

勞 動 經 濟 論 集
第40卷 第3號, 2017. 9. pp.1~29
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

자녀의 학력이 부자간 소득계층 대물림에 미치는 영향*

이진영**

본 연구는 한국노동패널조사 1-17차 자료에서 추출한 부자쌍(父子雙)을 이용하여 학력이 소득에 미치는 영향을 세대별로 비교하고, 자녀의 학력이 부자간 소득계층 대물림에 미치는 영향을 분석함으로써 계층이동 사다리로서의 교육의 역할을 점검했다. 분석 결과, 학력이 소득에 미치는 영향이 아버지 세대에 비해 자녀 세대에서 최대 70% 가까이 감소한 것으로 나타나 과거에 비해 교육의 계층이동 사다리 역할이 축소되었음을 확인하였다. 또한 아버지의 소득계층을 상위 50%와 하위 50%로 구분한 뒤 자녀의 학력이 부자간 소득계층의 대물림에 미치는 영향을 분석한 결과, 상위 50% 표본에서는 자녀의 교육연수 1년 증가 시 부자간 고소득계층 대물림 확률이 최대 7.0% 증가하는 것으로 나타났으나 하위 50% 표본에서는 자녀의 교육연수가 부자간 저소득계층 대물림 확률에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 교육이 부(富)의 대물림 확률은 높이면서 빈곤의 대물림 확률을 낮추는 데에는 기여하지 못 해 결국 소득이동성을 떨어뜨리는 방향으로 작용하고 있다는 것을 의미한다.

주제어: 세대 간 소득이동성, 교육과 소득분배, 교육의 계층이동 사다리 역할, 학력, 소득계층 대물림, 부의 대물림, 빈곤의 대물림

논문 접수일: 2017년 6월 27일, 논문 수정일: 2017년 8월 14일, 논문 게재확정일: 2017년 8월 17일

* 본 연구는 이진영(2016)의 연구를 대폭 수정·보완하여 작성되었습니다. 소중한 의견을 주신 두 분의 익명의 심사자와 논문 작성 과정 중에 아낌없는 격려를 주신 황상현·정희상·곽도원 교수에게 감사드립니다.

** 한국경제연구원 부연구위원 (jinylee@keri.org)

I. 서론

최근 한국 사회의 가장 큰 화두는 단연 부(富)의 대물림이다. 인터넷 누리꾼 사이에서 회자되며 반향을 불러일으켰던 ‘수저계급론’은 상대적으로 부유한 부모에게서 태어난 자녀를 ‘금수저’, 가난한 부모에게서 태어난 자녀를 ‘흙수저’라 칭하며 부모의 부가 자녀에게 그대로 대물림되는 세태를 풍자하고 있다. 소득분배의 형평성에 대한 논란은 비단 한국에만 국한된 문제는 아니다. 경제성장의 초기 단계에서는 소득분배의 불균등 정도가 점차 악화되나 성숙 단계에 접어들게 되면 불균등 정도가 점차 개선될 것이라는 쿠즈네츠의 역U자 가설은 한국뿐만 아니라 미국 등 여러 선진국에서 성립하고 있지 않은데,¹⁾ 이는 경제 발전 단계에 상관없이 모든 국가에서 소득분배의 불균등이 중요한 사회문제로 대두될 수 있다는 것을 시사한다.

한 사회의 소득분배의 정도를 이해하기 위해 흔히 살펴보는 통계량은 지니계수다. 그러나 지니계수는 소득분포의 단면을 특정 시점에서 정태적으로 보여준다는 한계가 있다. 실제로 통계청에 따르면 한국의 처분가능소득 지니계수는 2006년 0.306이었으나 2016년 0.304로 감소한 것으로 나타나 지니계수만을 고려하면 한국의 소득불균등 정도는 지난 10년간 소폭 개선된 것으로 보인다. 그러나 ‘수저계급론’ 논란이 말해주듯 사회구성원이 실감하는 소득 불균등 정도는 분포의 동태적인 특성과도 밀접한 관련이 있고, 생애주기 혹은 여러 세대에 걸쳐 나타날 수 있다. 따라서 한 사회의 소득분배 정도를 종합적으로 이해하려면 지니계수뿐만 아닌 다양한 소득분배지표를 살펴볼 필요가 있다.

지니계수의 한계를 보완해주는 소득분배지표의 예로 세대 내 소득이동성지표와 세대 간 소득이동성지표를 꼽을 수 있다. 세대 내 소득이동성은 특정 두 시점 사이에 소득 하위계층과 상위계층 간 이동이 얼마나 활발한지에 대해 말해주는 지표로, 일반적으로 소득계층 간 이행확률의 추정을 통해 측정된다. 현 시점의 지니계수가 높더라도 세대 내 소득이동성이 높은 사회라면 장기적으로 생애소득은 균등화될 가능성이 크기 때문

1) 쿠즈네츠의 역U자 가설이 1970년대 이후의 자료로 뒷받침되지 않는다는 사실을 지적한 최근 연구의 예로 Piketty(2014)의 연구가 있다.

에 소득분배의 불균등 문제가 크게 대두되지 않을 것이다. 한편, 세대 간 소득이동성은 부모와 자녀 간 소득의 대물림 정도를 말해주는 지표로 주로 부모 소득과 자녀 소득의 상관계수로 측정된다. 세대 내 이동성과 비슷한 맥락으로 현 시점의 지니계수가 높더라도 세대 간 소득의 상관관계가 낮은 사회는 부모의 소득과 거의 무관하게 자녀의 소득이 결정되므로 소득 상승의 기회가 비교적 균등한 사회라 할 수 있다.²⁾ 따라서 세대 내 소득이동성지표와 세대 간 소득이동성지표는 장기적 관점에서 개인의 소득이 이전 시점 혹은 세대에 비해 상승 혹은 하락할 수 있는 가능성을 보여준다는 점에서 지니계수의 한계를 보완해주는 소득분배 지표로 활용이 가능하다.

소득분배가 악화될수록 저소득층 생계 위협, 계층 간 위화감 조성 등의 부작용이 따르기 때문에 우리나라를 포함한 각국의 정부는 소득분배 지표들을 참조하여 여러 가지 소득분배정책을 시행하고 있다. 대표적인 소득분배 개선책은 저소득층을 대상으로 하는 현금 및 현물 지원, 세금 감면 등이 있다. 그러나 보다 넓은 의미에서 보면 교육 정책 또한 소득분배에 영향을 미칠 수 있는 정책이다. 전통적 교육의 역할 중 하나로 저소득층에서 고소득층으로의 이동을 돕는 계층이동 사다리 역할을 꼽을 수 있기 때문이다. 이러한 교육의 사다리 역할은 고학력자일수록 고소득자가 될 수 있는 가능성이 더 커질 것이라는 기대로부터 발생한다. 하지만 교육이 소득계층의 상향이동을 촉진하는 것이 아니라 부의 대물림 수단으로 작용하여 소득의 역동성을 오히려 저해할 수도 있음에 유의해야 한다. 만약 사교육이 고학력 획득의 중요한 요인으로 작용한다면 부모의 부가 자녀의 사교육 투자를 통해 자녀에게 대물림되어 부모가 부유할수록 자녀가 고학력과 고소득을 획득할 가능성이 높아지기 때문이다. 이러한 경우 소득분배의 형평성 문제를 차치하더라도 균등한 기회 보장이라는 사회의 기본 가치가 훼손될 수 있다. 따라서 계층이동 사다리로서의 교육의 역할 점점은 교육이 소득분배의 역할에 기여하고 있는지에 대해 평가할 수 있을 뿐 아니라 교육이 균등한 기회 보장이라는 사회의 기본 가치에 부합하고 있는지의 여부를 판단할 수 있다는 점에서 매우 중요한 작업이라 할 수 있다.

연구 주제의 중요성에도 불구하고 한국의 소득이동성에 대한 국내연구는 아직 부족

2) 그러나 실증분석 결과는 이와 반대로 나타난다. 세대 간 소득탄력성과 소득불균등지표(지니계수)의 관계를 나타내는 ‘위대한 개츠비 곡선(the Great Gatsby curve)’을 살펴보면 소득탄력성이 높을수록(즉, 소득이동성이 낮을수록) 지니계수도 높은 정의 관계가 뚜렷하다. ‘위대한 개츠비 곡선’에 대한 보다 자세한 설명은 Corak(2013)과 김희삼(2014)의 연구를 참조하라.

한 편이며 연구결과도 일치하지 않는다.³⁾ 세대 내 소득이동성에 대한 최근 연구의 예로 김성태·전영준·임병인(2012), 윤정렬·홍기석(2012), 김용성(2014)의 연구를 들 수 있다.⁴⁾ 김성태·전영준·임병인(2012)은 한국노동패널조사(KLIPS)를 이용하여 소득계층 간 이행행렬을 추정하여 1999-2008년 동안 우리나라의 소득이동성이 감소했음을 지적하고 연령, 가구 내 취업자 수, 초기소득, 정규직 여부, 화이트칼라 여부, 직업훈련, 사회보험 수급 여부 등의 사회경제적 요인이 계층 간 소득이동성에 영향을 미치는 주요 요인이라 주장했다. 윤정렬·홍기석(2012)은 세대 내 소득이동성을 개인 근로소득을 결정하는 초기 조건의 분산과 항상적 요인의 분산의 상대적 크기라 정의하고, 대부분 연령 집단에서 초기 조건에 의한 소득격차가 감소하였으므로 소득이동성이 분석 기간인 1998-2008년 동안 상승하였다고 주장했다. 김용성(2014)은 다양한 소득이동성 지표와 회귀분석 추정을 통해 2000년대 이후 우리나라 세대 내 소득이동성이 하락하였고, 특히 저학력 계층의 소득이동성 악화 현상이 두드러졌다고 주장했다. 한편 세대 간 소득이동성에 대한 연구의 예로 김민성·김봉근·하태욱(2009), 김봉근·석재은·현은주(2012), 최지은·홍기석(2011), 양정승(2012), 최기림·안태현(2015)의 연구를 들 수 있다. 김민성·김봉근·하태욱(2009)과 김봉근·석재은·현은주(2012)의 연구는 최소자승법을 통해 추정한 우리나라의 세대 간 임금탄력성은 0.3 정도인데 이는 미국에 비해 낮은 수치이므로 우리나라의 세대 간 소득이동성이 상대적으로 높다고 주장했다. 반면, 최지은·홍기석(2011)의 연구는 도구변수를 이용해 추정한 세대 간 임금탄력성은 0.4 정도이므로 우리나라의 세대 간 소득이동성이 높은 편이 아니라고 주장했다. 양정승(2012)은 표본 선택에서 발생하는 하향 편의를 조정하여 재추정한 우리나라의 세대 간 소득탄력성은 0.3-0.4라고 주장했다. 최기림·안태현(2015)의 연구는 부자 및 부녀간의 소득이동성을 추정했는데, 추정 결과 부자간 소득탄력성은 0.112, 부녀간 소득탄력성은 0.172로 나타나 부녀간 소득이동성이 부자간 소득이동성에 비해 낮은 것으로 확인되었고, 선별적 결혼의 경향이 세대 간 대물림을 확대시키는 역할을 한다고 주장했다.

