 투자수익률을 추정하고자 할 때에는 '임의로' 선택된 개인이 (표준화시켜 표현하면) 1년을 교육에 투자했을 경우 기대할 수 있는 예상 수익률을 식별해 내야 할 것이다. 그러나 횡단면 자료에 근거하여 개인 간 근로소득 차이를 개인 간 교육수준차이와 연계시키는 분석은 그 상관관계가 단순히 교육에 의한 효과를 넘어서 개인 간 존재하는 능력의 효과를 아울러 내포하고 있다는 문제점이 있다. 극단적인 경우 대졸자가 고졸자보다 더 높은 임금을 받는 이유는 교육을 더 받아서가 아니라 (교육을 받지 않았더라도) 능력이 더 뛰어난

사람들이 대학교를 갔기 때문일 수 있다.

이러한 능력에 의한 편익의 문제를 통제하지 못함은 교육 투자와 관련된 기존의 많은 연구들의 진전을 방해하는 요인으로 작용하였다. 예를 들어 교육이 소득재분배 기능을 하는가 아니면 소득불평등을 더욱 심화시키는가에 대한 논의와 관련하여 많은 학자들은 투자수익률과 소득수준과의 상관관계를 연구하였다(예를 들어 Martins and Pereira (2004), Mwabu and Scultz (1996) and Buchisky (1998)). 그러나 기존의 횡단면 자료에 근거한 연구들은 과연 그 상관관계가 개인의 선천적 능력 차이에서 오는지 아니면 (후천적인) 학교교육의 질적 차이에서 오는지를 구분하지 못함으로써 유효한 정책적 시사점을 도출하는 데에 실패하고 있다. 예를 들어 개인의 선천적 능력과 소득수준이 전혀 상관관계를 가지지 못하는 상황에서 소득수준과 (능력의 효과에 의해 오염되지 않은) 투자수익률이 정의 상관관계를 가질 경우 저소득층에 대한 교육의 양적 및 질적 투자 정책은 효율성에 대한 저해 없이 형평성을 제고하는 순기능을 가질 것이다. 그러나 소득수준이 개개인의 능력을 반영하고 그 수준에 따라 투자수익률이 결정될 경우에는 저소득층 내지 저교육수준 층에 대한 지원은 효율성의 희생 하에 소득불균등만을 지향하는 정책이 될 것이다.

능력의 효과 외에도 교육변수에 존재하는 측정오차의 문제는 또 다른 경로를 통하여 교육투자 변수의 내생성을 유발시킨다. 즉 교육 변수는 흔히 서베이를 통하여 획득하게 되는데 응답오차, 코딩에러 등 여러 이유로 실제 획득한 값은 참값을 그 대로 반영하지 못하는 경우가 많다. 이러한 측정오차 문제를 무시하고 민서류(Mincerian) 임금함수에 근거하여 투자수익률을 추정한 계수는 실제의 투자수익률을 과소평가하는 방향으로 작용할 것이다.

‘능력’의 효과를 제거한 상태에서 순수한 교육의 효과만을 추정하기 위해서 많은 기존의 연구들은 다양한 표본 및 추정방법을 채택하여 왔다. (제 2장에서 상세하게 소개하겠지만) 이러한 노력의 초기에는 개개인의 능력에 대한 대리 변수(예를 들어 IQ 점수)를 사용하였으며, 그 후 교육 연수에 대한 다양한 도구변수들을 사용하기도 하였다. 심지어 개인의 능력이 일관성 쌍둥이 사이에는 같다는 생각으로부터 일관성 쌍둥이 사이의 임금 차이를 둘 사이의 교육 수준 차이와 연결시켜 분석한 학자들도 있다. 유사하지만 다소 다른 접근방법으로 개인의 천부적 능력이 시간의 경과에 따라 변하지 않는다는 아이디어에 착안하여 일부 연구들은 개인 단위의 패널데이터를 이용하여 교육의 순효과를 추정하기도 하였다.

그러나 능력에 의한 편익의 문제와 측정오차에 기인한 편익문제가 공존하고 두 편익의 방향이 다를 경우 한 문제의 해결은 오히려 편익의 문제를 더 악화시킬 수도 있다. 예를 들어 IQ 등 능력에 대한 대리변수를 '성공적으로' 사용하여 능력 변수의 누락에 의한 투자수익률의 과대평가문제를 해결했다고 가정하자. 이 경우 교육변수의 측정오차에 의한 편익의 문제는 여전히 남아 오히려 능력에 의한 편익의 문제를 무시했을 경우보다도 투자수익률이 과소평가되는 현상은 더욱 심할 것이다. 아예 두 문제를 모두 도외시 했을 때에는 적어도 두 방향의 편익이 어느 정도 서로 상쇄되는 효과가 존재하기 때문이다. 또한 널리 알려져 있듯이 설명변수에 측정오차가 포함되어 있는 상태에서 능력의 효과를 제거하고자 패널데이터를 이용하여 차분된 등식을 사용할 경우 측정오차에 의한 추정량의 편익(attenuation inconsistency) 문제는 차분을 하지 않는 경우보다 더 심각해질 수 있다. 그 외 도구변수 추정법에 의해 (두 문제의 구분 없이) 교육변수의 내생성을 처리하고자 한 연구들도 많으나 Bound, Jaeger and Baker(1995)에 의해 연구되었듯이 도구변수와 내생변수와의 상관관계가 그다지 약하지 않은 경우에도 도구변수추정량이 가져다주는 편익의 크기는 종종 최소자승추정량의 그것보다 크다는 문제가 있다.

내생성 문제를 떠나 이러한 기존의 노력들은 많은 경우 기껏해야 교육의 순효과에 대한 모든 근로자들을 대상으로 하는 평균적인 수익률을 보고하고 있다. 그러나 교육정책과 관련된 유효한 시사점을 도출하기 위해서는 평균적인 개인에 해당하는 투자수익률을 넘어서 그 수익률이 다양한 경제, 사회 집단 간 어떻게 분포되어 있는가를 파악하여야 할 것이다. 예를 들어 교육 투자 수익률이 일반 투자수익률처럼 투자를 더함에 따라 체감하는지 아니면 체증하는지, 투자수익률에 있어서의 남녀 차이가 존재하는지 존재하면 그 원인은 어디에서 오는지, 대학 전공별 투자수익률 차이는 어떠한지, 투자수익률 패턴이 소득균등화 방향과 합치하는지 아니면 소득불평등을 심화시키는 방향으로 나타나는지 등에 대한 정보는 교육 정책을 통하여 노동시장의 효율성 및 형평성을 제고하는 데에 중요한 정보를 제공한다고 본다.

현 연구의 목적은 (i) 교육투자변수에 존재하는 두 가지 내생성 문제들을 패널자료를 이용하여 해결한 상태에서 순수한 교육투자수익률에 대한 추정치를 획득하며 (ii) 수익률이 투자수준과 무관하다는 기존의 가정을 완화하여 교육투자 수익률의 비선형성을 연구하며 나아가 투자수익률이 어느 투자 단계에서 가장 높게 나타나는지를 파악하는 데에 있다. (iii) 나아가 투자수익률에 있어서 성별 및 대학 전공별

등 집단별 이질성이 어떻게 나타나는지를 분석하며 (iv) 마지막으로 수익률 패턴이 소득불평등을 심화시키는 방향으로 혹은 균등화시키는 방향으로 작용하는 지를 판단하고자 한다.

두 내생성 문제들을 해소하기 위한 기본 접근 방법으로 현 연구에서는 Angrist and Newey(1991), Lee, Park, and Shin(2006), Park and Shin(2009) 등의 방법들을 병합하여 사용한다. 미국 노동시장을 대상으로 수행된 이 세 연구에서는 개인의 능력을 고정효과로 간주하고 개인에 대한 패널정보를 이용하여 이 고정효과를 제거하는 방식을 채택한다. Angrist and Newey(1991)는 투자수익률을 평균적인 근로자에 대해 추정하였으며, Lee, Park, and Shin(2006)은 투자수익률의 비선형성을 연구하였으며, Park and Shin(2009)은 교육투자와 소득불평등 사이의 관계를 연구하였다. Park and Shin(2009)은 Angrist and Newey(1991)나 Lee, Park, and Shin(2006)과는 달리 패널자료의 성격을 이용하여 교육변수에 존재하는 측정오차의 문제를 완화시켰다. 따라서 현 연구는 이 세 연구의 방법론들을 종합하여 한국 노동시장에 적용하는 형식을 취하고 있다. 투자수익률 기본 모형은 Angrist and Newey(1991)의 것을, 비선형성 추정 추정모형은 Lee, Park, and Shin(2006)의 것을 차용하고 있으며 여기에 교육변수에 존재하는 측정오차의 문제를 완화시키기 위한 방안으로서는 Park and Shin(2009)의 방법을 차용하고 있다.

이상의 방법을 적용하기 위해서는 교육 투자 이전과 이후의 임금 정보가 필요하다. Lee, Park, and Shin(2006)과 Park and Shin(2009)의 연구에 의하면 미국의 경우 적지 않은 근로자들이 노동시장에 진입한 후 일정기간 근로경력을 쌓은 후 다시 교육에 재투자하는 패턴을 보이고 있다. 동 연구들은 NLSY(National Longitudinal Survey of Youth) 표본을 분석한 결과 약 30%의 응답자가 동 기간 졸업 후 근로경력을 쌓다가 다시 교육에 재투자하는 양상을 보이고 있다고 보고하고 있다. 이들을 (교육) '재투자자'라 칭하자. 이 연구들은 교육투자 수익률을 추정함에 있어서 기본적으로 재투자 직전의 임금 대비 재투자 후의 임금이 (다른 개인 특성을 통제한 후에) 얼마나 높은가를 분석하고 있다. 이러한 접근법을 받아들이기 위해 현 연구에서는 KLIPS(Korea Labor and Income Panel Surveys) 자료를 이용하여 1998-2007 기간 동안 교육 재투자자를 수행한 응답자들을 추출하고 이들로부터 재투자 이전과 이후의 임금정보를 획득함으로써 교육투자 수익률을 계산하고자 한다. 특정 개인을 고정시켜 놓고 재투자기간과 임금변화의 상관관계를 추정하기 때문에

개인의 천부적 능력이 시간 불변이라는 가정이 성립되면 이 방법은 순수한 교육 투자의 효과에 대한 일치추정량을 제공할 것이다. 한편 교육변수의 측정오차문제를 완화하기 위해서는 Park and Shin (2009)의 연구에서처럼 교육변수에 대한 패널정보를 활용하여 개인별로 시계열 상에서 변수 값들을 내부적으로 일치시키는 방법을 채택한다.

현 연구의 의의는 다음의 몇 가지에서 찾아볼 수 있다. 첫째, 교육투자 수익률을 추정함에 있어서 국내에서는 최초로 그리고 외국 연구에서조차도 드물게 개인의 능력을 고정효과로 간주하고 패널자료를 이용하여 이를 제거하는 방식을 채택하고 있다. 교육 투자수익률을 추정하는 과정에서 관찰할 수 없는 능력의 존재에 의해 발생하는 교육 변수의 내생성을 기존의 국내 연구 모두 그리고 외국 연구들의 대부분은 도구변수 추정법에 의존하여 해결하고 있는데 Bound et al. (1995)에 의해 지적되었듯이 도구변수의 외생성이 통계적으로 보장된다고 하더라도 도구변수와 내생변수의 상관관계가 아주 강하지 않을 경우 표본 규모가 어느 정도 큰 경우에서조차 도구변수 추정량의 편의는 최소자승 추정량의 편의보다 오히려 더 클 수 있다. 이 외는 달리 현 연구 및 외국의 극히 일부의 연구는 능력에 의한 추정치의 편의문제를 도구변수 추정법이 아니라 패널자료를 이용하여 능력의 효과를 제거하는 방식을 취함으로써 기존 연구 결과의 강건성 검증을 전혀 다른 방법에 의존하여 수행하고 있다.

