

자녀 간 사회경제적 성과의 유사성 및 차이성에 관한 연구

유 혜 림*

기존연구에서 가구구조, 가구 구성 및 자원이 개인의 사회경제적 지위 달성에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 가구요인이 자녀간 사회경제적지위의 상관관계에 미치는 영향을 분석한 연구는 거의 없었다. 본 연구는 데이터의 제약 상으로 가구특성을 식별하여 분석이 제한되었던 개인의 사회적 성과에 대하여 가구레벨과 자녀레벨에서 장기간 축적된 한국노동패널자료를 이용하여 자녀 상관관계(sibling correlation)를 국내 최초로 분석하였다. 자녀 상관관계(siblings correlation)는 사회적 이동성의 방향을 나타내지는 않으나, 자녀가 공유하는 모든 특성을 고려하여, 사회경제적 지위획득에 대한 가구배경 효과의 방향을 제시한다. 사회적 성과로는 교육수준, 노동시장 임금을 선정하였으며 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 교육수준에 대하여 자녀상관관계를 살펴보면, 교육수준을 시간불변요인으로 고려했을 때 자녀상관관계를 살펴보면 가구 요인이 전체 분산의 35.8%를 설명하는 것으로 나타났다. 둘째, 임금수준과 관련하여 자녀상관관계를 살펴보면, 임금수준을 시간불변요인으로 고려했을 때 가구요인이 전체 분산의 23.7%를 설명한다. 노동시장성공인 임금은 교육에 비해 가구배경 효과가 상대적으로 작게 나타남을 알 수 있다. 자녀 구성 유형별로 살펴보면 자매에서 임금에 대한 자녀 상관관계가 높게 나타났다. 이는 노동시장에서 여성의 저임금과 연결된다.

주요용어 : 자녀 상관관계, 가구배경, 사회경제적 지위

1. 서론

사회과학에서는 전통적으로 부모-자녀세대 간 계층 이전에 대하여 주목하였다. 사회 계층화 연구는 전통적으로 세대 간 사회이동성(social mobility)의 패턴을 밝히고자 하였다.

부모-자녀의 세대 간 계층이전에 관한 연구는 다수 이루어졌다. 이 선행연구들은 부모의 특성·배경과 자녀의 계층형성 사이에 연관성을 인정하는 것으로부터 시작하여, 부모-자녀간 직업, 소득, 교육수준, 사회적 자본 이전에 관한 연구가 다수 수행되었다(김희삼, 2009; 최은영, 2012; 김진영·김성태, 2013; 최필선·민인식, 2015a; 최필선·민인식 2015b; 이경희·민인식, 2015) Solon 등의 연구(1999)는 자녀 상관관계(siblings correlation)에 대한 분산 분해를 제시하였는데, 자녀 상관관계는

* 건강보험심사평가원 심사평가연구소 주임연구원

자녀가 공유하는 모든 가구배경, 지역사회환경, 유전요인, 그리고 부모의 특성을 반영하여, 사회경제적 지위 획득에 대한 가구배경의 효과를 측정하는 주요 지표 중 하나이다(Conley & Glauber, 2008). 이와 같이, 자녀 상관관계는 가구배경 및 지역사회로부터 기인하는 결과에 대해 측정하는 옴니버스 지표(omnibus measure)로 타당하며(Page & Solon, 2003), 자녀는 서로 공통된 환경, 유전인자, 상호 간 영향을 주고받기 때문에 이를 고려하여 사회의 계층 이동성을 분석하는 것은 매우 중요하다(Jencks et al, 1979). 외국에서는 자녀 상관관계를 이용하여 분석한 선행연구가 다수 있다. 연구 결과, 학업성취에 대한 분산의 절반을 자녀가 공유하는 가구 배경요인이 차지하며(Hauser & Wong, 1989), 노동시장 소득 또한 가구배경 요인이 차지하는 비중이 큰 것으로 나타났다(Mazumder & Levine 2003; Solon et al., 1991). 위 연구들은 주로 장기패널인 National Longitudinal Surveys(NLS) 또는 Panel Study of Income Dynamics(PSID)를 이용하여 소득활동을 하는 자녀의 상관관계를 분석하여 사회경제적 지위 달성 과정에서 계층화를 분석하였다.

이와 같이 자녀 상관관계는 사회경제적 지위 달성의 불평등에 대한 중요한 설명을 제공한다. 자녀 상관관계는 사회적 이동성의 방향을 나타내지는 않으나, 가구배경 효과의 방향을 제시하여 불평등을 야기하는 요소를 제시한다(Conley & Glauber, 2008). 평등을 야기하는 요소를 제시한다(Conley & Glauber, 2008). 이러한 중요성에도 불구하고, 국내에서는 장기패널 데이터 부재로 인해 자녀 상관관계를 분석한 연구는 없었다. 따라서 본 연구에서는 국내 최대 장기패널인 한국노동패널조사(Korea Labor Income Panel Survey, KLIPS)를 이용하여 분석한다. 세부적으로 본 연구는 개인의 사회경제적 지위 획득에 가구배경이 설명하는 정도에 대하여 분석하며, 자녀 간 유형에 따라 이러한 상관관계가 달라지는지를 분석하여 한국 사회에서 본인의 성취를 통한 획득이 중요한지 또는 부모세대에서 형성된 자본이 중요한지를 실증적으로 밝히는 것을 목적으로 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 자녀 상관관계에 대한 선행연구와 관련 이론을 검토한다. III장에서 실증분석에서 사용한 한국노동패널에 대해 소개하고 분석 데이터 구조와 주요 변수의 기초통계량을 제시한다. IV장에서는 자녀 상관관계를 분석한다. 마지막으로 V장에서 연구의 주요 내용을 요약하고 연구의 함의를 제시한다.