본 연구와 밀접한 관련이 있는 학력과 세대 간 소득이동성의 관계에 대한 연구의 예로 안중범·전승훈(2008), 김희삼(2009; 2014)의 연구를 들 수 있다. 안중범·전승훈(2008)과 김희삼(2009; 2014)은 부모의 자녀 교육에 대한 투자와 세대 간 소득 이동의 관련성

3) 소득이동성에 대한 국제연구는 최기림·안태현(2015: 47-48)의 연구를 참조하라.

4) 2012년 이전에 발표된 세대 내 소득이동성에 관한 기존 연구 목록은 김성태·전영준·임병인(2012: 10-11)의 연구를 참조하라.

을 분석했다. 안종범·전승훈(2008)은 축차방정식 모형을 이용하여 부모의 교육수준이 부모의 소득과 자녀의 교육수준에 영향을 미쳐 결국 자녀의 소득에 영향을 미치는 세대 간 이전 구조가 존재함을 실증분석을 통해 보였다. 김희삼(2009)은 우리나라의 세대 간 경제적 이동성은 국제적 기준에서 낮은 편이 아니며, 설명력 분해법을 적용하여 분석한 결과 세대 간 경제적 이동성의 약 절반 정도(50%)가 자녀 교육에 대한 부모의 투자로 설명 가능하다고 주장했다. 동 저자의 2014년 연구에서 이 수치는 소득의 종류에 따라 25-45%로 감소한다. 그러나 이들이 사용한 축차방정식 모형과 설명력 분해법은 모두 다소 강한 가정을 전제로 한다. 안종범·전승훈(2008)의 연구는 부모의 소득과 자녀를 위한 교육비 지출, 자녀의 교육수준과 소득수준이 순차적으로 결정되고 각 회귀방정식의 오차항들 간의 상관관계가 0임을 전제로 하였고, 김희삼(2009; 2014)의 연구 역시 자녀의 교육수준을 결정하는 회귀방정식의 오차항과 자녀의 임금방정식의 오차항 간 상관관계가 0임을 가정하였다. 그러나 교육과 소득은 모두 연구자 입장에서 관찰 불가능한 개인의 능력과 관련된 변수인데, 회귀분석 시 개인의 능력이 통제되지 않을 경우 교육과 소득을 종속변수로 하는 각각의 회귀방정식에 포함된 오차항 간의 상관관계가 0일 가능성은 매우 희박하다. 모형 내의 가정이 성립하지 않는다면 자연스럽게 모형으로부터 도출된 결과의 신빙성이 떨어질 것이다.

본 연구는 KLIPS 1-17차 자료에서 추출한 부자쌍(父子雙)을 이용하여 학력이 소득에 미치는 영향을 세대별로 비교하고 자녀의 학력이 부자간 소득계층 대물림에 미치는 영향을 분석함으로써 계층이동 사다리로서의 교육의 역할을 점검했다. 본 연구에서 수행한 패널 자료를 이용한 세대 간 비교는 비교 대상 집단이 유전적으로 비슷한 능력을 보유하고 있는 아버지와 그 자녀이기 때문에 단순히 고령층과 청년층 비교에 그치는 횡단 자료를 이용한 분석에 비해 부모 세대와 자녀 세대의 정확한 비교가 가능하다는 장점이 있다. 또한, 본 연구는 자녀의 학력이 부자간 소득계층 대물림에 미치는 영향을 복수의 회귀식을 이용하는 축차방정식 모형이나 설명력 분해법이 아닌 한 개의 축약형 회귀식을 통해 추정함으로써 강한 가정에 의존했던 기존 연구의 단점을 보완했을 뿐만 아니라 분석 결과에 대한 직관적 해석을 용이하게 했다.

분석 결과, 학력이 소득에 미치는 영향이 아버지 세대에 비해 자녀 세대에서 최대 70% 가까이 감소한 것으로 나타나 과거에 비해 교육의 계층이동 사다리 역할이 축소되었음을 확인하였다. 또한, 아버지의 소득계층을 상위 50%와 하위 50%로 구분한 뒤 자녀의 학력이 부자간 소득계층의 대물림에 미치는 영향을 분석한 결과, 상위 50% 표

본에서는 자녀의 교육연수 1년 증가 시 부자간 고소득계층이 대물림 될 확률은 최대 7.0% 증가하는 것으로 나타났으나 하위 50% 표본에서는 자녀의 학력이 부자간 저소득 계층이 대물림 될 확률에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 교육이 부(富)의 대물림 확률은 높이면서 빈곤의 대물림 확률을 낮추는 데에는 기여하지 못해 결국 소득이동성을 떨어뜨리는 방향으로 작용하고 있다는 것을 의미한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 실증분석 자료와 분석모형에 대해 소개하고 회귀분석에 이용된 자료의 기술통계량을 제시한다. 제III장에서는 학력이 소득에 미치는 세대별 영향 및 자녀의 학력이 부자간 소득계층 대물림에 미치는 영향에 대한 추정결과를 제시한다. 마지막으로 제IV장에서는 분석결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 데이터 및 분석방법 소개

부자간 소득의 이동에 대한 실증분석을 시행하려면 우선 부자쌍 식별이 가능한 자료가 필요하다. 또한, 자료 조사기간이 충분히 길어 아버지와 자녀의 소득이 비슷한 연령을 기준으로 관찰 가능해야 한다. 이는 자녀의 연령이 낮을수록 자녀의 소득이 평생소득에 근접하다고 보기 어렵기 때문이다. 본 연구의 실증분석 자료로 사용된 KLIPS⁵⁾는 1차 조사 당시 포함된 원가구에 속한 가구원뿐만 아니라 원가구원들이 분가하여 새로운 가구를 구성하였을 경우 분가가구원 역시 조사대상에 포함시키는 패널조사이기 때문에 전 조사기간에 걸쳐 부자쌍 식별이 가능하다. 다만 현재 18차 조사까지의 자료가 공개되어 있어 분석을 수행하기에 조사기간이 다소 짧으나 위의 조건에 가장 근접하기 때문에 우리나라의 부자간 소득이동성을 측정하는 모든 기존 연구에서 사용되고 있다.

본 연구의 실증분석을 위한 표본은 KLIPS에서 추출한 부자쌍으로 구성된다. 부자간의 연령 차이를 최소화하기 위해 아버지 표본은 KLIPS 1차 및 2차 조사에서, 자녀 표

5) KLIPS는 1998년 5,000가구를 대상으로 1차 조사를 시작하여 현재 2015년 18차 조사까지의 자료가 공개되어 있다. 가구 및 개인의 기본 특성(성별, 학력, 혼인상태 등)과 노동시장 정보(경제활동상태, 소득, 직업이동 등), 건강, 시간 사용 등 풍부한 정보를 제공한다. 18차 자료에서 조사에 성공한 원표본가구수는 3,421가구로 68.4%의 원표본유지율을 기록하고 있다.

본은 KLIPS 16차 및 17차 조사에서 추출하였다. 부모 세대의 표본을 아버지만으로 제한한 이유는 근로소득이 관찰된 어머니 표본 수가 적었기 때문이다. 자녀 표본은 1차 조사에서 가구주와의 관계가 아들 혹은 딸이었으나 2차 조사 이후 분가하여 독립가구를 형성한 남녀, 즉 분가가구의 가구주 및 배우자로 구성된다. 양정승(2012)과 최기람·안태현(2015)은 우리나라의 경우 결혼 전 부모와 동거하는 자녀가 많기 때문에 이들을 표본에서 제외하면 표본의 대표성이 저해되고 소득대물림 추정치가 하향 편이될 수 있다고 지적하며 부모와 동거하고 있는 자녀들도 표본에 포함시켰다. 그러나 본 연구는 소득변수 중 하나로 연가구소득을 이용하기 때문에 분가하여 독립한 자녀 가구만을 표본에 포함시켜 추정하고 이로부터의 결과를 주요 분석 결과로 삼았다. 추정치의 강건성 점검을 위해 월평균임금과 월평균소득의 경우 동거 자녀가구를 포함한 확장된 표본을 이용하여 추가로 분석하였는데, <부표 1>-<부표 3>에서 확인할 수 있듯이 확장된 표본을 사용하여 추정한 결과도 주요 분석 결과와 크게 다르지 않았다. 또한, 양정승(2012)과 최기람·안태현(2015)의 연구를 포함한 대부분의 선행 연구에서는 한 가구에서 분가한 복수의 자녀 가구를 이용하여 세대 간 소득탄력성을 측정하는 경우 또한 하향 편이를 발생시킬 수 있기 때문에 연령이 가장 높은 자녀가 속한 분가가구만을 표본에 포함시켰다. 본 연구는 세대 간 소득탄력성 측정에 목적을 두고 있지 않기 때문에 더욱 많은 표본 수를 확보하기 위해 복수의 분가가구 모두를 자녀 표본에 포함시켰다.