둘째, 패널자료를 이용한 투자수익률의 비선형성은 분석은 외국 연구에서조차 미출간된 논문이 하나 있는 실정이다. 정확히 언급하면 교육 투자 수익률의 비선형성 연구를 횡단면 자료에 근거하여 수행한 논문들은 많다. 이들은 전통적인 민서 임금 함수에 교육변수의 제곱항을 추가하거나 다양한 교육집단에 대한 더미변수를 이용하여 교육수준별 투자수익률을 추정하거나 혹은 국가별 교육 투자수익률과 국가별 평균교육수준과의 상관관계를 분석하고 있다. 이들은 대체로 투자수익률이 투자를 더함에 따라 체감한다는 결론에 이르렀지만 정확히 표현하면 이들이 추정한 비선형성은 개인간 비교에서 도출된 것이므로 실제로 특정 개인이 교육투자를 더해감에 따라 수익률이 체감한다는 것을 의미하지는 않는다. 현 연구와 Lee, Park, and Shin (2006)은 각각 한국노동시장과 미국노동시장에서 교육투자수익률이 체증함을 보이고 있다. 차후에 논의되겠지만 이는 교육투자의 효율성 및 형평성과 관련하여 매우 중요한 시사점을 제공한다고 본다.

마지막으로 현 연구에서는 교육투자 및 투자수익률의 다양한 집단 간 이질성을 연구함으로써 이로부터 다양한 의미 있는 정책적 시사점을 도출하고 있다. 교육투자수익률 면에서의 성차별에 대한 증거를 제시하고 있으며, 계열별 투자수익률 추정을 통하여 최근 이슈가 되고 있는 이공계 기피현상에 대한 시사점을 제공하고 있으며, 나아가 투자수익률의 비선형성을 상대소득수준과 연결시킴으로써 과연 교육이 소득불평등을 완화시키는 기능을 수행하는지에 대한 답을 제시하고자 하였다.

현 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 교육투자수익률 추정 방법을 둘러싼 이슈들을 기존의 연구들을 인용하면서 정리하며 국내 연구들을 중심으로 실증분석 결과를 요약한다. 제Ⅲ장에서는 현 연구에서 사용될 자료와 추정방법에 대해 소개하며 제Ⅳ장에서는 추정결과를 논한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 현 연구결과를 요약하고 정책적 시사점에 대해 논한다.

Ⅱ. 기존 문헌 연구

투자수익률 분석 방법에 대한 논의의 핵심에는 교육투자의 내생성 처리 방법론이 자리하고 있는데 이 내생성 문제는 다시 능력에 의한 편익의 문제와 교육투자 변수의 측정오차 문제로 나누어 논해 볼 수 있다. 실증분석 결과를 보고함에 있어서 국내외 연구결과를 총망라하여 보고하는 것은 지루할 뿐만이 아니라 현 연구 주제를 흐리게 할 위험성도 있다. 또한 외국의 경우는 Card (1995)에 의해 상당부분 상세하게 정리되었으므로 여기서는 외국 연구들에 대해서는 방법론과 관련된 이슈들에 한정하여 요약보고하고, 추정결과는 국내의 연구를 중심으로 요약보고 하겠다.

1. 능력에 의한 추정치의 편익의 문제

교육 투자수익률을 추정함에 있어서 최대의 난관은 관찰할 수 없는 개개인의 능력에 의한 추정치의 편익의 문제를 어떻게 해결할 것인가에 있다. 극단적으로 대졸자가 고졸자보다 더 높은 임금을 받는 것은 대졸자들이 대학 4년 동안 노동생산성을 더 높였기 때문이 아니라 대졸자들이 (교육을 4년 동안 전혀 받지 않았다고 하더라도) 고졸자보다 능력이 더 뛰어나기 때문일 수 있다. 이에 따라 교육 투자수익률을 추정하는 과정에서 개인 간 비교는 금기시 되어 왔다. 그럼에도 불구하고 실제의

실증분석 연구 결과를 보면 국내외 기존의 연구들 대부분은 횡단면 자료를 이용하여 단순히 개인 간 비교를 시도하고 있으며 심지어는 최근에 출간된 외국의 연구논문도 상당수 동 문제를 안고 있다. 후술하겠지만 이는 자료 및 추정방법상의 한계점을 반영한 결과라고 판단된다.

흔히 능력에 의한 추정치의 편의 문제를 해결하기 위하여 전통적으로 다음과 같은 방법들이 사용되어 왔다. 첫째, 상대적으로 오래된 연구들은 능력에 대한 대리변수를 사용하였다. 예를 들어 개개인의 선천적 능력에 대한 대리 변수로서 IQ test score를 사용한 연구들로서 Welch (1973), Griliches (1977, 1979), Chamberlain (1977) and Chamberlain and Griliches (1975, 1977) 등의 연구들을 들 수 있는데 이러한 방법들은 전반적으로 사용된 대리변수가 개개인의 능력을 충분히 대변할 수 있는지에 대한 의문점을 남기고 있다. 즉 개인의 IQ 점수가 그의 천부적 지능지수를 나타내는지 아니면 후천적 교육 효과를 나타내는지를 검증할 방법이 없다는 것이다.

제 2세대 연구들은 도구변수를 이용하여 교육의 내생성 문제를 해결하고자 하였다. 이 방법의 핵심은 개인의 교육 투자 행위와 관련이 되어 있으면서도 생산성에 직접 영향을 주지 않는 변수를 찾아내는 것이다. 이러한 도구변수 추정법을 채택한 연구들로는 Angrist and Krueger (1991), Card (1995), Conneely and Uusitalo (1997), Maluccio (1997) 등을 들 수 있다. 그러나 Bound et al. (1995) 등에 의해 지적되었듯이 실경제 데이터 분석 과정에서 통계적으로 유의한 도구변수를 찾는 것은 쉽지 않다. 그들은 실제 도구변수와 내생변수의 상관관계가 약할 때에는 도구변수 추정량의 불일치성이 최소자승추정량의 그것보다 더 클 수 있음을 보였다.

상대적으로 최근에 들어 소개된 흥미로운 분석기법으로는 Griliches (1979), Ashenfelter and Krueger (1994), Ashenfelter and Rouse (1998), Miller et al. (1995), Behrman et al. (1994), Isacsson (1997) 등의 연구에서 채택된 일란성 쌍둥이 데이터를 이용한 추정법을 들 수 있다. 이들이 채택한 기본 접근 방법의 취지는 다음과 같다.

$$\ln W_{i1} = \beta_1 + \beta_2 Education_{i1} + \epsilon_{i1} \text{ where } \epsilon_{i1} = \alpha_i + u_{i1} \quad (1)$$

$$\ln W_{i2} = \beta_1 + \beta_2 Education_{i2} + \epsilon_{i2} \text{ where } \epsilon_{i2} = \alpha_i + u_{i2} \quad (2)$$

$$\ln \frac{W_{i1}}{W_{i2}} = \beta_2 (Education_{i1} - Education_{i2}) + (u_{i1} - u_{i2}) \quad (3)$$

여기서 1과 2는 일란성 쌍둥이의 일련 번호를 나타내며, W 는 임금률을, 그리고 α 는 개개인의 관찰할 수 없는 능력을 나타낸다. 여기서 일란성 쌍둥이 사이에는 천부적으로 타고난 능력이 같다는 가정 하에서 쌍둥이 사이의 교육투자 수준 차이와 임금 차이의 상관관계를 분석함으로써 능력에 의한 추정치의 편의문제로부터 자유로운 결과를 도출할 수 있게 된다. 즉 등식 (1)과 등식 (2)의 차분으로 유도되는 등식 (3)에는 개인고정효과가 제거되어 더 이상 차분된 오차항은 차분된 교육 수준과 상관관계를 맺지 않게 된다. 그러나 현실적으로 일란성 쌍둥이 데이터를 획득하는 것은 쉽지 않으며 이 추정 방법도 천부적 능력이 일란성 쌍둥이 사이에서는 같다는 가정에 의존하고 있다

한편 Angrist and Newey (1991)는 패널데이터를 이용하여 교육 수준을 변화시킨 사람들을 대상으로 교육 변화 이전의 임금과 이후의 임금을 비교하는 방식을 취하였다. 결국 그들의 연구에서는 천부적 개인 능력을 하나의 고정효과를 간주하고 시간차분 방법을 통하여 이를 제거한 셈이 된다. 그러나 이 연구의 목적은 투자수익률을 보고하는 것이 아니라 투자수익률 추정에 흔히 사용되는 민서류의 임금함수 설정의 타당성 여부를 통계적으로 검증하는 것이었다. 최근 Park and Shin (2009), Lee, Park, and Shin (2006)은 이러한 Angrist and Newey (1991)의 접근방법을 발전시켜 전자는 교육과 소득불평등과의 관계를 분석하였으며 후자는 평균 투자수익률이 아니라 투자수익률의 다양한 그룹간 분포에 대해 연구하였다.

2. 교육 변수의 측정오차 문제

많은 연구자들이 지적하여 왔듯이 (예를 들어 Bound et al., 1994) 서베이를 통하여 수집된 변수들은 정도 차이는 있지만 대부분 측정오차를 수반하고 있다. 특히 임금, 근로시간, 산업, 직종 등 제 변수들에 나타난 측정오차의 성격 및 규모는 상당히 심각하다. 교육 수준도 대부분 서베이를 통하여 수집되기 때문에 이 문제로부터 자유로울 수는 없다. 실제로 많은 연구들에 의하면 서베이를 통하여 얻어진 교

육 변수에는 측정오차가 존재한다(Angrist and Krueger, 1995; Ashenfelter and Krueger, 1994; Ashenfelter and Rouse, 1998; Card, 2001; Kane, Rouse, and Staiger, 1999; Miller, Mulvey, and Martin, 1995 등). 다양한 검증자료를 이용하여 서베이 상에 나타난 교육 변수와 검증자료(validation data) 상에 나타난 교육변수의 상관관계를 추정해본 결과 위에 언급한 연구들을 포함하는 많은 연구들은 대략 그 추정치를 0.8~0.93 사이에서 보고하고 있다(Bound et al., 1994의 요약 자료를 재요약함). 이 수치는 임금이나 근로시간 등의 변수들과 비교하면 다소 작은 수치라고 판단되나 (그 판단 역시 Bound et al., 1994의 다른 변수들에 대한 요약 자료를 이용) 여전히 무시하지 못할 수치이며 또한 일부 연구에 의하면 측정오차가 임의로 발생하는 것이 아니라 측정오차의 크기와 교육 수준 사이에는 부(-)의 상관관계가 존재한다고 하였다(Card, 1999가 인용한 Siegel and Hodge, 1960를 재인용). 더구나 전술한 바와 같이 표준적인 계량경제 이론에 의하면 설명변수에 측정오차가 존재할 때 능력의 효과를 제거하고자 패널 데이터에 근거하여 차분된 등식을 사용할 경우 비록 차분을 통하여 개인 고정효과를 통제할 수 있는 장점이 있으나 이로 말미암아 측정오차에 의한 추정치의 불일치성 문제는 더욱 악화될 수 있다. 또한 상당히 예외적인 경우(Angrist and Krueger, 1991)를 제외하고는 교육 변수에 대한 도구변수를 찾는 노력은 성공하기가 쉽지 않으며 또한 Bound, Jaeger and Baker(1995)에 의해 연구되었듯이 도구변수와 내생변수와의 상관관계가 그다지 약하지 않은 경우에도 도구변수추정량이 가져다주는 편의의 크기는 종종 최소자승추정량의 그것보다 크다는 문제가 있다. 현 연구에서는 Park and Shin(2009)의 방법을 따라 우선 패널데이터의 특성을 활용하여 교육변수에 존재하는 측정오차의 문제를 최소화시키고 그 다음으로는 차분을 통하여 개인의 고정효과를 제거함으로써 교육변수의 내생성 문제에 대응한다.

3. 국내 실증분석 연구결과 요약

국내에서도 과거 10여 년간 교육 투자수익률 분석이 활발하게 진행되어 왔다. 일단 교육투자수익률을 직접적으로 추정한 연구자들만을 가나다 순으로 열거하면 금재호(2004), 김홍균·이예리(2003), 김홍균·조정현(2009), 박성준·황상인(2005), 백일우·임정준(2008), 이광호(2002), 장수명(2001), 최강식(2002), 한

성신·조인숙(2007) 등을 들 수 있다.

가장 빈번하게 사용된 데이터로는 KLIPS로서 앞서 열거한 9편 중 금재호(2004, 2000년 조사), 백일우·임정준(2008, 2005년 조사), 장수명·이변송(2001, 1998년 조사), 최강식(2002, 1998 및 1999년 조사), 한성신·조인숙(2007, 2001년 조사)의 5편이 이에 해당하며, 그 다음으로는 경제활동조사의 부가조사자료로서, 김홍균·이예리(2003), 김홍균·조정현(2009) 등에 의해 사용되었다. 한편 이광호(2002)는 상업계 고등학교 학생 420명을 대상으로 본인이 직접 조사한 자료를 분석하였으며, 박성준·황상인(2005)은 임금구조기본통계조사 자료를 사용하였다.

이상에 열거한 대부분의 연구들이 교육변수의 내생성 문제를 언급하였으나(본인의 추측으로는) 자료의 제약 상 이 문제를 성공적으로 해결할 수는 없었다. 그 중 한성신·조인숙(2007)은 개인의 관찰할 수 없는 능력의 효과가 생략됨으로써 발생할 수 있는 내생성 문제를 보완하기 위해 대리변수로서 대학입학시험성적을 사용하였으며, 백일우·임정준(2008)은 아버지 및 배우자의 학력을 도구 변수로 이용하여 추정하였다.

추정 결과를 보면 추정된 수익률을 3~5%대로 비교적 낮게 보고하고 있는 연구들로는 금재호(2004), 장수명·이변송(2001), 한성신·조인숙(2007) 등을 들 수 있고, 가장 높게는 백일우·임정준(2008)의 10~15% (도구변수로서 부 및 배우자의 학력을 사용할 경우) 수익률을 들 수 있다. 앞서 열거한 열편의 연구들 중 이 네 편을 제외한 나머지는 그 중간으로서 대략 6~10%의 수익률을 보고하고 있다. 특히 이광호(2002)는 직접 조사한 420명을 대상으로 상업계 고등학교 교육투자수익률을 분석한 결과 약 7.3~7.4%로 나타나 시장이자율보다 높음을 결론짓고 있다. 사용된 데이터, 분석방법, 통제 변수 등 다양한 측면에서의 차이에도 불구하고 추정치들은 대략 7%대를 중심으로 집중되는 경향이 있으며, 앞서 열거한 9편에서 제시된 추정치들을 남녀 구분 없이 단순 평균할 경우 그 수치는 약 7.5%로 나타난다.

한편 김홍균·문용호(2007a)는 내부수익률 접근법에 근거하여 (다른 연구들과는 달리 사적 투자수익률이 아니라) 교육의 사회적 투자수익률을 투자단계별로 구분하여 추정한 결과 고등학교는 5~7%, 전문대학은 8~9.3% 그리고 4년제 대학은 9~9.72%로 나타남을 보였으며, 최강식(2002), 한성신·조인숙(2007) 등은 교육의 학위 효과(sheepskin effect)의 존재 여부를 검증하였다. 그 밖에 김홍균·문용호(2006, 2007b)는 경제활동인구조사의 부가조사 자료를 이용하여 가구 구성원들

의 교육이 투자수익률에 미치는 영향을 연구하였다.

현 연구는 이러한 기존의 연구들을 다음과 같은 측면에서 계승발전시킨다. 우선 앞서 열거한 모든 연구들이 자료의 제약 상 수행할 수 없었던 혹은 완전하게 해결할 수 없었던 문제, 즉 교육 변수의 내생성 문제를 본인이 판단하는 한 가장 직접적인 방법으로 처리한다. 우선 대부분의 연구들이 횡단면 자료를 사용하여 개인 간 비교를 시도함으로써 인하여 도출된 추정치들은 근본적으로 두 가지 내생성으로부터 기인하는 편의로부터 자유롭지 못하다. 하나는 개개인의 관찰할 수 없는 능력을 통제하지 못함으로써 인하여 발생하는 생략변수에 의한 편의이며 다른 하나는 서베이를 통하여 습득한 교육변수에 존재하는 측정오차가 가져다주는 편의(attenuation bias)이다. 이론적으로 볼 때 능력에 의한 효과를 통제하지 못할 경우 최소자승추정치들은 실제의 수익률을 과대평가하는 방향으로 작용하지만, 교육변수에 존재하는 측정오차로 말미암아 최소자승추정치는 참값을 오히려 과소평가하는 방향으로 작용한다. 문제는 어느 효과가 더 지배적인가에 따라 편의의 방향과 크기가 결정될 것이다. 우연히 두 가지 요인에 의해 발생하는 편의의 크기가 절대값 면에서 같다면 최소자승 추정량은 참값에 대한 일치성을 가질 것이다. 앞서 언급한 국내 연구들 가운데에서도 이러한 교육의 내생성 문제를 접근한 연구들이 존재한다. 우선 도구변수를 사용함에 있어서 가장 엄밀한 분석을 시도한 연구들 중의 하나로서 백일우·임정훈(2008)를 들 수 있다. 동 연구는 교육변수에 대한 도구 변수의 적합성 검증(relevance test)과 임금함수의 오차항과의 외생성 검증(exogeneity test)을 시도하였으나 이를 바탕으로 교육변수의 내생성에 대한 검증은 시도하지 않았다. 한편 한성신·조인숙(2007)은 개인의 관찰할 수 없는 능력의 효과가 생략됨으로써 발생할 수 있는 내생성 문제를 보완하기 위해 대리변수로서 대학입학시험성적을 사용하였으나 이를 통하여 능력에 의한 편의 문제를 해결할 경우 측정오차에 의한 편의문제로 인하여 수익률의 과소평가문제는 더욱 심해질 수도 있다. 실제로 동 연구에 의해 추정된 수익률은 그 크기가 작은 그룹에 속한다. 가장 최근의 연구로서 김홍균·조정현(2009)은 형제, 자매의 교육수준을 능력에 대한 대리변수로 사용하고 도구변수 추정법을 이용하여 추정한 결과 교육변수의 측정오차에 의한 수익률 추정치의 하향 편의보다 능력의 효과를 무시함에 따른 상향편의가 더 커서 이 두 요인을 무시할 경우 추정된 수익률은 상향편의를 갖는다고 하였다. 요약하면 국내의 연구들은 교육 변수의 두 가지 내생성을 고려함에 있어서 대리변수를 사용하거나 도구변수 추정법

을 사용하였다. 그러나 Bound, Jaeger and Baker(1995) 등의 연구에서 지적된 것처럼 도구변수와 내생변수 간의 상관관계가 어느 정도 존재하는 상태에서도 도구변수 추정량의 불일치성은 최소자승 추정량의 불일치성을 능가할 수 있다. 또한 기존의 연구들에서 능력의 대리변수로 사용한 대학입학시험성적이라든가 형제, 자매의 교육수준의 대리변수로서의 적합성에 대해서는 의문의 여지가 남는다. 이러한 기존의 연구들과는 달리 현 연구에서는 개인의 천부적 능력을 시간 고정효과로 간주하고 패널자료를 이용하여 졸업 후 근로경력을 쌓다가 교육에 재투자하는 응답자들을 대상으로 고정효과 모형을 추정함으로써 개개인의 능력을 직접적으로 제거하며, 교육변수에 존재하는 측정오차 문제에 대해서는 동 자료에 근거하여 같은 개인에 대해 교육 수준이 값을 달리하며 여러 번 관찰될 경우 그 값들이 시간 경과에 따라 일관성이 있는가를 직접적으로 검토해봄으로써 측정오차를 줄이고자 하였다. 보다 중요하게는 기존의 연구들과는 달리 현 연구에서는 투자 수익률이 교육 수준과 관계없이 일정하다는 기존의 가정을 완화하여 체감하는지 아니면 체증하는 지를 분석하며 이를 바탕으로 교육과 소득불평등과의 관계를 분석한다. 또한 투자수익률의 다양한 집단 간 이질성을 연구한다.

Ⅲ. 자료 및 추정 모형

현 연구의 목적을 달성하기 위해서는 KLIPS 자료를 사용한다. 우선 KLIPS는 1998년에 모집단으로부터 대표 표본을 추출한 후 매년 개인의 특성을 추적 관찰하여 와서 특정 개인이 졸업 후 직장을 다니다가 교육에 재투자할 경우 그 시점 및 재투자 기간을 알 수 있으며 재투자 이전과 이후의 임금 변화를 관찰할 수 있게 해준다. 우선 KLIPS 자료로 교육변수의 질을 간단히 검토해 본 결과 교육변수의 추정오차 문제는 생각했던 것 보다 심각한 수준인 것으로 드러났다. 예를 들어 KLIPS 1차연도부터 10차연도까지의 자료를 이용하여 (i) 교육을 완료한 사람들만(국졸, 중졸, 고졸, 전문대졸, 대졸, 대학원졸)을 대상으로 (즉 중도에 그만둔 사람들은 일단 제외) (ii) 교육을 일차로 완료한 후 직장을 다니다가 다시 교육에 재투자한 후 다시 직장에 다닌 사람들을 가려내고 (향후 이들을 재투자자라고 칭하자) (iii) 이들을 대상으로 (최종 학력 - 그 이전의 학력)을 계산해본 결과 총 재투자자들 중의 약 38.1%는 음수값을 보이고 있다. 달리 표현하면 교육 수준이 시간 경과에 따라 오

히려 낮아졌다고 보고한 사람들이 38.1%에 이르렀다. 이들 중에는 가장 극단적인 예로 교육수준이 재투자전과 비교하여 재투자 후에 7년 감소한 사람들도 존재한다. 예를 들어 재투자 전에는 대학원 졸업이었다가 재투자한 후의 학력은 중졸로 표시된 경우도 존재하였다. 이러한 측정오차의 문제는 단지 KLIPS 자료만의 문제는 아니며 모든 서베이 자료에 해당하는 문제일 것이다. 현 연구에서는 이러한 측정오차 문제를 해소하여 추정치의 건강성을 도모하고자 우선 개인의 학력 수준을 시간의 경과에 따라 과거에서 현재 방향으로 정렬한 다음 교육수준이 떨어질 때마다 해당 응답자를 표본에서 제거하였다. 또한 현재 조사 시점에서의 학력 수준이 1년 전 조사 시점에서의 학력 수준보다 1년 이상 더 클 경우도 해당 응답자를 표본에서 제거하였다. 이처럼 변수값들을 개개인에 대해 내부적으로 일치시킴으로써 교육변수의 측정오차 문제를 완화시키는 방법은 횡단면 자료에 근거한 연구에서는 수행될 수 없는 성격의 것이다.