학력이 소득에 미치는 영향은 Mincer의 소득모형을 기본으로 하는 다음의 회귀식 (1)을 이용하여 추정된다:

$$Y_i = \alpha + \beta S_i + X_i \gamma + \epsilon_i \quad (1)$$

여기서 Y_i 는 개인 i 의 소득, S_i 는 i 의 학력, X_i 는 통제변수벡터, ϵ_i 는 오차항을 가리킨다. Y_i 는 개인 i 의 월평균임금, 개인 i 의 월평균소득, 개인 i 가 속한 가구의 연소득 등 세 가지 종류를 이용하여 측정된다. 월평균임금은 임금근로자의 주된 일자리로부터의 근로소득을, 월평균소득은 임금근로자의 경우 월평균임금을, 비임금근로자의 경우 주된 일자리로부터의 월평균소득을 가리킨다. 연가구소득은 개인 i 가 속한 가구의 모든 가구원들이 벌어들인 총근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험수급액, 총이전소득, 기타소득의 합을 가리킨다. 모든 소득변수는 2010년을 기준으로 하는 소비자물가지수를 이용하여 실질변수로 변환하였고 회귀분석 시 실질소득의 로그변환된 값을

사용했다. S_i 는 i 가 4년제 대학 졸업자인 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수로 측정된다. 4년제 대졸자 더미로 학력을 측정할 이유는 학력이 소득에 미치는 영향이 교육연수에 비례한 선형적 효과를 갖기보다는 학위 졸업장의 유무에 따라 비선형적 효과를 갖기 때문이다.⁶⁾ X_i 는 학력 이외에 개인의 소득에 영향을 미치는 변수를 포함한다. 구체적으로 개인 i 의 연령, 연령의 제곱, 성별, 혼인상태를 나타내는 더미변수, 종사상 지위를 나타내는 더미변수, 경제활동상태를 나타내는 더미변수를 일컫는다. 아버지 집단은 모두 남성들로만 구성되어 있으므로 개인 i 의 성별은 자녀 집단의 회귀분석에서만 통제변수로 이용된다. 개인 i 의 혼인상태는 미혼, 기혼이며 유배우자, 별거, 이혼, 배우자 사망 등 총 5개로 구분하고, 이 중 미혼을 제외한 나머지 상태의 여부를 나타내는 더미변수 4개를 생성하여 통제변수벡터에 포함시켰다. 또한 개인 i 의 종사상 지위를 상용근로자, 임시근로자, 일용근로자, 자영업자 등 총 4개로 구분하고 (무급가족 종사자는 표본에서 제외), 이 중 임시근로자, 일용근로자, 자영업자의 여부를 나타내는 더미변수 3개를 생성하여 통제변수벡터에 포함시켰다. 임시근로자 및 일용근로자 더미변수는 종속변수가 월평균임금일 경우, 자영업자 더미는 종속변수가 월평균소득일 경우에 통제변수로 사용된다. 마지막으로 개인 i 의 경제활동상태는 취업자, 실업자, 비경제활동인구 등 총 3개로 구분되는데, 이 중 실업자, 비경제활동인구의 여부를 나타내는 더미변수 2개를 생성하여 통제변수벡터에 포함시켰다. 실업자 및 비경제활동인구 더미변수는 종속변수가 연가구소득일 경우에만 통제변수로 사용된다.

자녀 학력이 부자간 소득계층 대물림에 미치는 영향은 다음의 회귀식 (2)를 이용하여 추정된다:

$$\Pr(DY_i = 1) = F(a + bYS_i + Z_i c). \quad (2)$$

여기서 DY_i 는 부자간 소득대물림 더미변수, YS_i 는 자녀의 학력, Z_i 는 통제변수벡터, $F(\cdot)$ 는 누적밀도함수, $\Pr(\cdot)$ 은 괄호 안의 조건을 만족하는 확률을 가리킨다. DY_i 는 자녀 i 의 소득계층이 아버지의 소득계층과 같으면 1 아니면 0의 값을 갖는 더

6) Hungerford-Solon(1987)은 교육연수가 소득에 미치는 영향이 학위수여년도(diploma year)에 특히 커진다는 사실을 실증분석을 통해 증명하였는데, 인류 역사 상 오랫동안 양피지로 만들어진 학위가 수여되었다는 점에 착안하여 이러한 효과를 양피지 효과(Sheepskin effects)라 명명했다.

미변수로 측정된다. 소득계층은 각 소득을 4분위(소득 하위 25% 이하, 소득 하위 25-50%, 소득 상위 25-50%, 소득 상위 25% 이상)로 구분하여 정의하였는데, 이때 소득 분위의 기준은 KLIPS 해당 차수에 속한 전체 관측치를 이용하여 산출하였다. 몇 개의 분위로 소득을 구분할지 결정할 때 고려한 점은 개념적 측면인 소득계층 대물림의 의미와 기술적 측면인 관측치 수이다. 만약 소득계층을 2개의 분위만 사용하여 상위 50%, 하위 50%로 나눈다면 계층의 구분이 너무 느슨하여 분석 결과의 해석이 모호해질 수 있다. 예를 들어 아버지 소득계층 하위 10%에서 자녀 소득계층 하위 10%, 아버지 소득계층 하위 10%에서 자녀 소득계층 하위 40%, 이렇게 두 가지 경우가 있을 때 전자는 세대 간 소득계층의 대물림, 후자는 세대 간 소득계층의 상승으로 보는 것이 자연스러우나 2개의 분위로 소득을 나눈다면 이 두 가지 경우는 모두 대물림의 경우로 분류된다. 얼마나 촘촘한 소득분위를 사용할 것인가를 정할 때에는 소득분위별로 적당한 관측치 수가 유지되는가를 우선적으로 고려했다. 본 연구의 주요결과는 4개의 소득분위를 이용한 결과이나 분석결과는 소득분위 수에 따라 크게 변하지 않았다. 소득분위 5개를 이용한 분석결과는 <부표 4>-<부표 6>을 참조하기 바란다. 변수의 정의상 $DY_i = 1$ 인 경우가 부자간 소득계층이 대물림되는 경우이고, $DY_i = 0$ 인 경우가 부자간 소득계층이 대물림되지 않고 변동이 있는 경우다. 따라서 고소득층에서의 계층 대물림은 부(富)의 대물림, 저소득층의 계층 대물림은 빈곤의 대물림으로 해석할 수 있다.) 자녀의 학력인 YS_i 는 부모가 자녀 교육에 투자한 결과이며, 소득이 높은 부모일수록 자녀의 교육에 투자를 많이 하여 자녀 학력이 증가할 것이라 가정한다. 이 가정은 추후 회귀분석 표본을 이용하여 검증된다. YS_i 는 자녀 i 의 교육연수로 측정되는데 앞서 회귀식 (1)과 달리 학력을 더미변수가 아닌 교육연수로 측정하는 이유는 자녀의 학력을 투자의 개념으로 설정하고 투자의 단위를 연(年)으로 설정하였기 때문이다.) 통계변수는 회귀식 (1)에서 사용한 통제변수에 아버지 교육연수가 추가된다. 구체적으로 Z_i 는 부자의 연령, 연령의 제곱, 혼인상태 더미변수 4개, 종사상 지위 더미변수 3개, 경

7) 본 연구에서 정의하고 있는 세대 간 부 혹은 빈곤의 대물림은 세대 간 소득의 상속이나 이전을 가리키는 광의의 개념이 아닌 세대 간 소득의 ‘층위’가 그대로 답습되는 경우를 가리키는 협의의 개념이다. 따라서 세대 간 소득의 상속이나 이전이 발생하더라도 아버지가 속한 소득계층과 자녀가 속한 소득계층이 같지 않다면, 즉 자녀의 소득계층이 아버지의 소득계층에 비해 높거나 낮다면 이는 소득계층의 대물림이 아닌 소득계층의 상승 혹은 하락으로 정의된다.

8) 자녀의 학력 변수를 4년제 대학 졸업 여부를 나타내는 더미변수를 사용하였을 경우에도 통계적 유의성과 방향성 면에서 교육연수를 사용한 추정결과와 일치하였다.

제활동상태 더미변수 2개 및 아버지 교육연수, 자녀의 성별을 나타내는 더미변수를 포함한다. 아버지 교육연수를 추가로 통제한 이유는 누락변수 편향의 문제 때문이다. 아버지 학력과 아버지 소득이 양(+)의 상관관계인 점과 아버지 소득과 자녀 학력이 양(+)의 상관관계인 점을 감안하면,⁹⁾ 아버지 학력은 설명변수인 자녀 학력과 양(+)의 상관관계에 있다. 또한, 아버지 학력이 아버지 소득뿐만 아니라 자녀 소득과 양(+)의 상관관계이기 때문에 아버지 학력은 종속변수인 대물림 더미변수와도 양의 상관관계에 있을 가능성이 크다. 따라서 아버지 교육연수를 회귀분석 시 통제하지 않으면 b 는 상향 편향된 값으로 추정될 것이다. 종속변수가 더미변수이므로 $F(\cdot)$ 의 기본가정은 로지스틱(logistic) 누적밀도함수이나 항등함수도 함께 고려한다. 로짓(Logit) 모형과 더불어 선형모형(LPM; linear probability model)도 함께 고려하는 이유는 추정치의 강건성을 점검하기 위함이다. 모형의 관심 계수는 b 로, 추정된 b 가 양(+)의 값이면 자녀의 교육연수가 증가할수록 소득대물림 확률도 증가한다는 것을 의미하고, 추정된 b 가 음(-)의 값이면 자녀의 교육연수가 증가할수록 소득대물림 확률이 줄어든다는 것을 의미한다. 따라서 b 가 양(+)의 추정치이면 교육이 부자간 소득이동을 높여 사회의 경제적 역동성을 낮추고, 음(-)의 추정치이면 소득이동을 낮추어 경제적 역동성을 제고한다고 해석할 수 있다.

<표 1A> 및 <표 1B>는 각각 회귀분석에 이용된 아버지와 자녀 집단의 기술통계량을 보여준다. 각 집단의 표본은 소득에 따라 총 세 종류로 구분된다. 월평균임금을 소득으로 사용하는 표본 1은 소득의 정의에 따라 임금근로자만을 포함하므로 관측치 수가 가장 적다. 월평균소득을 소득으로 사용하는 표본 2는 임금근로자뿐만 아니라 비임금근로자인 자영업자도 포함한다. 연가구소득을 소득으로 사용하는 표본 3은 실업자와 비경제활동인구도 포함하므로 관측치 수가 가장 많다. 표본 1-3은 모두 부자쌍으로 구성되어 있으며, 학력이 소득에 미치는 영향을 추정할 때에는 각 표본을 아버지와 자녀 변수로 구분하여 따로 분석하고 자녀의 학력이 부자간 소득 대물림에 미치는 영향을 추정할 때에는 부자의 정보를 동시에 이용하는 부자 변수를 생성하여 분석했다. KLIPS 조사 시 월평균임금과 월평균소득은 현재 수준에 대해 질문하고 있는 반면, 연가구소득은 지난해 수준에 대해 질문한다. 따라서 연가구소득은 아버지 자료의 경우는 2차 조사, 자녀 자료의 경우는 17차 조사를 이용했다. 또한, 월평균임금과 월평균소득의 경우 단년도 변수 사용으로 인해 발생할 수 있는 측정오차를 줄이기 위해 2개년도 평균 값을 추가로 사용했다.

9) 이는 추후 분석을 통해 검증된다.

<표 1A> 아버지 변수의 기술통계량

중속변수 생성 시 이용된 소득:	월평균임금 (표본 1)		월평균소득 (표본 2)		연가구소득 (표본 3)	
	평균	(SD)	평균	(SD)	평균	(SD)
연령	50.92	(5.54)	52.04	(6.20)	52.78	(6.67)
성별 (1=남성)	1.00	(0.00)	1.00	(0.00)	1.00	(0.00)
교육연수	12.09	(2.14)	12.35	(2.13)	12.24	(2.18)
4년제 대학 졸업 여부 (1=대졸자)	0.14	(0.35)	0.11	(0.31)	0.10	(0.30)
임금/비임금 여부 (1=임금근로자)	-	-	0.55	(0.50)	-	-
월평균임금 (단위: 만, 1차 자료)	187.26	(101.05)	-	-	-	-
월평균임금 (단위: 만, 1·2차 평균)	185.22	(94.34)	-	-	-	-
월평균소득 (단위: 만, 1차 자료)	-	-	195.50	(150.04)	-	-
월평균소득 (단위: 만, 1·2차 평균)	-	-	193.46	(127.44)	-	-
연가구소득 (단위: 만, 2차 자료)	-	-	-	-	3253.72	(2484.00)
	비중	(SE)	비중	(SE)	비중	(SE)
혼인상태						
1 if 미혼	-	-	-	-	-	-
2 if 기혼이며 유배우자	0.98	(0.01)	0.99	(0.01)	0.97	(0.00)
3 if 별거	0.01	(0.01)	0.00	(0.00)	0.01	(0.00)
4 if 이혼	0.01	(0.01)	0.00	(0.00)	0.01	(0.00)
5 if 배우자사망	-	-	0.00	(0.00)	0.01	(0.00)
종사상지위						
1 if 상용근로자	0.81	(0.03)	-	-	-	-
2 if 임시근로자	0.07	(0.02)	-	-	-	-
3 if 일용근로자	0.12	(0.02)	-	-	-	-
경제활동상태						
1 if 취업자	1.00	-	1.00	-	0.79	(0.01)
2 if 실업자	-	-	-	-	0.07	(0.01)
3 if 비경제활동인구	-	-	-	-	0.13	(0.01)
소득계층						
1 if 하위 25%	0.18	(0.03)	0.15	(0.02)	0.09	(0.01)
2 if 하위 25-50%	0.25	(0.03)	0.32	(0.02)	0.12	(0.01)
3 if 상위 25-50%	0.19	(0.03)	0.24	(0.02)	0.21	(0.01)
4 if 상위 25%	0.37	(0.04)	0.29	(0.02)	0.58	(0.02)
관측치 수	190		399		987	

주: 소득변수는 모두 실질변수임(2010=100). 소득계층 구분 시 소득기준은 KLIPS 해당 차수에 포함된 관측치를 모두 이용하여 구했고, 월평균소득과 월평균임금의 경우 2개 차수의 평균치는 이용하지 않음.

자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 1차, 2차, 16차, 17차.

〈표 1B〉 자녀 변수의 기술통계량

중속변수 생성 시 이용된 소득:	월평균임금 (표본 1)		월평균소득 (표본 2)		연가구소득 (표본 3)	
	평균	(SD)	평균	(SD)	평균	(SD)
연령	36.02	(4.20)	36.80	(4.51)	36.98	(4.56)
성별 (1=남성)	0.64	(0.48)	0.65	(0.48)	0.50	(0.50)
교육연수	14.94	(2.26)	14.82	(2.28)	14.38	(2.43)
4년제 대학 졸업 여부 (1=대졸자)	0.78	(0.42)	0.74	(0.44)	0.67	(0.47)
임금/비임금 여부 (1=임금근로자)	-	-	0.85	(0.35)	-	-
월평균임금 (단위: 만, 16차 자료)	266.06	(127.26)	-	-	-	-
월평균임금 (단위: 만, 16·17차 평균)	270.40	(124.86)	-	-	-	-
월평균소득 (단위: 만, 16차 자료)	-	-	285.72	(185.61)	-	-
월평균소득 (단위: 만, 16·17차 평균)	-	-	289.32	(190.39)	-	-
연가구소득 (단위: 만, 17차 자료)	-	-	-	-	4956.20	(3146.82)
		비중 (SE)		비중 (SE)		비중 (SE)
혼인상태						
1 if 미혼	0.17	(0.03)	0.16	(0.02)	0.14	(0.01)
2 if 기혼이며 유배우자	0.78	(0.03)	0.81	(0.02)	0.83	(0.01)
3 if 별거	-	-	-	-	0.00	(0.00)
4 if 이혼	0.04	(0.01)	0.03	(0.01)	0.03	(0.00)
5 if 배우자사망	0.01	(0.01)	0.00	(0.00)	0.00	(0.00)
종사상지위						
1 if 상용근로자	0.92	(0.02)	-	-	-	-
2 if 임시근로자	0.06	(0.02)	-	-	-	-
3 if 일용근로자	0.02	(0.01)	-	-	-	-
경제활동상태						
1 if 취업자	1.00	-	1.00	-	0.76	(0.01)
2 if 실업자	-	-	-	-	0.01	(0.00)
3 if 비경제활동인구	-	-	-	-	0.24	(0.01)
소득계층						
1 if 하위 25%	0.09	(0.02)	0.09	(0.01)	0.08	(0.01)
2 if 하위 25-50%	0.24	(0.03)	0.31	(0.02)	0.29	(0.01)
3 if 상위 25-50%	0.28	(0.03)	0.38	(0.02)	0.38	(0.02)
4 if 상위 25%	0.39	(0.04)	0.22	(0.02)	0.25	(0.01)
관측치 수	190		399		987	

주: 소득변수는 모두 실질변수임(2010=100). 소득계층 구분 시 소득기준은 KLIPS 해당 차수에 포함된 관측치를 모두 이용하여 구했고, 월평균소득과 월평균임금의 경우 2개 차수의 평균치는 사용하지 않음.

자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 1차, 2차, 16차, 17차.

<표 1A> 및 <표 1B>에 나타난 아버지와 자녀변수의 기술통계량을 비교해보면, 아버지의 소득은 소득의 종류에 관계없이 자녀에 비해 낮은 평균값과 낮은 분산 정도를 보였다. 또한 월평균평균임금과 월평균소득의 경우 상위 50% 소득계층 비율이 아버지에 비해 자녀 세대에서 더 높아 세대 간 상향이동이 관찰되었으나, 연가구소득의 경우 그 비율이 아버지 세대에서 더 높아 세대 간 하향이동이 관찰되었다. 평균 교육연수는 자녀의 경우가 더 높아 아버지의 경우 12.09-12.24년, 자녀의 경우 14.38-14.94년인 것으로 나타났다. 종사상지위는 표본 1에서 상용근로자, 표본 2에서 임금근로자, 표본 3에서 비경제활동인구가 아버지 세대보다 자녀 세대에서 더 높은 비율을 차지하는 것으로 나타났다. 아버지의 평균 연령은 51-53세, 자녀의 평균 연령은 36-37세였다. 아버지의 혼인상태는 미혼은 없었고 98%가 기혼이며 배우자가 있는 상태였던 반면, 자녀의 혼인상태는 미혼이 14-17%, 기혼이며 배우자가 있는 상태가 78-83%였다.