추정모형은 기본형에 대해서는 Angrist and Newey(1991)의 것을, 그리고 비선형성 연구를 위해서는 Lee, Park, and Shin(2006)의 것을 차용하였다.

$$\ln AHE_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 Age + \gamma_3 Age_{it}^2 + \gamma_4 Education_{i,t-1} + \delta' X_{it} + \mu' X_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

여기서 AHE_{it} 는 개개인의 t 연도에서의 시간당 임금률을 나타내며, Age_{it} 는 연령을, $Education_{i,t-1}$ 은 해당 개인이 $(t-1)$ 연도까지 완료한 교육 기간을, 그리고 X_{it} 와 X_i 는 각각 시간가변인 그리고 시간 불변인 그리고 관찰가능한 변수들의 벡터를 나타낸다.

기존의 많은 연구들은 대부분 투자수익률을 추정함에 있어서 시간당 임금률보다는 근로소득을 종속 변수로 사용하였다. 과연 근로시간이 투자의 성과인가에 대해서는 다소 논란의 여지가 있다. 만약 교육 투자의 결과 파트타임 근로로부터 풀타임 근로로 경제적 지위의 상승이 발생할 경우 근로시간의 증가는 투자의 성과로 간주될 수 있다. 그러나 근로시간이 개개인의 선택 변수로 간주될 경우 투자에 대한 성과는 가격 변수인 임금률로 보는 것이 타당하다. 이러한 논란의 여지는 있으나 일차적으로는 임금률을 투자의 성과 변수로 보는 견해가 지배적이다(예를 들어

Grilliches(1977)).¹⁾

한편 오차항은 다음과 같이 구성해볼 수 있다.

$$\epsilon_{it} = \alpha_i + u_{it} \quad (5)$$

여기서 α_i 는 개개인의 천부적 능력과 같이 시간의 경과에도 불변인 (관찰 불가능한) 고정효과를 나타낸다. 교육의 투자수익률 추정할 때 등장하는 최대의 난관인 능력에 의한 추정치의 편의 문제를 통제하기 위하여 현 연구에서는 s 연도 후에 같은 개인의 임금을 추적 관찰 한 후 시간차분을 통하여 α_i 를 제거하기로 한다.

$$\ln \frac{AHE_{i,t+s}}{AHE_{it}} = \gamma_2 s + 2\gamma_3 (s \times Age_{it}) + \gamma_3 s^2 + \gamma_4 (Education_{i,t+s-1} - Education_{i,t-1}) + \delta' (X_{i,t+s} - X_{it}) + (u_{i,t+s} - u_{it}) \quad (6)$$

이처럼 차분된 등식에서는 개개인의 관찰가능한 그리고 관찰불가능한 고정효과들은 모두 제거되며 따라서 등식 (6)에서 교육의 투자수익률(γ_4)은 최소자승법에 의해 일차적으로 추정될 수 있다.

등식 (6)에서 차분된 오차항의 분산이 차분된 거리(s)와 상관관계를 맺을 경우를 생각해 볼 수 있다. 직관적으로도 $Cov(u_{i,t+s}, u_{it})$ 는 차분된 거리와 음의 상관관계를 가질 것이라고 예측해볼 수 있다.²⁾ 이 경우 최소자승추정량은 효율성을 상실하게 되며 추정된 표준오차는 편의를 가지게 될 것이다. 그러나 Modified Breusch-Pagan 검정을 수행한 결과 비록 오차항의 분산이 차분거리와 정의상관관계를 가지는 것으로 나타났으나 (즉 공분산은 차분된 거리와 음의 상관관계를 가지는 것으로 나타남) 통계적으로 유의하지는 않았다. 따라서 현 연구에서는 이분산에 대

1) 사실 근로소득을 이용하여 수익률을 추정한 기준에 많은 연구자들조차도 대부분 근로소득의 변화 중 근로시간의 변화에 의해 발생하는 부분을 줄이고자 노력하였다. 예를 들어 Angrist and Krueger (1991) 등의 연구에서처럼 주급 혹은 월급여를 사용하든가 Conneely and Uusitalo (1997) 등의 연구에서처럼 연간 근로소득을 사용할 경우 표본을 풀타임근로자에 제한하였다.

2) 즉 시간 상에서 정의되는 두 확률 변수의 상관관계는 시간 거리가 멀어질수록 더 약해지게 되며 이 경우 차분된 오차항의 분산은 차분된 거리와 정의 상관관계를 갖게 된다.

한 고려 없이 최소자승법만으로 추정결과를 보고한다.

교육 투자수익률의 비선형성 분석을 위해서는 등식 (6) 을 다음과 같이 변형시킨 후 추정한다.³⁾

$$\begin{aligned} \ln \frac{AHE_{i,t+s}}{AHE_{it}} &= \gamma_2 s + 2\gamma_3 (s \times Age_{it}) + \gamma_3 s^2 \\ &+ (\gamma_4^{t+s} - \gamma_4^t) Education_{i,t+s-1} + \gamma_4^t (Education_{i,t+s-1} \\ &- Education_{i,t-1}) + \delta' (X_{i,t+s} - X_{it}) + (u_{i,t+s} - u_{it}) \quad (7) \\ &= \gamma_2 s + 2\gamma_3 (s \times Age_{it}) + \gamma_3 s^2 + (\gamma_4^{t+s} - \gamma_4^t) Education_{i,t-1} \\ &+ \gamma_4^{t+s} (Education_{i,t+s-1} - Education_{i,t-1}) \\ &+ \delta' (X_{i,t+s} - X_{it}) + (u_{i,t+s} - u_{it}) \quad (8) \end{aligned}$$

여기서 γ_4^t 란 재투자 이전의 투자수익률을 그리고 γ_4^{t+s} 란 재투자 이후의 투자수익률을 나타낸다. 등식 (6) 에서 교육투자수익률이 현재의 교육투자 수준과 무관하게 γ_4 로 같게 설정되어 있는 것과는 달리 여기서는 투자수익률이 현재의 투자수준에 따라 다를 수 있음을 허용하고 있다. 등식 (7) 에서 증가된 교육 수준의 계수 $(\gamma_4^{t+s} - \gamma_4^t)$ 가 양(+) 이라는 것은 교육의 투자수익률이 투자를 증가함에 따라 점점 증가한다는 것을 의미하며 반대로 음이라는 것은 한계수익률이 체감한다는 것을 의미한다. 등식 (7) 에서 교육 수준 변수($Education_{i,t+s-1}$) 와 교육 변화 변수의 계수(γ_4^t) 는 각각 재투자 이후($t+s-1$) 와 재투자 이전(t) 시점으로 그 기준 시점이 색인(index) 되어 있다. 이러한 색인상의 문제를 해소하기 위해 해당 교육 변수와 투자 계수의 시간색인(time index) 시점을 각각 재투자 이전과 재투자 이후로 바꾸어 놓은 등식 (8) 을 아울러 추정한 후 종합적으로 결론을 유도한다.

3) 등식 (7) 의 유도과정을 부연설명하면 다음과 같다. 우선 등식 (4) 에서 γ_4 를 γ_4^t 로 바꾼다. 다음으로는 등식 (4) 를 $t+s$ 시점에 대해 다시 쓴다. 이 때 교육 변수 $Education_{i,t+s-1}$ 의 계수는 γ_4^{t+s} 가 될 것이다. 이 등식을 등식 (4-1) 이라고 하자. 이처럼 등식 (4) 와 등식 (4-1) 에서는 교육투자수익률이 현재의 교육투자량에 따라 달라질 수 있음을 허용하고 있다. 다음으로는 등식 (4) 를 등식 (4-1) 에서 빼고 우변에 $\gamma_4^t Education_{i,t+s-1}$ 을 더하고 다시 뺀다음 적절히 조작을 하면 등식 (7) 이 만들어 진다. 등식 (8) 도 유사한 방법으로 제조된다.

IV. 실증분석 결과

〈표 1〉에서는 교육 재투자율 수행했던 모든 근로자들을 대상으로 투자수익률을 추정한 결과를 보고하고 있다. 제 1열의 추정치들은 등식 (4)의 추정결과를 제 2열의 추정치들은 등식 (6)의 추정결과를 나타낸다. 따라서 제 2열에서 제시된 투자수익률 추정치는 능력의 효과에 의해 오염되지 않은 교육의 순투자 효과를 나타낸다. 또한 두 열에서 제시된 투자수익률 추정치들의 비교가 표본의 차이와 관련될 가능성을 배제하기 위해 제 1열의 표본은 제 2열의 차분된 관찰치를 그대로 수준별로 풀어 놓은 형태이다. 아울러 두 모형을 추정함에 있어서 표본 구성을 동일하게 유지하면서도 표본규모를 어느 정도 유지하기 위해 수준변수를 사용한 제 1열의 모형에서 결측치가 발생하는 변수들은 분석에 제외되었다. 결측치가 없는 변수들로는 성과 연령이었으며 연령은 총경력의 대리변수로 사용되었다.

제 1열에 제시된 추정치들을 모두 통계적으로 유의하게 나타냈다. 표본 기간 동안 남성은 여성보다 약 18.8%의 임금을 더 받은 것으로 나타났으며 연령-임금 곡선은 전통적인 추정결과들과 마찬가지로 오목함수의 형태를 나타내고 있다. 한편 제 2열의 추정치들 중에는 우리의 최종 관심인 투자수익률 추정치는 어느 정도 유의하게 나타났으나 나머지 세 변수들은 일견 통계적으로 무의미해 보인다. 그러나 이 세변수가 동시에 무의미하다는 가설은 변수들 사이에 존재하는 다중공선성으로 인하여 5% 유의수준에서도 기각되었다.⁴⁾

4) 논평자의 의견을 따라서 임금이 아니라 근로소득 면에서의 투자수익률을 계산하여보았다. 근로소득은 임금 \times 근로시간이므로 근로소득 면에서의 수익률은 〈표 1〉에 제시된 임금을 면에서의 수익률에 근로시간 면에서의 수익률을 합하면 된다. 〈표 1〉의 제 2열에 있는 모형에서 종속변수만 차분된 로그 근로시간으로 대치하고 재추정한 결과 투자수익률 계수의 추정치는 0.0105(표준오차=0.0478)로 나타나 단순히 수치상으로는 투자수익률이 임금률(5.61%)로 계산했을 때와 비교하여 근로소득(6.66%)으로 계산했을 때 약 17% 정도 더 커지나 그 차이는 통계적으로 매우 유의하지 않음을 알 수 있다. 별도의 보고는 생략하겠으나 근로시간을 종속변수로 할 경우 모형자체의 유의성이 현저하게 낮게 나타나는 문제가 발생하였다. 그 비유의성이 자유도 부족 때문인지 아니면 근로시간 변수의 측정오차 때문인지 현 단계에서는 판단하기가 어렵다. 통계적 유의성 문제를 무시하고 논해 보면 근로소득으로 계산한 이 6.7%의 (능력의 효과를 배제한) 투자수익률 조차도 능력의 효과를 배제하지 않은 투자수익률의 OECD 평균(7.5%)보다 낮음을 알 수 있다.

〈표 1〉 교육 투자수익률 추정치: 전체 표본

변수	임금 수준	임금 증가율
교육 투자 연수	0.0865*** (0.0081)	-
교육 재투자 연수	-	0.0561* (.0326)
성	0.1724*** (0.0495)	-
연령	0.0867*** (0.0165)	-
연령 제곱	-0.0009*** (0.0002)	-
차분 기간	-	0.0186 (0.0703)
차분기간 제곱	-	-0.0014 (0.0098)
차분기간×연령	-	0.0015 (0.0016)
상수	1.8414*** (0.2787)	0.0144 (0.1271)
관찰치 수	384	192
결정계수	0.4175	0.0884
Pr (F)F-통계치)	<0.0001	0.0016

자료: KLIPS. 차분된 등식의 추정에서 차분기간, 차분기간 제곱, 그리고 차분기간×연령 세 변수가 무의미하다는 가설은 5% 유의 수준에서도 기각된다 (F-값=2.83). Modified Breusch-Pagan 검정 결과 차분된 등식의 오차항의 분산이 차분된 기간의 함수(선형 혹은 이차식을 따라서) 라는 가설은 어떠한 유의 수준에서도 기각된다.