Ⅲ. 학력이 소득 및 소득계층 대물림에 미치는 영향

본 연구는 자녀의 학력이 부자간 소득계층 대물림에 미치는 영향을 두 가지 방법을 통해 분석한다. 하나는 간접적인 방법인 부모의 소득과 자녀의 학력 간의 상관계수 추정이다. (같은 세대 내) 학력과 소득 간 양(+)의 상관관계가 존재하는 경우 부모의 소득과 자녀의 학력 간의 양(+)의 상관계수 추정치가 클수록 부모의 소득과 자녀의 소득의 상관관계 또한 커지므로 부자간 소득대물림 확률이 커질 것이라 예상할 수 있다. 따라서 부모의 소득과 자녀의 학력 간의 상관계수가 양(+)의 값으로 추정된다면 자녀의 학력이 부자간 소득계층 대물림에 양(+)의 영향을 미쳐 학력이 계층이동 사다리 역할보다는 부의 대물림 역할을 하고 있을 가능성이 크다는 해석이 가능하다. 다른 하나는, 자녀의 학력을 설명변수로 하고 부자간 소득계층 대물림 여부를 종속변수로 하는 회귀 분석이다. 상관계수 추정에 비해 보다 직접적인 방법이라 할 수 있다.

학력이 소득 대물림에 미치는 영향을 분석하기에 앞서, 학력이 소득에 미치는 영향에 대한 회귀분석을 아버지와 자녀 집단 각각에 대해 수행하고자 한다. 위에서 언급한 두 가지 방법 모두 학력과 소득 간에 양(+)의 상관관계가 존재함을 가정하고 있기 때문이다. 게다가 학력과 소득이 양(+)의 상관관계에 있는지 확인하는 작업뿐만 아니라 학

력이 소득에 미치는 영향이 시간이 지남에 따라 변했는지의 여부를 검증하는 작업 역시 대물림 분석에 꼭 필요한 사전 작업이다. 학력이 소득에 미치는 영향이 시간이 지남에 따라 변했을 경우 이는 부자간 소득계층 대물림 확률에 구조적인 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 만약 학력이 소득에 미치는 영향이 시간이 지남에 따라 감소하였다면 자녀의 학력이 소득 대물림 확률에 미치는 영향 또한 줄어들 것이다.

1. 학력이 소득에 미치는 영향의 세대별 비교

회귀식 (1)을 이용하여 학력이 소득에 미치는 영향을 회귀분석한 결과는 <표 2>와 같다. (1)열과 (2)열은 표본 1, (3)열과 (4)열은 표본 2, (5)열과 (6)열은 표본 3으로부터 추정된 결과이고, 표의 홀수열은 아버지만을, 짝수열은 자녀만을 표본에 포함시켜 분석한 결과다. 월평균임금과 월평균소득의 2개년도 평균값을 이용한 결과와 단년도 값을 이용한 결과에 큰 차이가 없어 <표 2>에서는 단년도 값을 이용한 결과만을 표기하였다.

추정 결과, 아버지 세대에서는 대졸자가 대졸 미만의 학력자에 비해 소득이 43-73% 더 높았으나 자녀 세대에서는 22-25% 더 높은 것에 그쳤다. 즉 학력이 소득에 미치는 영향이 아버지 세대가 자녀 세대에 비해 약 1.7-3.3배 높은 것으로 나타나 학력이 소득에 미치는 영향이 이전 세대에 비해 현 세대에서 축소되었음이 확인되었다. 구체적으로 대졸 학력이 소득에 미치는 정(+)의 효과는 월평균임금을 소득으로 사용한 경우 아버지 세대가 약 2.4배, 월평균소득을 소득으로 사용한 경우 약 3.3배, 연가구소득을 소득으로 사용한 경우 약 1.7배 높은 것으로 나타나 표본 2에서 아버지 세대와 자녀 세대의 차이가 가장 컸다. 이는 아버지 세대에서는 대졸 학력이 월평균소득에 미치는 영향이 73%로 가장 컸고 연가구소득에 미치는 영향이 43%로 가장 낮았으나, 자녀 세대에서는 대졸 학력이 소득에 미치는 영향이 소득 종류와 상관없이 거의 같았기 때문이다. 이러한 결과는 아버지 세대에 비해 자녀 세대에서 학력 상승에 따른 소득 상승의 기회가 줄어들었음을 의미하므로 교육의 계층이동 사다리 역할이 시간이 지남에 따라 축소되었음을 시사한다.

실은 학력이 소득에 미치는 영향이 줄어들었다는 분석 결과 자체가 소득분배에 어떠한 영향을 미칠지는 불분명하다. 학력이 소득에 미치는 영향이 줄어 교육의 소득이동성 계고 역할이 축소되었다는 사실은 소득 상승의 기회가 줄어 현 상태의 소득분배를 고착화시킨다는 측면에서 소득분배를 균등화하는 데 좋지 않은 영향을 미칠 가능성이 크다.

〈표 2〉 학력이 소득에 미치는 영향

종속변수	로그변환된 월평균임금		로그변환된 월평균소득		로그변환된 연가구소득	
	표본 1		표본 2		표본 3	
	아버지 (1)	자녀 (2)	아버지 (3)	자녀 (4)	아버지 (5)	자녀 (6)
1 if 대출	0.55 (0.09)	0.23 (0.08)	0.73 (0.10)	0.22 (0.06)	0.43 (0.08)	0.25 (0.04)
1 if 아들	-	0.32 (0.07)	-	0.36 (0.05)	-	-0.21 (0.05)
1 if 임시직	-0.72 (0.13)	-0.41 (0.13)	-	-	-	-
1 if 일용직	-0.63 (0.11)	-0.53 (0.25)	-	-	-	-
1 if 비임금근로자	-	-	0.10 (0.07)	0.26 (0.06)	-	-
1 if 실업자	-	-	-	-	-0.49 (0.09)	-1.69 (0.23)
1 if 비경활인구	-	-	-	-	-0.43 (0.07)	-0.47 (0.05)
R-squared	0.47	0.27	0.24	0.17	0.12	0.27
관측치 수	190	190	399	399	987	987

주: 괄호 안의 값은 표준오차임. 각 회귀분석 시 통제변수로 연령, 연령의 제곱, 혼인상태에 대한 더미 변수가 공통적으로 사용됨.

자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 1차, 2차, 16차, 17차.

그러나 다른 한편으로는 Juhn et al.(1993)이 지적하였듯이 인적자본이 소득에 미치는 영향이 큰 사회일수록 숙련노동자와 비숙련노동자 간의 임금격차(wage inequality)가 커지므로 학력이 소득에 미치는 영향의 축소를 인해 소득불균등 정도가 완화될 가능성도 있다. 즉, 학력이 소득에 미치는 영향의 축소는 소득분배의 동태적인 측면에서 보면 균등화에 도움이 되지 않지만, 소득분배의 정태적인 측면에서 보면 균등화에 도움이 될 수 있다.

한편, 노동시장 관련 변수가 소득에 미치는 영향은 표본별로 결과가 상이하였다. 아버지 세대에서는 월평균임금이 상용직에 비해 임시직일 경우 68%, 일용직일 경우 62% 더 낮았으나 자녀 세대에서는 각각 40%, 53% 낮은 것으로 나타나 임금근로자 부자만을 고려할 경우 임시직과 일용직이 월평균임금에 미치는 부(-)의 효과가 아버지 세대에서 더 큰 것으로 나타났다. 자영업자를 포함한 모든 취업자 부자를 고려할 경우 아버지와 자녀 세대 모두에서 자영업자인 경우가 임금근로자인 경우에 비해 소득이 더 높

있는데, 아버지 세대의 경우 10%, 자녀 세대의 경우 26% 높은 것으로 추정되어 아버지 세대에 비해 자녀 세대에서 자영업자로 인한 소득 증가의 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 경제활동상태에 특별한 제한을 두지 않고 취업자, 실업자, 비경제활동인구 등 모든 부자쌍을 표본에 포함시킨 경우 실업자와 비경제활동인구 상태가 연가구소득에 미치는 부(-)의 효과가 자녀 세대에서 더 큰 것으로 나타났다. 취업자 대비 실업자의 연가구소득은 아버지 세대에서 49%, 자녀 세대에서 169% 낮았고, 취업자 대비 비경제활동인구의 연가구소득은 아버지 세대에서 43%, 자녀 세대에서 47% 낮았다. 이는 상대적으로 자녀 세대가 상대적으로 연령이 낮아 연가구소득 중 근로소득에 대한 의존도가 아버지 세대에 비해 높기 때문인 것으로 보인다. 즉 아버지 세대는 연가구소득이 아버지의 근로소득 이외에도 금융소득이나 부동산소득, 혹은 다른 가구원의 근로소득 등 다른 소득원천이 존재하는 경우가 많은 데 반해 자녀 세대는 연가구소득이 본인의 근로소득으로만 구성되어 있을 가능성이 높아 실업 상태가 소득에 미치는 영향이 아버지 세대에 비해 더욱 커질 수 있다.

2. 자녀의 학력이 부자간 소득계층 대물림에 미치는 영향

자녀의 학력과 부모의 소득 간의 상관계수 추정결과는 <표 3>과 같다. 자녀의 학력과 부모의 소득 간의 상관관계는 표본에 상관없이 모두 양(+)의 값으로 추정되었는데, 이는 학력과 소득이 양(+)의 상관관계에 있다는 앞 절의 결과를 상기해보면 부모의 소득과 자녀의 소득 또한 양(+)의 상관관계에 있음을 시사한다. 구체적으로 부모의 소득 중 월평균임금과의 상관관계가 가장 컸고, 연가구소득과의 상관관계가 가장 낮았다. 자녀의 학력과 부모의 소득이 양(+)의 상관관계에 있다는 결과는 자녀의 학력이 부모가 자녀 교육에 투자한 결과이고 부모의 경제력이 증가할수록 자녀의 학력도 증가할 것이라는 모형의 기본 가정에 부합한다.