주: *, **, 및 ***는 각각 10%, 5%, 및 1% 수준에서 유의한 경우를 나타낸다.

우선 추정된 투자 수익률의 크기에 대해 검토해 보자. 극히 일부의 경우를 제외하고 기존의 대부분의 연구들이 개개인의 관찰할 수 없는 능력을 통제하지 않은 상태에서 추정한 결과를 보고하고 있기 때문에 비교 목적 상 제 1열의 추정치를 사용한다. 우선 추정된 투자 수익률은 약 8.65%로서 이 수치는 Psacharopoulos and Patrinos(2004) 등 많은 기존의 연구들이 다양한 국가들에 대해 보고하고 있는 수치들의 평균값인 10%보다 약간 낮음을 알 수 있으며 앞서 보고한 국내 연구들에서 나타난 추정치들의 평균과 거의 가깝다. Psacharopoulos and Patrinos(2004) 등의 연구에 나타난 기존의 국가별 투자수익률 추정치들을 개발도상국과 OECD국가 두

그룹으로 나누어 평균해보면 개발도상국 평균은 약 11% 그리고 OECD 국가 평균은 약 7.5%로 나타나 한국의 수치는 개발도상국 보다는 OECD 평균과 거의 유사함을 알 수 있다. 흔히 투자수익률이 개발도상국보다는 선진국들에서 더 낮게 나타나고 있는 현상을 투자의 한계수익률 체감 현상으로 해석하고 있다(물론 이 해석은 차후에 상세하게 논하겠지만 주의를 요한다.).

두 열에 나타난 투자수익률 추정치들을 비교해 보면 능력에 의한 추정치의 편의 현상이 심각함을 알 수 있다. 능력의 효과를 내포하고 있는 제1열의 추정치 경우 다른 조건이 같을 경우 교육에 1년 더 투자함에 따라 임금은 약 8.65% 증가하는 반면 능력의 효과가 제거된 제 2열의 추정치 경우 투자수익률은 약 5.61%로 나타나 능력에 의해 추정치의 편의가 존재함을 알 수 있다. 이 수치들의 크기가 어느 정도인가를 대략적으로 가늠해 보기 위해 미국 노동시장에서의 연구 사례와 비교해 보자. 현 연구에서 채택된 접근법과 다르지만 차분에 의해 능력의 효과를 제거했다는 면에서는 유사한 방법을 채택한 미국의 Ashenfelter and Rouse(1998)의 일란성 쌍둥이 연구를 보면 능력의 효과를 통제하지 않았을 경우 투자수익률은 약 10% 통제했을 경우 그 수치는 약 9%로 나타났다. 그 차이는 1%p로서 능력에 의한 편의가 존재하나 그렇게 심한 것은 아님을 보여주고 있다. 이와 비교하여 현 연구의 경우 능력의 효과를 통제하느냐의 여부에 따라 추정치는 3%p 차이가 남을 알 수 있다. 그것도 추정된 투자수익률이 전반적으로 Ashenfelter and Rouse(1998) 보다는 현 연구에서 더 낮게 나타나고 있다는 점을 감안하면 능력에 의한 추정치의 편의는 Ashenfelter and Rouse(1998) 보다 현 연구에서 훨씬 더 심하다고 판단된다.⁵⁾

한편 <표 1>의 추정치들은 현 직장에서의 근속연수 효과를 무시할 경우 상향으로 편의를 가질 수 있다. 예를 들어 현 직장을 그대로 유지한 상태에서 교육에 재투자할 경우 재투자 전과 재투자 후 사이의 임금 상승률에는 교육투자 효과뿐만이 아니

5) 두 추정치들의 사이의 퍼센트 차이를 계산함에 있어서 분모로서 두 추정치의 평균값을 사용할 경우 능력에 의한 추정치의 편의의 규모는 현 연구의 경우 약 43%, Ashenfelter and Rouse(1998)의 경우 약 11%로 나타난다. 한편 두 연구 사이에서 추정된 투자 수익률의 크기 자체를 비교하는 것은 쉽지 않다. 그 비교를 어렵게 하는 많은 요인들 중의 하나로 두 연구에서 세운 가정의 상대적 타당성 비교가 어렵다는 점을 들 수 있다. 즉 Ashenfelter and Rouse(1998)의 연구에서 세운 일란성 쌍둥이 사이에 천부적 능력이 같다는 가정과 Lee, Park, and Shin(2006)이나 Park and Shin(2009)에서 세운 개개인의 천부적 능력이 시간의 경과에 따라 변하지 않는다는 가정 중 어느 가정이 타당한가를 판단하기는 쉽지 않다.

라 근속연수의 증가에 따른 효과도 아울러 포함되기 때문이다. 나아가 차후의 <표 2>에서는 <표 1>의 제 2열의 분석을 남녀별로 시도하고 남성의 수익률이 여성의 수익률보다 더 크게 나타났다는 사실을 바탕으로 남녀 차별이 존재한다는 주장을 하게 될 것인데, 만약 직장을 유지한 상태에서 교육에 재투자하는 응답자들의 비중이 여성보다 남성의 경우 더 높게 나타날 경우 <표 2>의 추정결과는 남녀 차별의 증거로 받아들여지기 어렵게 된다.⁶⁾

비록 직장을 그만두지 않고 교육에 재투자한 응답자들에 대해서는 등식 (6)에서 차분기간(s)이 현 직장에서의 근속연수의 변화에 따른 임금효과를 통제하게 되지만 이 차분기간 변수는 재투자 이전과 이후에 직장이 달라진 응답자들에 대해서는 현직장에서의 근속연수 효과를 대변할 수 없게 된다. 근속연수의 변수 값 제조 문제를 떠나서 직장이 바뀐 응답자들의 경우 재투자 이전 직장과의 이후 직장 사이의 근속연수 효과가 다를 수 있으며 이 경우 ‘같다는 가정 하에’ 단순히 근속연수의 차분 값(대부분의 경우 음의 값을 가질 것임)을 추가적인 설명변수로 포함시키면 추정된 계수의 편의 문제를 안게 된다. 직장이 바뀐 사람은 물론이려니와 심지어 현 직장을 그대로 고수하고 있었던 응답자들에게도 과연 교육 재투자 이후 근속연수 1년에 대한 금전적 보상이 재투자 이전과 같을 것인가에 대해서는 의문의 여지가 있다. 예를 들어 고졸 출신으로 한 직장에 다니면서 야간 전문대학을 이수한 후 같은 직장 내 보다 높은 연봉 및 연봉 상승률을 갖는 업무에 재배치될 경우 재투자 이전과 이후의 임금체계의 차이로 인하여 근속연수 효과는 달라질 것이다. 이러한 사항들을 고려하여 다음과 같이 등식 (6)에 현 직장에서의 근속연수를 추가적인 통제변수로 포함시키되 재투자 전과 후의 계수가 다를 수 있음을 허용하는 보다 일반적인 모형을 추정하였다.

$$\begin{aligned} \ln \frac{AHE_{i,t+s}}{AHE_{it}} = & \gamma_2 s + 2\gamma_3 (s \times Age_{it}) + \gamma_3 s^2 + \gamma_4 (Education_{i,t+s-1} \\ & - Education_{i,t-1}) + \beta_a Tenure_{i,t+s} + \beta_b Tenure_{it} \\ & + \delta' (X_{i,t+s} - X_{it}) + (u_{i,t+s} - u_{it}) \end{aligned} \quad (9)$$

6) 이 단락의 논의는 익명의 심사자의 논평으로부터 시작되었다.

물론 등식 (9) 에서 $\beta_a + \beta_b = 0$ 이 성립되면 등식 (9) 는 일반적인 다음의 차분 등식이 된다.

〈표 2〉 교육 투자수익률 추정치에 대한 강건성 검증

변수	모형 1	모형 2	모형 3
교육 재투자 연수	0.0608* (0.0329)	0.0642* (0.0327)	0.0603* (0.0331)
현직장 근속연수	0.0018* (0.0010)	-	-0.0007 (0.0021)
전직장 근속연수	-0.0013 (0.0011)	-	0.0015 (0.0020)
근속연수 차분	-	0.0019* (0.0010)	-
현직장 근속연수 제곱	-	-	-0.000004 (0.0001)
전직장 근속연수 제곱	-	-	0.000002 (0.00001)
차분 기간	0.0687 (0.0739)	0.0506 (0.0713)	0.0720 (0.0747)
차분기간 제곱	-0.0022 (0.0098)	-0.0033 (0.0097)	-0.0022 (0.0099)
차분기간×연령	0.0001 (0.0018)	0.0008 (0.0016)	-0.00002 (0.0018)
상수	-0.0528 (0.1300)	-0.0297 (0.1278)	-0.0527 (0.1306)
관찰치 수	191	191	191
결정계수	0.1131	0.1085	0.1136
Pr (F)>F-통계치)	0.0011	0.0007	0.0044

자료: KLIPS. Modified Breusch-Pagan 검정 결과 차분된 등식의 오차항의 분산이 차분된 기간의 함수(선형 혹은 이차식을 따라서) 라는 가설은 어떠한 유의 수준에서도 기각된다.

주: *, **, 및 ***는 각각 10%, 5%, 및 1% 수준에서 유의한 경우를 나타낸다.

〈표 2〉에서는 이 확대된 등식의 추정결과를 보고하고 있다. 우선 제 1열의 추정결과를 보면 등식 (9) 에 최소자승법을 적용할 경우⁷⁾ 투자수익률은 약 6.08%로서 〈표 1〉의 제 2열의 추정치인 5.61%와 그다지 다르지 않음을 알 수 있다. 제 1열의

7) 모형이 변하였으므로 이분산 가정을 앞서 언급한 방법으로 재수행하였으나 역시 등분산 가정이 기각될 수 없는 것으로 나타났다.

추정결과에서 $\beta_a + \beta_b = 0$ 가설은 어떠한 유의수준에서도 채택되는 것으로 나타났다 (t -값=0.367). 이에 등식 (9)에 $\beta_a + \beta_b = 0$ 제약을 부과하고 재추정한 결과를 제 2열에 보고하였다. 가장 중요한 논점은 이 제약의 사용에도 불구하고 투자수익률을 추정치는 6.42%로 이전과 비교하여 그다지 다르지 않다는 점이다. 마지막으로 제 3열에서는 제 1열의 경우와 마찬가지로 근속연수의 계수를 재투자 이전과 이후에 달리 설정하되 제 1열의 모형과는 달리 근속연수의 제공항을 추가하였다. 그러나 이 확대된 모형에서도 역시 투자수익률의 계수는 0.0603으로 그 이전의 추정치들과 별반 다르지 않게 나타났다. 이상의 논의를 종합해 보면 현 직장의 근속연수를 추가적인 설명변수로 통제하더라도 최초의 우려와는 달리 <표 1>에서 추정된 교육투자수익률의 값은 강건하게 유지되는 것으로 나타났다.

<표 3>에서는 등식 (6)에 근거하여 추정한 교육 투자 수익률을 남녀 간에 비교하고 있다. 우선 투자수익률은 여성의 경우 크기 면에서나 통계적 유의성 면에서나 작게 나타났다. 반면 남자의 경우 투자수익률은 약 7.5%로서 통계적으로도 유의하다. 투자수익률이 남녀 간에 같다는 가설이 10% 유의수준에서 가까스로 기각될 수 없었으나 이는 일차적으로 표본의 규모가 작기 때문인 것으로 풀이 된다. 실질적인 크기 면에서 남성의 수익률이 여성의 그것보다 더 크다는 현 연구결과는 바로 성차별에 대한 증거로 채택될 수 있다. 임금차별의 존재를 입증함에 있어서 전통적으로 사용하여 온 방법은 횡단면 자료를 이용하여 인적 자본 투자의 계수가 남녀 간 차이가 난다는 점을 보이는 것이었다. 그러나 기존 연구들의 대부분은 개개인의 관찰할 수 없는 고정효과를 통제하지 못함으로 인하여 인적 자본 계수의 추정치 면에서의 남녀 차이가 차별에 기인하는지 아니면 관찰할 수 없는 인적자본에 있어서의 남녀 차이에 기인하는지를 판단할 수 없었다. 이와는 달리 현 연구 결과는 개인고정 효과를 통제한 상태에서 도출된 것이므로 차별에 대한 보다 직접적인 증거로 제시될 수 있다.⁸⁾

8) 심사자의 지적에 따라 재투자 이전의 교육 수준별로 표본 비중을 남녀 간 비교하여보았다. 차 후 발견될 사항이지만 교육투자수익률이 투자를 더함에 따라 체증하게 될 경우 만약 여성과 비교하여 비례적으로 더 많은 남성이 보다 높은 교육 수준에서 재투자를 수행할 경우 전체 남성의 투자수익률이 전체 여성의 그것보다 더 높다는 사실만으로 차별의 증거가 되기는 어렵기 때문이다. 분석 결과 남성이 체계적으로 보다 높은 교육 수준에서 재투자를 수행한다는 증거는 찾을 수 없었다. 나아가 투자수익률에 있어서의 남녀 차별문제를 재투자 이전의 교육 수준별로 엄밀하게 분석하는 것은 표본수 제약으로 인하여 쉽지 않음을 밝혀둔다.

〈표 3〉 투자 수익률의 남녀 간 차이

구분	성	
	남	여
투자수익률	0.0755** (0.0365)	0.0458 (0.0588)
차분된 표본 수	99	93
결정계수	0.1542	0.0703
Pr(F)>F-통계치)	0.0032	0.1654

자료: KLIPS. 모형 (6)의 추정 결과. 종속변수는 차분된 로그 실질 임금률. 소비자 물가지수로 디플레이트함. 추가적인 통제 변수로서 상수항, 차분기간, 차분기간 제곱, 그리고 차분기간×연령이 포함됨.

주: **는 5% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

〈표 4〉에서는 등식 (7) 및 등식 (8)의 추정결과를 보고하고 있다. 앞서 논의한 바에 따르면 등식 (7)이나 등식 (8)의 경우 교육 투자 수준 변수의 계수는 바로 투자 전 후의 수익률 차이를 나타낸다. 따라서 해당 계수가 양이라는 것은 투자수익률이 체증한다는 것을, 음이라는 것은 체감한다는 것을 나타낸다. 추정 결과 해당 계수는 두 등식 모두에서 양으로 나타나나 통계적으로 유의하지는 않다. 그럼에도 불구하고 (i) 추정된 계수의 크기는 두 등식 모두에서 유사하게 나타나 시간 색인의 문제가 심각하지 않음을 나타내며 (ii) 크기 자체도 연1.4%~1.46%로 실질적인 면에서는 투자 수익률 체증현상이 무시하지 못할 수준임을 나타내고 있다.

〈표 4〉 투자수익률의 비선형성: 모형 (7) 및 (8)의 추정결과.

	투자 이전 기준	투자 이후 기준
재투자 기간	0.0587* (0.0326)	0.0439 (0.0342)
교육 수준	0.0139 (0.0129)	0.0145 (0.0126)
차분된 표본 수	192	192
결정계수	0.0941	0.0949
Pr(F)>F-값)	0.0024	0.0022

자료: KLIPS. 종속변수는 차분된 로그 실질 임금률. 소비자 물가지수로 디플레이트함. 추가적인 통제 변수로서 상수항, 차분기간, 차분기간 제곱, 그리고 차분기간×연령이 포함됨.

주: *는 10% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

투자 수익률의 비선형성을 분석함에 있어서 등식 (7)이나 (8)도 다소 제약적일

수 있다. 두 등식은 투자 수익률이 교육 수준 전 구간에서 단조 증가하거나 감소한다는 것을 전제로 하기 때문이다. 이러한 제약을 완화하여 <표 5>에서는 투자수익률의 비선형성을 분석함에 있어서 교육 수준이 낮은 집단부터 축차적으로 표본에서 제거하면서 등식 (3)에 의하여 투자수익률을 재추정하고 있다. 동 표의 상단부에 제시된 추정치들은 표본 제약을 가함에 있어서 재투자 이전의 교육수준을, 그리고 하단부의 추정치들은 재투자 이후의 교육 수준을 이용한 경우를 나타낸다. 동 표에 제시된 추정치들을 보면 우선 전반적으로 투자 수익률은 투자를 더해감에 따라 체증함을 알 수 있다. 다만 재투자 이전 교육수준이 ‘고졸 이상’에서 ‘전문대졸 이상’으로 증가할 때 추정치가 크기 면에서나 통계적으로나 유의하지 않게 나타났으나 그 후 ‘대졸 이상’으로 투자를 더 증가시킬 경우 수익률은 적어도 크기 면에서는 증가하였다. 한편 재투자 이후의 교육수준을 사용할 경우 투자수익률은 투자를 더해감에 따라 지속적으로 증가하는 것으로 나타났다.

<표 5> 투자수익률의 비선형성: 교육 수준별 투자수익률

	재투자 이전의 교육 수준			
	전체 표본	고졸 이상	전문대졸 이상	대졸이상
투자수익률	0.0561* (0.0326)	0.0884** (0.0387)	0.0532 (0.0456)	0.0729 (0.0488)
차분된 표본수	192	165	78	45
결정계수	0.0884	0.1144	0.1349	0.1482
Pr(F)F-통계치)	0.0016	0.0006	0.0281	0.1566
	재투자 이후의 교육 수준			
투자수익률	0.0561* (0.0326)	0.0581* (0.0341)	0.0884** (0.0040)	0.0900* (0.0470)
차분된 표본수	192	179	158	95
결정계수	0.0884	0.0829	0.1091	0.0920
Pr(F)F-통계치)	0.0016	0.0043	0.0013	0.0642

자료: KLIPS, 모형 (6)의 추정 결과. 종속변수는 차분된 로그 실질 임금률. 소비자 물가지수로 디플레이트함. 추가적인 통제 변수로서 상수항, 차분기간, 차분기간 제곱, 그리고 차분기간×연령이 포함됨.

주: * 및 **는 각각 10% 및 5% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

투자수익률을 교육수준별로 추정해 본 많은 외국 연구결과들에 의하면 개발도상국에서는 투자수익률이 체감하며 (초등학교 투자수익률이 어느 수준보다 높음) 선진

국에서는 대학투자예의 수익률이 가장 높은 경향을 보이고 있다. 따라서 전반적으로 볼 때 개발도상국에서는 교육이 소득을 균등화시키는 기능을 하는 것과 대조적으로 선진국에서는 오히려 소득불평등을 심화시키는 기능을 한다. 이러한 기존의 추정치들이 교육변수의 내생성에 기인한 추정치의 편의문제를 안고 있는 것과는 달리 <표 4> 및 <표 5>의 추정치는 이러한 편의로부터 자유로우며 또한 기존의 연구들에서처럼 개인 간 비교로부터 유추한 것이 아니라 개인이 실제 교육투자 과정에서 체험한 자료를 바탕으로 하고 있다는 점에서 차별화된다. 결과 면에서 볼 때에는 한국 노동시장에서의 투자수익률의 비선형성 패턴은 선진국의 경우와 마찬가지로 소득을 불균등화시키는 방향으로 작용하고 있고 볼 수 있다. 한 가지 흥미로운 점은 김홍균·문용호(2007a)도 비록 접근 방법이 다소 다르고 현 연구에서처럼 사적 투자수익률을 추정한 것이 아니라 교육의 사회적 투자수익률을 추정하였지만 투자수익률이 체증한다는 면에서는 현 연구결과와 일치한다.

한편 <표 6>에서는 인문사회계와 이공계(공학+자연계) 출신 대졸자들이 졸업 후 직장을 다니다가 대학원 과정에 재투자 했을 경우의 수익률을 비교하고 있다. 추정 결과 인문사회계 출신의 대학원 재투자 수익률은 음으로 나타나나 통계적으로는 무의미하다. 반면 이공계 출신의 경우 수익률 추정치는 10.4%로 10% 수준에서 유의하게 나타났다.⁹⁾ 비록 재투자 수익률이 인문사회계 출신의 경우 전혀 없고 이공계 출신의 경우 통계적으로 유의하게 관찰되었지만 엄밀히 언급하면 이는 각 계열 출신의 재투자 수익률을 나타내는 것이지 각 계열에 재투자한 결과는 아니다. 예를 들어 이공계 출신도 대학원 과정에서는 인문사회계열로 전향했을 수 있기 때문이다. 그러나 이에 대한 추가적인 분석은 표본의 규모 상 그리고 정보의 제약 상 더 이상 수행할 수 없었다. 이러한 KLIPS를 이용한 추정결과나 각주 2)에 소개된 졸

9) 최근 한국직업능력개발원에서는 1982년, 1992년 및 2002년에 대학교를 졸업한 사람들을 대상으로 대학 전공과 졸업 후 노동시장 경험을 회고적 방법에 의해 매우 상세하게 조사하였다. 현 연구에서는 <표 6>의 추정결과와의 강건성을 검증하기 위해 이 졸업생 조사 자료를 아울러 분석하였다. 1982년 및 1992년 졸업생에 대해 <표 6>의 분석처럼 졸업 후 직장을 경험하다가 대학원에 재투자한 후 다시 직장 경험을 한 응답자들을 추출하고 이들을 대상으로 대학원 투자수익률을 전공계열별로 추정한 결과 인문사회계열출신의 투자수익률은 <표 6>에서처럼 음으로 유의하지 않게 나타났으며 (추정치=-0.0199, 표준오차=0.0761) 이공계출신의 수익률은 양으로 매우 유의하게 나타났다(추정치=0.2808, 표준오차=0.0994). 이공계출신의 대학원 투자수익률이 KLIPS보다 졸업생 조사 상에서 더 크게 나타난 것은 일차적으로 졸업생 조사 자료를 이용할 경우 투자성과로서 시간당 임금률이 아니라 연봉을 사용했기 때문으로 판단된다.

업생 조사 자료에 나타난 대학원 투자수익률 추정치들은 적어도 대학원 투자수익률만을 기준으로 보면 인문사회계보다는 이공계를 선택할 경제적 유인이 더 크다는 점을 시사한다.

〈표 6〉 전공출신별 대학원 재투자 수익률

구분	전공계열	
	인문사회계열	이공계열
투자수익률	-0.0273 (0.0487)	0.1040* (0.0532)
차분된 표본수	37	33
결정계수	0.3504	0.5419
Pr (F)F-통계치)	0.0066	0.0052

자료: KLIPS, 모형 (6)의 추정 결과. 종속변수는 차분된 로그 실질 임금률. 소비자 물가지수로 디플레이트함. 추가적인 통제 변수로서 상수항, 차분기간, 차분기간 제곱, 그리고 차분기간×연령이 포함됨.