한편, <표 4>를 통해 부자간 소득계층 대물림 비율을 살펴본 결과 소득계층이 대물림되는 부자쌍의 비율은 0.29-0.34인 것으로 나타나 표본별로 약 1/3 정도의 부자쌍에서 소득계층 대물림이 관찰되었다. 연가구소득을 이용하여 구한 소득계층의 대물림되는 비율이 0.34로 가장 컸는데, 이는 세대 간 직접적인 대물림으로 이어지는 부동산 및 금융자산으로부터 벌어들일 수 있는 금융소득과 부동산소득 등이 연가구소득에 포함되기 때문인 것으로 보인다. 월평균임금과 월평균소득의 대물림 비율은 각각 30%와 29%

<표 3> 자녀의 교육연수와 부모의 소득 간의 상관계수

	월평균임금 표본 1	월평균소득 표본 2	연가구소득 표본 3
상관계수	0.31	0.23	0.17
관측치 수	190	399	987

자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 1차, 2차, 16차, 17차.

<표 4> 부자간의 소득계층 이동

	월평균임금 표본 1	월평균소득 표본 2	연가구소득 표본 3
소득상향이동 비율 (1 if 부의 소득계층 < 자녀의 소득계층)	0.39	0.37	0.18
소득대물림 비율 (1 if 부의 소득계층 = 자녀의 소득계층)	0.30	0.29	0.34
소득하향이동 비율 (1 if 부의 소득계층 > 자녀의 소득계층)	0.31	0.35	0.49
관측치 수	190	399	987

주: 소득계층은 4분위로 구분. 소득계층의 구분 기준은 KLIPS 해당 차수에서 가용한 관측치를 모두 포함하여 계산.

자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 1차, 2차, 16차, 17차.

로 큰 차이를 보이지 않았다. 한편, 소득계층 이동 비율은 이동 방향에 따라 결과가 상이했다. 월평균임금, 월평균소득, 연가구소득 순으로 부자간 소득계층의 상향이동 비율이 높았던 반면, 연가구소득, 월평균소득, 월평균임금 순으로 하향이동 비율이 높았다.

회귀식 (2)를 이용한 회귀분석 결과는 <표 5>, <표 6>, <표 7>과 같다. 월평균임금과 월평균소득의 2개년도 평균값을 이용한 결과와 단년도 값을 이용한 결과에 큰 차이가 없어 단년도 값을 이용한 추정치만을 표기하였다. <표 5>, <표 6>, <표 7>은 각각 표본에 포함된 모든 관측치, 아버지의 소득계층이 상위 50%인 관측치, 아버지의 소득계층이 하위 50%인 관측치를 이용한 결과다. 따라서 <표 6>의 결과는 종속변수가 부자간 소득계층이 상위 25%로 유지되거나 상위 25-50%로 유지되는 경우가 1, 유지가 되지 않는 경우가 0인 값을 가지게 되므로 자녀의 학력이 부자간 부(富)의 대물림 확률에 미치는 영향을 추정한 결과이고, <표 7>의 결과는 종속변수가 부자간 소득계층이 하위 25%로 유지되거나 하위 25-50%로 유지되는 경우가 1, 유지가 되지 않는 경우가 0인 값

〈표 5〉 자녀의 학력이 부자간 소득의 대물림에 미치는 영향

종속변수:	1 if 부 소득계층 = 자녀 소득계층					
	월평균임금 표본 1		월평균소득 표본 2		연가구소득 표본 3	
	Logit (1)	LPM (2)	Logit (3)	LPM (4)	Logit (5)	LPM (6)
설명변수 자녀의 교육연수	0.047 (0.018)	0.047 (0.018)	0.019 (0.012)	0.019 (0.012)	0.009 (0.008)	0.009 (0.008)
통제변수 아버지의 교육연수	-0.053 (0.035)	-0.055 (0.032)	-0.027 (0.021)	-0.027 (0.021)	0.010 (0.013)	0.008 (0.012)
1 if 아들	0.076 (0.078)	0.063 (0.077)	0.013 (0.050)	0.013 (0.050)	-0.107 (0.035)	-0.107 (0.035)
관측치 수	180	190	393	399	986	987

주: 괄호 안의 값은 표준오차임. logit 추정값은 한계효과(marginal effect)를 표기함. 각 회귀분석 시 통제변수로 부자의 연령, 부자의 연령의 제곱, 부자의 혼인상태에 대한 더미변수, 부자의 노동시장 관련 더미변수도 사용하였으나 추정치 표기를 생략하였음.

자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 1차, 2차, 16차, 17차.

〈표 6〉 자녀의 학력이 부자간 부(富)의 대물림에 미치는 영향

종속변수:	1 if 부 소득계층 = 자녀 소득계층					
	월평균임금 표본 1		월평균소득 표본 2		연가구소득 표본 3	
	Logit (1)	LPM (2)	Logit (3)	LPM (4)	Logit (5)	LPM (6)
설명변수 자녀의 교육연수	0.070 (0.030)	0.057 (0.023)	0.052 (0.018)	0.049 (0.016)	0.021 (0.009)	0.021 (0.009)
통제변수 아버지의 교육연수	-0.054 (0.059)	-0.048 (0.053)	-0.034 (0.032)	-0.034 (0.030)	0.022 (0.016)	0.014 (0.014)
1 if 아들	0.072 (0.122)	0.062 (0.112)	0.028 (0.066)	0.023 (0.071)	-0.157 (0.040)	-0.151 (0.038)
관측치 수	96	108	207	211	776	788

주: 괄호 안의 값은 표준오차임. logit 추정값은 한계효과(marginal effect)를 표기함. 각 회귀분석 시 통제변수로 부자의 연령, 부자의 연령의 제곱, 부자의 혼인상태에 대한 더미변수, 부자의 노동시장 관련 더미변수도 사용하였으나 추정치 표기를 생략하였음. 분석대상이 아버지의 소득계층이 3, 4 분위에 속한 경우로 제한됨.

자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 1차, 2차, 16차, 17차.

을 가지게 되므로 자녀의 학력이 부자간 빈곤의 대물림 확률에 미치는 영향을 추정할 결과다.

<표 5>의 (1)열과 (2)열에 나타나 있듯이 표본 1을 사용하여 분석한 결과 자녀의 학력이 1년 증가하면 부자간 소득계층 대물림 확률이 약 4.7% 증가하였다. 표본 2와 표본 3을 사용했을 경우 분석 결과가 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 아버지와 자녀가 임금근로자일 경우 자녀의 교육이 근로소득의 대물림 수단으로써 작용하지만, 임금근로자뿐만 아닌 자영업자와 미취업자까지 고려할 경우 자녀의 학력이 소득 대물림에 유의한 영향을 미치지 않는다는 것을 의미한다. 소득의 종류에 따라 결과가 상이하게 나온 이유는 아버지의 소득계층을 통제하지 않았기 때문인 것으로 추측된다. 다시 말해, 아버지의 소득계층을 고려하지 않은 상태에서 자녀의 학력이 소득계층 대물림에 미치는 영향을 추정할 경우, 고소득층의 대물림과 저소득층의 대물림에 미치는 영향이 평균값으로 함께 추정되어 결과적으로 유의하지 않은 추정치가 도출된 것으로 보인다.

아버지의 소득계층을 상위 50%로 제한하여 회귀식 (2)를 추정한 결과는 <표 6>에 정리되어 있다. <표 6>의 결과는 소득의 종류와 상관없이 자녀의 학력이 1년 증가하면 부자간 부의 대물림 확률도 통계적으로 유의하게 증가하고 있음을 말해준다. 학력이 대물림 확률에 미치는 영향은 월평균임금을 소득으로 사용하였을 때가 가장 높았고, 연가구소득을 사용하였을 때가 가장 낮았다. 표의 (1)열과 (2)열에 나타나 있듯이 표본 1을 사용하여 추정한 경우 자녀의 학력이 1년 증가하면 부자간 부의 대물림 확률이 약 5.7-7.0% 증가하였다. 표본 3을 사용하였을 경우 (5)열과 (6)열에 나타나 있듯이 해당 추정치는 2.1%로 떨어졌다. 고소득계층 대물림 효과가 월평균임금을 소득으로 사용하였을 때 가장 크게 나타난 이유는 월평균임금이 아닌 다른 소득은 직접적으로 대물림되는 부모의 보유자산과 연관성이 크기 때문인 것으로 보인다. 즉, 월평균소득과 연가구소득의 대물림은 주로 자녀 교육에 대한 투자보다는 부모가 보유한 금융자산이나 부동산의 상속 및 증여를 통해 직접적으로 이루어지고 있을 가능성이 크기 때문일 것으로 추측된다.

반면, 자녀의 학력이 부자간 빈곤의 대물림 확률에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 아버지의 소득계층을 하위 50%로 제한하여 회귀식 (2)를 추정한 결과를 보여주는 <표 7>을 살펴보면 자녀의 교육연수가 저소득계층 대물림 확률에 미치는 영향은 소득의 종류에 따라 0에 가까운 양(+)의 값, 혹은 음(-)의 값으로

〈표 7〉 자녀의 학력이 부자간 빈곤의 대물림에 미치는 영향

종속변수:	1 if 부 소득계층 = 자녀 소득계층					
	월평균임금 표본 1		월평균소득 표본 2		연가구소득 표본 3	
	Logit (1)	LPM (2)	Logit (3)	LPM (4)	Logit (5)	LPM (6)
설명변수						
자녀의 교육연수	0.006 (0.021)	0.007 (0.027)	-0.021 (0.021)	-0.018 (0.018)	-0.039 (0.024)	-0.026 (0.020)
통제변수						
아버지의 교육연수	-0.019 (0.036)	-0.027 (0.038)	-0.033 (0.029)	-0.034 (0.028)	-0.012 (0.030)	-0.018 (0.028)
1 if 아들	0.016 (0.074)	0.038 (0.098)	-0.208 (0.081)	0.190 (0.071)	0.028 (0.085)	0.025 (0.076)
관측치 수	77	82	181	188	195	199

주: 괄호 안의 값은 표준오차임. logit 추정값은 한계효과(marginal effect)를 표기함. 각 회귀분석 시 통제변수로 부자의 연령, 부자의 연령의 제곱, 부자의 혼인상태에 대한 더미변수, 부자의 노동시장 관련 더미변수도 사용하였으나 추정치 표기를 생략하였음. 분석대상이 아버지의 소득계층이 1, 2분위에 속한 경우로 제한됨.

자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 1차, 2차, 16차, 17차.

추정되었으나 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 교육이 부(富)의 대물림 확률은 높이면서 빈곤의 대물림 확률을 낮추는 데에는 기여하지 못해 결국 부자간 소득 이동성을 떨어뜨리는 방향으로 작용하고 있다는 것을 의미한다.

그렇다면 교육이 고소득층에게는 세대 간 계층 대물림의 수단으로 작용하는 반면, 저소득층에게는 세대 간 계층이동 사다리 역할을 하지 못하는 이유는 무엇일까? 이는 부분적으로 한국의 ‘교육 거품’ 현상과 밀접한 관련이 있다. 이주호 외(2014)의 연구에서 지적되었듯이 4년제 대졸자의 하위 20%가 고졸자에 비해 낮은 임금을 받고 있다는 사실은 4년제 대졸자 간 임금 불균등 정도가 최근 들어 확대되었다는 것을 의미한다. 따라서 자녀 교육에 투자하는 부모의 입장에서 생각해보면 자녀를 조금이라도 질이 더 높은 대학에 진학시키기 위해 사교육을 포함한 자녀 교육에 본인들의 소득을 투자할 것이고, 이는 소득계층 간 자녀 교육에 대한 투자의 격차를 심화시켜 결국 자녀 소득의 격차를 심화시키는 결과를 초래할 것이다. 만약 고소득층 자녀가 졸업한 4년제 대학이 저소득층 자녀가 졸업한 4년제 대학에 비해 질적으로 우수한 학교라면, 두 소득계층의 자녀 모두 4년제 대학을 졸업했다 하더라도 대졸 학력이 임금 상승에 미치는 효과는 고소득층 자녀의 경우가 더 클 것이다. 서울시의 경우 고소득 구(區)와 저소득

구(區) 학생 간 서울대학교 합격 확률 차이의 80-90%가 부모 경제력에 따른 치장법 등의 차이로 설명되었다는 김세직 외(2015)의 연구 결과는 실제로 이러한 현상이 벌어지고 있을 가능성이 크다는 것을 시사한다.

IV. 결 론

한 국가의 경제성장의 단계가 성숙해질수록 바람직한 분배 수준에 대한 고민 또한 깊어진다. 일단 사회적으로 합의된 소득분배의 균등화 수준이 있다면 이러한 수준에 다다르기 위한 소득 균등화 방법은 크게 두 가지가 있다. 하나는 고소득층의 소득을 저소득층으로 이전시키는 방법이고, 다른 하나는 저소득층에서 고소득층으로의 이동을 원활하게 해주는 방법이다. 본 연구는 후자의 관점에 초점을 맞추고 교육이 세대 간 소득이동성 제고 역할을 수행하는지 여부를 점검하였다. 이를 분석하기 위해 본 연구는 KLIPS 자료를 이용하여 학력이 소득에 미치는 영향을 세대별로 추정하고 자녀의 학력이 부자간 소득계층 대물림에 미치는 영향에 대한 회귀분석을 시행하였다. 분석 결과, 아버지 세대에 비해 자녀 세대에서 교육의 계층이동 사다리 역할이 축소되었음을 확인하였다. 또한, 아버지의 소득계층을 상위 50%와 하위 50%로 구분한 뒤 자녀의 학력이 부자간 소득계층의 대물림에 미치는 영향을 분석한 결과, 자녀의 학력이 증가할수록 부자간 고소득층 대물림 확률도 증가하는 것으로 나타났으나, 자녀의 학력이 부자간 저소득계층 대물림 확률에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 교육이 부(富)의 대물림 확률은 높이면서 빈곤의 대물림 확률을 낮추는 데에는 기여하지 못해 결국 소득이동성 제고에 도움을 주지 못 한다는 것을 의미한다.

세대 간 소득의 대물림 정도가 매우 높은 사회는 고소득층에게는 부의 대물림을, 저소득층에는 빈곤의 대물림을 의미하므로 소득 격차의 대물림으로 이어진다. 소득 격차의 심화는 계층 간 갈등 증폭 등 여러 가지 부작용을 낳을 뿐더러 나아가 사회가 추구하는 기본 이념인 평등의 가치를 훼손할 수 있다. 따라서 기회의 균등이 보장되는 안정된 사회를 구축하려면 바람직한 소득 (불)균등 수준에 대한 목표를 설정하고 설정된 목표를 달성하기 위한 정책 방안에 대해 철저히 고민해야 한다. 소득이동성 제고는 이

러한 목표 달성을 위한 정책 과제 중 하나로, 전통적으로 교육이 소득이동성 제고 수단으로서의 역할을 담당해왔다. 그러나 소득계층의 상향이동 가능성을 제고했던 교육의 기존 역할이 과거에 비해 축소되었고, 교육이 부의 대물림 수단으로 작용하고 있다는 본 연구의 결과는 교육 받을 기회의 균등을 보장하는 것만으로는 소득이동성을 제고하는 데 한계가 있음을 시사한다. 게다가 이주호 외(2014)에서 언급된 한국의 교육 거품 현상은 질적으로 더 우수한 대학으로 자녀를 진학시키기 위한 부모의 유인을 증폭시키고 있다. 부모의 자녀 사교육에 대한 투자가 그 일환이라 할 수 있다. 자연히 부모의 소득이 높을수록 자녀 교육비 지출이 증가할 수밖에 없고, 이는 소득계층에 따른 자녀 학력의 양적 혹은 질적 격차와 나아가 자녀 소득의 격차로까지 이어진다. 총가구 소득에서 교육비 지출 비중이 상대적으로 매우 큰 교육 푸어(poor) 계층이 양산되기도 한다. 따라서 교육의 계층이동 사다리 역할을 복원하기 위해 수행되어야 할 첫 번째 과제는 공교육의 정상화다. 교육을 통한 부모 부의 대물림은 대부분 자녀 사교육에 대한 투자의 형태로 이루어지므로 사교육에 대한 부모의 과도한 투자를 줄일 수 있는 개혁 방안이 우선적으로 마련되어야 교육이 소득이동성을 제고하는 데 도움을 줄 수 있을 것이다. 공교육 정상화를 위해서는 교사나 학교 시설 같은 초등 및 중등 교육 자원에 대한 물적 투자뿐만 아니라 다양한 교육 수요를 충족할 수 있는 교육 커리큘럼 개발 등 소프트웨어에 대한 투자가 병행되어야 할 것이다. 아울러 초등 및 중등 교육에 비해 상대적으로 높은 지원을 받아 온 고등교육의 재편도 필요하다. 예를 들어 이주호 외(2014)가 지적하였듯이 제도 개선을 통해 하위권 부실 대학이 우선적으로 퇴출되는 대학 구조조정책을 운영하는 등 교육 거품 현상을 제거할 수 있는 정책적 노력이 요구된다.

참고문헌

- 김민성·김봉근·하태욱. 「한국의 세대 간 소득탄력성」. 『국제경제연구』 15권 2호 (2009. 8): 87-102.
- 김봉근·석재은·현은주. 「한국의 세대 간 소득탄력성과 추세」. 『노동경제논집』 35권 2호 (2012. 8): 25-41.
- 김성태·전영준·임병인. 「우리나라 소득이동성의 추이 및 결정 요인 분석」. 『경제학연구』 60집 4호 (2012. 12): 5-43.
- 김세직·류근관·손석준. 「학생 잠재력인가? 부모 경제력인가?」. 서울대학교 경제연구소 편, 『경제논집』 54권 2호 (2015. 12): 357-383.
- 김용성 「세대 내 소득이동성에 대한 연구: 학력계층을 중심으로」. 김용성·이주호 편, 『인적자본정책의 새로운 방향에 대한 종합연구』. pp.636-665. KDI, 2014.
- 김희삼. 『한국의 세대 간 경제적 이동성 분석』. KDI, 2009.
- 김희삼. 「세대 간 계층 이동성과 교육의 역할」. 김용성·이주호 편. 『인적자본정책의 새로운 방향에 대한 종합연구』. pp.579-635. KDI, 2014.
- 안종범·전승훈. 「교육 및 소득수준의 세대 간 이전」. 『재정학연구』 1권 1호 (2008. 2): 119-142.
- 양정승. 「한국의 세대 간 소득이동성 추정」. 『노동경제논집』 35권 2호 (2012. 8): 79-115.
- 윤정렬·홍기석. 「우리나라 세대 내 소득이동성에 관한 실증분석」. 『노동경제논집』 35권 2호 (2012. 8): 43-77.
- 이주호·정혁·홍성창. 『한국은 인적자본 일등 국가인가: 교육거품의 형성과 노동시장 분석』. KDI, 2014.
- 이진영. 『교육의 계층이동 사다리 역할에 대한 분석 및 시사점』. 한국경제연구원, 2016.
- 최지은·홍기석. 「우리나라의 세대 간 소득이동성 분석-아버지와 아들을 중심으로」. 『사회보장연구』 27권 3호 (2011. 8): 143-163.

- 최기림·안태현. 「한국에서의 부녀의 세대 간 소득이동성: 선별적 결혼의 역할」. 『여성경제연구』 12집 2호 (2015. 12): 45-66.
- Corak, Miles. “Inequality from Generation to Generation: The United States in Comparison.” In Robert S. Rycroft (editor). *The Economics of Inequality, Poverty, and Discrimination in the 21st Century*, Santa Barbara: ABC-CLIO, 2013.
- Hungerford, Thomas, and Gary Solon. “Sheepskin Effects in the Returns to Education.” *The Review of Economics and Statistics* 69 (2) (February 1987): 175-177.
- Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy, and Brooks Pierce. “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill.” *Journal of Political Economy* 101 (3) (June 1993): 410-442.
- Piketty, Thomas. *Capital in the Twenty-First Century*, Cambridge, Mass: Harvard University Press, 2014.