주: *는 10%수준에서 유의한 경우를 나타냄.

앞서 발견한 내용들은 전반적으로 교육이 소득불평등을 심화시키는 방향으로 작용하고 있음을 시사한다. 우선 능력에 의한 편익이 존재하며 이는 어느 정도 능력 있는 개인들이 교육에 보다 많이 투자했기 때문이라고 판단된다. 한편에서 보면 이는 교육투자의 효율성을 제고하는 결과를 낳게 된다. 사회적 관점에서 볼 때 보다 유능한 학생들이 대학을 간다면 투자 효율성이 더 커질 것이기 때문이다. 물론 이러한 현상으로 말미암아 ‘다른 조건이 같을 경우’ 소득은 더욱 불균등해질 것이다.

교육과 소득불평등과의 관계와 관련하여 보다 심각한 현상은 앞서 발견된 투자수익률 체증현상과 관련되어 있다. 한계수익률이 체증한다는 그 발견은 개인의 능력 효과를 제거한 상태에서 발견된 사항임을 기억하기 바란다. 다시 말해 개인의 천부적 능력과는 무관하게 교육 수준을 증가시킬수록 투자 수익률은 증가한다는 것이다. 이처럼 선천적 능력이 통제된 상태에서도 교육투자수익률이 체증한다는 사실은 소득불평등과 관련하여 우려를 자아내게 한다. 문제는 어떤 사람들에게 교육투자의 기회가 더 크게 주어질 것인가이다. 만약 능력과는 무관하게 투자수익률이 체증하는 상태에서 교육 투자 수준과 경제적 지위 사이의 강한 정의 상관관계가 존재할 경우 이는 소득불평등의 성격이 일시적인 것이 아니라 영속적인 성격을 가질 것이라

고 판단되며 이는 소득불평등의 근원이 선천적 능력에 의해 좌우될 경우와 비교하여 더 열악한 상황으로 간주될 수 있다. 소득불평등 발생 경로가 개인의 천부적 능력차이→교육수준차이→투자수익률차이→소득불평등으로 나타나는 경우와 비교하여 경제적 지위의 차이→교육수준의 차이→투자수익률 차이→소득불평등의 형태를 따를 경우 빈곤의 악순환 고리를 만들어 낼 수 있기 때문이다. 차라리 보다 능력 있는 사람들에게 보다 큰 교육 기회가 주어지는 사회라면 ‘운에 의해서라도’ 능력을 가지고 태어나 경제적 지위 상승의 기회를 얻을 수 있기 때문이다.

이에 다음에서는 교육투자와 소득 수준과의 상관관계를 고찰해 보고자 한다. 이를 위해서는 우선 KLIPS 자료 상에서 교육 재투자자를 수행한 응답자들을 재투자 직전의 교육수준별로 분류하고 각 집단별로 1차 조사연도인 1998년 기준 평균 상대 소득 수준을 계산하였다. 평균 상대 소득 수준을 계산하는 과정은 다음과 같다. 우선 재투자 여부와 관계없이 1998년도 기준 전체 가구들의 가구총소득 분포에서 각 가구들에 분위수(percentile)로 표시되는 상대소득값을 할당한 다음 재투자자를 실시한 개인이 속한 가구의 상대소득값을 재투자 직전의 교육수준별로 평균하였다. 이를 <표 7>에 수록하였다. 표에 나타난 수치들의 패턴을 보면 우선 남녀 모두에게 있어서 상대소득이 높을수록 재투자 이전의 교육 수준이 높아짐을 알 수 있다. 남자의 경우 초등학교 졸업자나 중학교 졸업자가 교육에 재투자할 경우 해당 투자자의 가구 상대소득은 평균 30분위를 약간 상회하고 있는 것과 대조적으로 고등학교에서 재투자할 경우 (대다수는 대학교 교육에의 재투자를 의미함) 해당 가구의 상대적 지위는 평균 51분위 그리고 전문대졸 상태에서 재투자할 경우 (이 경우도 대부분 4년제 대학에의 재투자 형태를 띤다) 평균 상대소득은 거의 67분위로 나타났다. 마지막으로 재투자 이전의 교육 수준이 대학교 졸업이었다가 그 후 대학원 이상에 재투자한 투자자들이 속한 가구들의 평균 상대소득은 75분위를 상회하고 있다. 이러한 패턴은 여성의 경우에 대해서도 성립하며, 따라서 전체 표본의 경우에도 유사하게 나타났다. 우리는 <표 4> 및 <표 5>에서 교육 투자수익률이 투자를 더해감에 따라 증가함을 보였다. 그 수치들은 능력의 효과에 의해 오염이 되지 않은 순수한 교육 투자효과를 의미한다. 이 수치들을 <표 7>의 수치들과 연결시켜 보면 결국 능력과 무관하게 경제적으로 우위에 있을수록 교육투자를 증가시키고 투자를 더할수록 수익률은 더 커져서 보다 높은 경제적 지위에 도달하게 함으로써 교육이 소득불평등을 악화시키는 방향으로 작용함을 알 수 있다.

〈표 7〉 가구의 상대소득수준과 교육 재투자와의 관계

재투자 이전 교육 수준	남	여	전체	표본수/전체 표본에서의 비중
초등학교	30.5	27.9	28.7	8/4.1
중학교	31.4	42.5	33.8	19/9.7
고등학교	50.9	60.7	57.0	87/45.5
전문대	66.8	57.6	62.3	33/17.2
대학교	75.5	84.6	78.7	45/23.4

자료: KLIPS. 표안의 숫자들은 그룹별 상대소득의 평균값을 나타냄. 이 계산을 위해서는 우선 재투자 여부와 관계없이 1998년도 기준 전체 가구들의 가구총소득 분포에서 각 가구들에 분위수 (percentile) 로 표시되는 상대소득값을 할당한 다음 재투자를 실시한 개인이 속한 가구의 상대소득값을 재투자 직전의 교육수준별로 평균함.

V. 요약 및 시사점

현 연구에서는 개인에 대한 패널 정보를 이용하여 교육투자 수익률에 대한 강건한 추정치를 제공하고자 하였다. 대부분의 기존의 국내 연구들은 투자 수익률을 계산함에 횡단면 자료를 이용하여 개인 간 비교를 시도함으로써 추정된 수익률은 능력에 의한 편의를 띠고 있다. 일부 연구들은 도구변수를 이용한 추정법, 일관성 쌍둥이 자료를 이용한 능력변수의 통제 등 다양한 방식으로 이러한 편의 문제를 해결하고자 하였으나, 이러한 기존 연구들과는 달리 현 연구에서는 능력의 효과를 통제하고자 개인 패널 정보를 이용하여 개인 내에서의 비교를 시도하였다. 즉 교육 투자 수준의 변화를 경험한 응답자들을 대상으로 투자 전과 후의 임금을 비교분석함으로써 개인 간 비교에서 발생하는 능력 차이의 효과를 회피하고 이를 통하여 투자 수익률에 대한 건강한 추정치를 제공하고 있다. 아울러 개개인의 교육 변화에 대한 패널 정보를 이용하여 교육 변수에 내재하고 있는 측정오차의 문제를 줄일 수 있었다. 이처럼 교육 변수에 존재하는 측정오차의 문제를 완화시킨 상태에서 분석한 결과 능력에 의한 편의가 심각함을 발견하였다. 즉 관찰할 수 없는 개인의 능력을 무시하고 전통적인 민서류의 임금함수를 횡단면 자료에 근거하여 단순히 최소자승법으로 추정할 경우 추정된 투자수익률은 실제의 수익률을 과대평가하는 것으로 나타났다.

나아가 현 연구에서는 교육 투자수익률이 투자 수준과는 무관하다는 기존의 가정을 완화하여 투자수익률의 비선형성을 검토하였다. 그 결과 전통적인 믿음과는 달

리 한계수익률이 체증하는 것으로 나타났다. 나아가 투자수익률이 여성보다는 남성에게 있어서 더 크게 나타나며 대학원 과정에의 투자수익률 면에서는 인문사회계 출신보다 이공계 출신의 수익률이 훨씬 높은 것으로 나타났다.

현 연구의 발견은 투자의 효율성 및 형평성과 관련하여 다음과 같은 시사점을 갖는다. 첫째, 현 연구결과는 여러 가지 면에서 전반적으로 교육이 소득균등화의 기능을 가지고 있다는 전통적인 믿음에 반한다. 우선 남성의 임금이 여성의 임금보다 높다는 현실 속에서 남성의 투자수익률이 여성의 수익률보다 더 높다는 사실은 두 집단 간 소득격차가 교육을 통하여 더욱 벌어질 것이라는 예측을 가능하게 한다. 보다 중요한 논거로서 한계 수익률이 체증한다는 현 연구의 발견은 보다 경제적으로 우위에 있는 가구들이 보다 많은 교육 투자를 수행한다는 사실과 어우러져 소득 불평등을 더욱 심화시키는 방향으로 작용한다는 점을 들 수 있다. 기존의 연구들과는 달리 현 연구에서 추정된 투자수익률은 모두 능력의 효과로부터 자유로운 추정치들이라고 판단된다. 결국 개개인의 능력과 상관없이 경제적으로 우월한 위치에 있는 사람들은 보다 많은 교육투자를 수행하고 보다 많이 투자할수록 수익률이 더 커져 보다 높은 경제적 지위를 누리는 고리가 형성되고 있다. 이 현상은 형평성뿐만 아니라 효율성 측면에서도 부정적인 결과를 낳을 것이다. 사회 전체적으로 볼 때 투자수익률을 극대화하기 위해서는 ‘같은 교육비 지출을 가지고서도’ 투자효과가 높은 개인들에게 투자하여야 할 것이다. 즉 천부적 능력이 뛰어난 다시 말해서 교육의 한계비용이 낮은 사람들을 대상으로 투자할 때 사회 전체의 투자효과는 극대화 될 수 있다. 과연 경제적으로 우위에 있는 사람들이 과연 이처럼 한계 비용이 낮은 사람들인가에 대해서는 논란의 여지가 있다. 만약 교육 투자 및 재투자 수준 결정이 소득 수준이 아니라 개인의 천부적 능력에 의해 결정된다면 선천적 능력의 차이에서 오는 형평성 문제는 여전히 존재하나 적어도 투자의 효율성은 도모할 수 있을 것이다. 나아가 선천적 능력의 차이에서 발생하는 소득불평등이 ‘후천적’ 부의 차이 자체가 만들어 내는 소득불평등보다는 정서적으로 받아들이기 쉽다고 판단된다. 적어도 이론적으로는 경제적으로 열위에 있다고 하더라도 ‘머리’만 좋으면 교육의 기회가 열리고 이를 통하여 경제적 지위 상승을 도모할 수 있기 때문이다. 반면 경제적 상황이 교육 투자 기회를 결정하는 상황에서는 저소득층의 교육을 통한 경제적 신분상승은 원천적으로 봉쇄될 것이다. 이는 빈곤의 영속성을 시사하기도 한다.

둘째 현 연구결과는 남녀 차별에 대한 직접적 증거를 제시하고 있다고 판단된다. 임금 측면에서의 성차별에 대한 기존의 연구들은 모두 횡단면 자료를 사용함으로써 비록 관찰할 수 있는 모든 개인특성들을 통제한 상태에서 평균임금 혹은 인적자본 수익률에 있어서의 성별 차이를 추정하는 방식을 취하고 있는데 이 추정치들은 근본적으로 능력에 의한 편의 문제로부터 자유롭지 않다. 문제는 능력에 의한 편이의 크기에 있어서 남녀 간 차이가 존재할 경우 임금 면에서의 성차별에 대한 기존의 연구결과는 일반적으로 편의를 내포한 결과라고 볼 수 있다. 이외는 달리 현 연구에서는 순수한 인적자본 투자수익률 면에서 남녀 간 차이가 존재함을 보였다. 남녀 사이의 수익률 격차 완화는 소득균등화 뿐만이 아니라 불합리한 차별철폐를 통한 노동시장의 효율성 제고 노력과도 부합된다.

■ 참 고 문 헌

1. 금재호, “노동시장의 이중구조와 성차별,” 『응용경제』, 제 6권 제 3호, 2004, pp.259-289.
(Translated in English) Keum, Jaeho, “Female Labor Market, Sexual Discrimination, Occupational Segregation, Crowding Hypothesis,” *Korean Journal of Applied Economics*, Vol. 6, No. 3, 2004, pp.259-289.
2. 김홍균 · 이에리, “대학의 전공별 교육투자수익률 분석,” 『공공경제』, 제 8권, 2003, pp.3-27.
(Translated in English) Kim, Hong-Kyun and Ye-Rhee Lee, “Analysis of the Rate of Return to Education by College Field,” *Korean Journal of Public Economics*, Vol. 8, 2003, pp.3-27.
3. 김홍균 · 문용호, “부모 및 부인의 교육 수준과 교육투자수익률,” 『재정논집』, 제 21권 제 1호, 2006, pp.1-22.
(Translated in English) Kim, Hong-Kyun and Yong-Ho Moon, “Parent and Wife’s Educational Level and the Rate of Return to Education,” *Korean Journal of Public Finance*, Vol. 21, No. 1, 2006, pp.1-22.
4. _____, “내부수익률을 통한 교육의 사회적 투자수익률 추정,” 『한국경제연구』, 제 18권, 2007a, pp.237-269.
(Translated in English) Kim, Hong-Kyun and Yong-Ho Moon, “The Estimation of Internal Rate of Return to Schooling in Korea: 2000-2005,” *Journal of Korean Economy*, Vol. 18, 2007a, pp.237-269.

5. _____, “표본 편의 및 측정오차 존재 시 가구 구성원들의 교육이 투자수익률에 미치는 효과분석,” 『재정논집』, 제 21권 제 2호, 2007b, pp. 47-68.
(Translated in English) Kim, Hong-Kyun and Yong-Ho Moon, “Measurement Error, Sample Selection Bias and the Effect of the Family Member’s Education on the Rate of Education Return,” *Korean Journal of Public Finance*, Vol. 21, No. 2, 2007b, pp. 47-68.
6. 김홍균 · 조정현, “형제, 자매 자료를 이용한 교육투자수익률 추정,” 『재정학연구』, 제 2권 제 3호, 2009, pp. 80-112.
(Translated in English) Kim, Hong-Kyun and Jeong-Hyun Cho, “Estimates on the Returns to Education from Sibling Data,” *Korean Journal of Public Finance*, Vol. 2, No. 3, 2009, pp. 80-112.
7. 박성준 · 황상인, “청년층 학력과임금이 임금에 미치는 영향에 대한 분석,” 『노동경제논집』, 제 28권 제 3호, 2005, pp. 141-166.
(Translated in English) Park, Sung-Jun and Sang-In Hwang, “The Evolution of Youth Overeducation and Its Impact on the Wage System in Korea,” *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 28, No. 3, pp. 141-166.
8. 백일우 · 임정준, “도구변수를 이용한 여성고등교육의 투자수익률 분석,” 『교육행정학연구』, 제 26권 제 3호, 2008, pp. 75-94.
(Translated in English) Paik, Ilwoo and Jungjoon Ihm, “Rates of Return to Higher Education for Women: OLS and Instrumental Variables Approach,” *Journal of Educational Administration*, Vol. 26, No. 3, 2008, pp. 75-94.
9. 이광호, “교육투자수익률 분석연구-상업계 고등학교를 중심으로,” 『경제교육연구』, 제 9권, 2002, pp. 101-122.
(Translated in English) Lee, Gwang-Ho, “Analysis of the Rate of Return to Educational Investment in Commercial High School,” *Korean Journal of Economic Education*, Vol. 9, 2002, pp. 101-122.
10. 장수명 · 이변송, “인적자본의 지역별 · 산업별 분포와 그 외부효과,” 『노동경제논집』, 제 24권 제 1호, 2001, pp. 1-33.
(Translated in English) Jang, Su-Myung and Bun-Song Lee, “Region and Industry Distribution of Human Capital and Externalities,” *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 24, No. 1, 2001, pp. 1-33.
11. 최강식, “교육투자의 경제적 수익률 분석,” 『응용경제』, 제 4권 제 2호, 2002, pp. 229-257.
(Translated in English) Choi, Kang-Shik, “An Analysis of Returns to Schooling in Korea,” *Korean Journal of Applied Economics*, Vol. 4, No. 2, 2002, pp. 229-257.
12. 한성신 · 조인숙, “한국의 교육투자수익률 및 학위 효과: 남녀 비교,” 『노동경제논집』, 제 30권 제 1호, 2007, pp. 1-30.
(Translated in English) Han, Sung Shin and In Sook Cho, “The Return to Education and Sheepskin Effect in Korea: Comparison of Male and Female Workers,” *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 30, No. 1, 2007, pp. 1-30.
13. Angrist, Joshua D. and Alan B. Krueger, “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, 1991, pp. 979-1014.
14. _____, “Split Sample Instrumental Variables

- Estimates of the Return to Schooling," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, 1995, pp.225-235.
15. Angrist, Joshua D. and Whitney K. Newey, "Overidentification Tests in Earnings Functions with Fixed Effects," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 9, 1991, pp. 317-323.
16. Ashenfelter, Orley and Alan B. Kruger, "Estimates of the Economic Return to Schooling for a New Sample of Twins," *American Economic Review*, Vol. 84, 1994, pp.1157-1173.
17. Ashenfelter, Orley and Cecilia Rouse, "Income, Schooling, and Ability: Evidence from a New Sample of Identical Twins," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, 1998, pp. 253-284.
18. Behrman, Jere R., Mark R. Rosenweig and Paul Taubman, "Endowments and the Allocation of Schooling in the Family and the Marriage Market: the Twins Experiment," *Journal of Political Economy*, Vol. 102, 1994, pp.1131-1174.
19. Bound, John, Charles Brown, Greg J. Duncan, and Willard L. Rodgers, "Evidence on the Validity of Cross-sectional and Longitudinal Labor Market Data," *Journal of Labor Economics*, Vol. 12, 1994, pp.345-368.
20. Bound, John, Charles Brown, and Nancy Mathiowetz, "Measurement Error in Survey Data," in *Handbook of Econometrics*, Heckman, J.J., and E. Leamer (eds), Elsevier, Amsterdam, Vol. 5, 2001, pp.3707-3843.
21. Bound, John, David A. Jaeger, and Regina M. Baker, "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable Is Weak," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 90, 1995, pp. 443-450.
22. Buchinsky, Moshe, "The Dynamics of Changes in the Female Wage Distribution in the USA: a Quantile Regression Approach," *Journal of Econometrics*, Vol. 13, 1998, pp. 1-30.
23. Card, David, "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling," in Louis N. Christofides, E. Kenneth Grant and Robert Swidinsky, eds., *Aspects of Labour Market Behaviour: Essays in Honour of John Vanderkamp* (University of Toronto Press, Toronto, Canada), 1995, pp.201-222.
24. _____, "Causal Effect of Education on Earnings," in *Handbook of Labor Economics*, Ashenfelter, O. and D. Card (eds), North-Holland, Vol. 3, 1999, pp.1801-63.
25. _____, "Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems," *Econometrica*, Vol. 69, 2001, pp.1127-1160.
26. Chamberlain, Gary, "Omitted Variable Bias in Panel Data: Estimating the Returns to Schooling," *AnnalsdelInsee*, Vol. 30-31, 1977, pp.49-82.
27. Chamberlain, Gary and Zvi Griliches, "Unobservables with a Variance Components Structure: Ability, Schooling and the Economic Success of Brothers," *International Economic Review*, Vol. 16, 1975, pp.422-449.
28. _____, "More on Brothers," in Paul Taubman, ed., *Kinometrics* (North Holland, Amsterdam), 1977.

29. Conneely, Karen and Roope Uusitalo, "Estimating Heterogeneous Treatment Effects in the Becker Schooling Model," Unpublished Discussion paper (Industrial Relations Section, Princeton University), 1997.
30. Griliches, Zvi, "Estimating the Returns to Schoolings: Some Econometric Problems," *Econometrica*, Vol. 45, 1977, pp. 1-22.
31. ———, "Sibling Models and Data in Economics: Beginnings of a Survey," *Journal of Political Economy*, Vol. 87, 1979, pp. S37-S65.
32. Isacsson, Gunnar, "Estimates of the Return to Schooling in Sweden from a Large Sample of Twins," Unpublished Discussion paper (Center for Research on Transportation and society, Borlange, Sweden), 1997.
33. Kane, Thomas J., Cecilia E. Rouse, and Douglas Staiger, "Estimating the Returns to Schooling When Schooling Is Misreported," *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No. 7235, 1999.
34. Lee, Chul-In, Seonyoung Park, and Donggyun Shin, "New Evidence on the Returns to Education from a Sample of Educational Changers," unpublished manuscript, 2006.
35. Maluccio, John, "Endogeneity of Schooling in the Wage Function," unpublished manuscript (Department of Economics, Yale University), 1997.
36. Martins, Pedro S., and Pedro T. Pereira, "Does Education Reduce Wage Inequality? Quantile Regression Evidence from 16 European Countries," *Labour Economics*, Vol. 11, 2004, pp. 355-371.
37. Miller, Paul, Charles Mulvey and Nick Martin, "What Do Twins Studies Reveal About the Economic Returns to Education? A Comparison of Australian and U.S Findings," *American Economic Review*, Vol. 85, 1995, pp. 586-599.
38. Mwabu, Germano and Paul T. Schultz, "Education Returns across Quantiles of the Wage Function, Alternative Explanations for Returns to Education by Race in South Africa," *American Economic Review*, Vol. 86, 1996, pp. 335-339.
39. Park, Seonyoung and Donggyun Shin, "Education and Income Inequality?," unpublished manuscript, 2009.
40. Psacharopoulos, George, and Harry A. Patrinos, "Returns to Investment in Education: A Further Update," *Education Economics*, Vol. 12, 2004, pp. 111-134.
41. Siegel, Paul M., and Robert Hodge, "A Causal Approach to the Study of Measurement Error," in Hubert Blalock and Ann Blalock, eds., *Methodology in Social Research* (McGraw Hill, New York), 1968.
42. Welch, Finnis, "Black-White Differences in Returns to Schooling," *American Economic Review*, Vol. 63, 1973, pp. 893-907.

Estimates of the Economic Return to Schooling

Donggyun Shin*

Abstract

On the basis of longitudinal information on education changers received from the Korea Labor and Income Panel Survey, the current study finds that the private rate of return to education is overstated in cross-sectional data by not controlling for individuals' ability effects, and ability-free returns are higher for men than for women. Unlike existing studies, it is found that the marginal return increases with education investment, which, combined with the fact that high income earners tend to invest more in education, suggests that education plays an inequality-enhancing role in Korea.

Key Words: return to education, panel data, ability

Received: March 8, 2010. Revised: July 1, 2010. Accepted: Sep. 10, 2010.

* Department of Economics, College of Political Science and Economics, Kyung Hee University, 1 Hoegi-dong, Dongdaemun-gu, Seoul 130-701, Korea, Phone: +82-2-961-2174, e-mail: dgshin@khu.ac.kr