<부표 1> 자녀의 학력이 부자간 소득의 대물림에 미치는 영향 (동거 자녀가구 포함)

종속변수:	1 if 부 소득계층 = 자녀 소득계층					
	월평균임금 표본 1		월평균소득 표본 2		연가구소득 표본 3	
	Logit (1)	LPM (2)	Logit (3)	LPM (4)	Logit (5)	LPM (6)
설명변수						
자녀의 교육연수	0.034 (0.015)	0.034 (0.016)	0.007 (0.011)	0.007 (0.011)	-	-
통제변수						
아버지의 교육연수	-0.042 (0.029)	-0.043 (0.028)	-0.010 (0.019)	-0.010 (0.019)	-	-
1 if 아들	-0.004 (0.068)	-0.010 (0.065)	0.008 (0.046)	0.009 (0.046)	-	-
관측치 수	230	241	480	485	-	-

주: 괄호 안의 값은 표준오차임. logit 추정값은 한계효과(marginal effect)를 표기함. 각 회귀분석 시 통제변수로 부자의 연령, 부자의 연령의 제곱, 부자의 혼인상태에 대한 더미변수, 부자의 노동시장 관련 더미변수도 사용하였으나 추정치 표기를 생략하였음. 동거 자녀가구도 포함된 확장된 표본을 사용하여 추정한 결과임.

자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 1차, 2차, 16차, 17차.

<부표 2> 자녀의 학력이 부자간 부(富)의 대물림에 미치는 영향 (동거 자녀가구 포함)

종속변수:	1 if 부 소득계층 = 자녀 소득계층					
	월평균임금 표본 1		월평균소득 표본 2		연가구소득 표본 3	
	Logit (1)	LPM (2)	Logit (3)	LPM (4)	Logit (5)	LPM (6)
설명변수						
자녀의 교육연수	0.054 (0.023)	0.047 (0.020)	0.036 (0.015)	0.035 (0.016)	-	-
통제변수						
아버지의 교육연수	-0.025 (0.049)	-0.021 (0.047)	-0.018 (0.028)	-0.019 (0.027)	-	-
1 if 아들	0.080 (0.092)	0.082 (0.090)	0.191 (0.058)	0.191 (0.062)	-	-
관측치 수	127	137	253	258	-	-

주: 괄호 안의 값은 표준오차임. logit 추정값은 한계효과(marginal effect)를 표기함. 각 회귀분석 시 통제변수로 부자의 연령, 부자의 연령의 제곱, 부자의 혼인상태에 대한 더미변수, 부자의 노동시장 관련 더미변수도 사용하였으나 추정치 표기를 생략하였음. 분석대상이 아버지의 소득계층이 3, 4 분위에 속한 경우로 제한됨. 동거 자녀가구도 포함된 확장된 표본을 사용하여 추정한 결과임.

자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 1차, 2차, 16차, 17차.

〈부표 3〉 자녀의 학력이 부자간 빈곤의 대물림에 미치는 영향 (동거 자녀가구 포함)

종속변수:	1 if 부 소득계층 = 자녀 소득계층					
	월평균임금 표본 1		월평균소득 표본 2		연가구소득 표본 3	
	Logit (1)	LPM (2)	Logit (3)	LPM (4)	Logit (5)	LPM (6)
설명변수						
자녀의 교육연수	-0.004 (0.023)	-0.007 (0.026)	-0.028 (0.021)	-0.023 (0.019)	-	-
통제변수						
아버지의 교육연수	-0.004 (0.032)	-0.012 (0.036)	-0.004 (0.028)	-0.007 (0.027)	-	-
1 if 아들	-0.133 (0.096)	-0.179 (0.092)	-0.173 (0.072)	-0.166 (0.068)	-	-
관측치 수	99	104	226	227	-	-

주: 괄호 안의 값은 표준오차임. logit 추정값은 한계효과(marginal effect)를 표기함. 각 회귀분석 시 통제변수로 부자의 연령, 부자의 연령의 제곱, 부자의 혼인상태에 대한 더미변수, 부자의 노동시장 관련 더미변수도 사용하였으나 추정치 표기를 생략하였음. 분석대상이 아버지의 소득계층이 1, 2 분위에 속한 경우로 제한됨. 동거 자녀가구도 포함된 확장된 표본을 사용하여 추정한 결과임.
자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 1차, 2차, 16차, 17차.

〈부표 4〉 자녀의 학력이 부자간 소득의 대물림에 미치는 영향 (5개 소득분위 사용)

종속변수:	1 if 부 소득계층 = 자녀 소득계층					
	월평균임금 표본 1		월평균소득 표본 2		연가구소득 표본 3	
	Logit (1)	LPM (2)	Logit (3)	LPM (4)	Logit (5)	LPM (6)
설명변수						
자녀의 교육연수	0.043 (0.017)	0.047 (0.017)	0.006 (0.007)	0.005 (0.011)	0.013 (0.007)	0.013 (0.008)
통제변수						
아버지의 교육연수	-0.035 (0.034)	-0.039 (0.031)	-0.020 (0.012)	-0.010 (0.019)	0.005 (0.012)	0.003 (0.012)
1 if 아들	0.082 (0.074)	0.074 (0.075)	-0.072 (0.032)	-0.075 (0.046)	-0.057 (0.032)	-0.060 (0.033)
관측치 수	180	190	394	400	993	994

주: 괄호 안의 값은 표준오차임. logit 추정값은 한계효과(marginal effect)를 표기함. 각 회귀분석 시 통제변수로 부자의 연령, 부자의 연령의 제곱, 부자의 혼인상태에 대한 더미변수, 부자의 노동시장 관련 더미변수도 사용하였으나 추정치 표기를 생략하였음. 소득분위는 총 5개의 분위기를 사용.
자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 1차, 2차, 16차, 17차.

〈부표 5〉 자녀의 학력이 부자간 부(富)의 대물림에 미치는 영향 (5개 소득분위 사용)

종속변수:	1 if 부 소득계층 = 자녀 소득계층					
	월평균임금 표본 1		월평균소득 표본 2		연가구소득 표본 3	
	Logit (1)	LPM (2)	Logit (3)	LPM (4)	Logit (5)	LPM (6)
설명변수						
자녀의 교육연수	0.066 (0.029)	0.056 (0.023)	0.034 (0.014)	0.037 (0.016)	0.029 (0.009)	0.030 (0.009)
통제변수						
아버지의 교육연수	0.013 (0.065)	0.010 (0.054)	0.004 (0.027)	0.003 (0.029)	0.008 (0.015)	0.001 (0.014)
1 if 아들	0.161 (0.115)	0.154 (0.109)	0.108 (0.055)	0.115 (0.065)	-0.137 (0.037)	-0.137 (0.038)
관측치 수	92	103	195	199	697	702

주: 괄호 안의 값은 표준오차임. logit 추정값은 한계효과(marginal effect)를 표기함. 각 회귀분석 시 통제변수로 부자의 연령, 부자의 연령의 제곱, 부자의 혼인상태에 대한 더미변수, 부자의 노동시장 관련 더미변수도 사용하였으나 추정치 표기를 생략하였음. 소득분위는 총 5개의 분위를 사용. 분석대상이 아버지의 소득계층이 4, 5분위에 속한 경우로 제한됨.

자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 1차, 2차, 16차, 17차.

〈부표 6〉 자녀의 학력이 부자간 빈곤의 대물림에 미치는 영향 (5개 소득분위 사용)

종속변수:	1 if 부 소득계층 = 자녀 소득계층					
	월평균임금 표본 1		월평균소득 표본 2		연가구소득 표본 3	
	Logit (1)	LPM (2)	Logit (3)	LPM (4)	Logit (5)	LPM (6)
설명변수						
자녀의 교육연수	0.043 (0.032)	0.030 (0.037)	-0.018 (0.018)	-0.018 (0.017)	-0.002 (0.020)	-0.002 (0.022)
통제변수						
아버지의 교육연수	-0.106 (0.061)	-0.071 (0.047)	-0.022 (0.026)	-0.019 (0.026)	-0.012 (0.027)	-0.009 (0.031)
1 if 아들	-0.243 (0.201)	-0.175 (0.122)	-0.286 (0.079)	-0.289 (0.065)	0.068 (0.075)	0.063 (0.079)
관측치 수	37	50	181	188	141	142

주: 괄호 안의 값은 표준오차임. logit 추정값은 한계효과(marginal effect)를 표기함. 각 회귀분석 시 통제변수로 부자의 연령, 부자의 연령의 제곱, 부자의 혼인상태에 대한 더미변수, 부자의 노동시장 관련 더미변수도 사용하였으나 추정치 표기를 생략하였음. 소득분위는 총 5개의 분위를 사용. 분석대상이 아버지의 소득계층이 1, 2분위에 속한 경우로 제한됨.

자료: 한국노동패널조사(KLIPS) 1차, 2차, 16차, 17차.

abstract

The Impact of Children's Education Level on Intergenerational Income Persistence

Jin Young Lee

Using Korea Labor and Income Panel Surveys data, this paper estimates the effect of schooling level on income over time and the effect of children's education level on intergenerational income persistence. The results show that the impact of education level on income decreased over time. Also, intergenerational income persistence, measured as a dummy variable that has value one if children's income percentile group is same as the father's, increased with children's educational attainment only when the father is in upper income percentile groups. These findings indicate that education fails to play a significant role of the economic ladder and does not much help in raising intergenerational income mobility. Rather, education may possibly function as a means of intergenerational transmission of wealth through parental investment in their children's private education.

Keywords: intergenerational income mobility, educational attainment, economic ladder