II. 선행연구 고찰

1. 사회경제적 지위의 자녀 상관관계

외국에서는 많은 연구(Mazumder & Levine, 2003; Warren et al., 2002)에서 자녀 상관관계를 이용하여 세대 간 이동성의 패턴을 분석하였으며, Conley와 Glauber(2008)의 연구에서는 특히 교육 및 소득(income)의 자녀 상관관계에 대해 분석하였다¹⁾.

1) 본 연구에서는 선행연구의 siblings correlation에 대한 용어를 자녀 상관관계로 정의한다.

자녀 간 교육유사성에 대해 살펴보면, 전체 분산에서 가구배경이 50% 정도가 설명되며(Benin & Johnson, 1984) Hauser와 Mossel의 연구(1985)는 Wisconsin Longitudinal Study를 사용하여 가구배경이 학교 교육의 절반을 설명하며, 직업적 지위(occupational status)의 33%를 차지하였다. Hauser와 Sewell의 연구(1986)에서는 Wisconsin, Kalamazoo, Michigan에서 수집한 데이터를 사용하여 가구배경이 연간 소득(annual earnings)의 27%, 교육의 46%를 차지하는 것으로 나타났다. Hauser와 Wong의 연구(1989)에서는 교육에 대해 가구배경이 전체 분산 중 약 60%를 설명하는 것으로 나타났다.

한편 노동시장소득(labor market earnings)의 자녀 상관관계에 대해 살펴보면, Solon 외의 연구(1991)에서는 형제의 소득에서 0.448로 상관관계를 추정하였으나, 1년에 대한 데이터를 사용하였기 때문에 소득에 대한 가구배경의 영향을 과소평가했을 수도 있음을 시사하였다. Mazumder와 Levine의 연구(2003)에서도 유사한 결과를 보였다. Mazumder와 Levine의 연구(2003)에서는 1966년과 1979년의 National Longitudinal Surveys 자료로 분석한 결과, 가구배경의 영향이 과거보다 더 커졌으며, 소득(earnings)에 대하여 형제 상관관계가 증가함을 보였다. 1979년도 코호트집단에서 소득 변동의 0.45를 가구배경이 차지하며, 1966년 코호트와 비교하여 0.19가 증가함을 보였다. 한편 교육에 대해서는 상관관계가 증가하지 않았기 때문에, 소득의 증가가 교육수익률(returns to education) 증가의 결과가 아닐 수도 있음을 제시하였다.

2. 가구구성과 자녀 상관관계

대부분의 선행연구에서 검토한 가구 구성요소는 자녀 성별구성과 자녀의 수(sibship size)였다. 먼저 자녀 성별 구성에 대한 선행연구(Conley와 Glauber, 2008; Hauser & Wong, 1989)는 주로 자녀의 성취의 변이보다는 주로 자녀의 평균적인 성취 달성 정도를 분석하였다. Benin와 Johnson(1984)의 연구는 두 명의 자녀 쌍에 대하여 분석한 결과, 성별 구성에 따라 교육 목표 달성 정도에 뚜렷한 차이가 있음을 발견했다. 분석 결과, 형제 쌍이 가장 비슷하였으며, 누나-남동생 쌍의 유사도가 가장 낮았다. 두 표본은 링컨-네브래스카 조사(Lincoln, Nebraska survey) 및 네브래스카 사회 지표 설문 조사(Nebraska Annual Social Indicators Survey)에서 구축한 것으로, 조사 결과의 일반적인 적용 가능성은 다소 제한적일 수도 있음을 추가적으로 제시하였다. Hauser와 Wong(1989)은 자녀 간 유사도의 불일치는 형제 쌍 사이의 유사성보다 남매간 유사성 부족에 기인함을 보였다. Conley와 Glauber의 연구(2008)에서는 남매, 형제, 자매로 자녀 유형을 구분하여 자녀 상관관계를 분석하였다. 분석 결과, 형제와 자매간에는 교육 및 소득에서 가구배경이 차지하는 비중의 차이가 있었으나, 동성(형제와 자매)과 이성(남매)간에는 자녀 유형별로는 교육수준, 소득에 대한 자녀 상관관계의 차이가 없었다.

자녀 수와 교육성과(educational outcomes)에 대해 살펴보면 다수의 선행연구에서 부(-)적 관계(negative relationship)가 있었다(Conley & Glauber, 2008; Conley & Glauber, 2006; Becker & Tomes, 1986). Conley와 Glauber(2008)의 연구에서는 자녀의 수에 따른 자녀의 변화에 대해 두 가

지 가설을 제시하였다. 첫 번째 가설은 자녀 수가 많은 가구가 적은 가구보다 자녀 간 유사성이 작다는 것이다. 자녀 규모가 큰 가정은 일반적으로 자원이 적으므로 가구 내 자원이 적을수록 가구는 상향 이동성이 가장 큰 형제에게 불균등하게 자원을 이전하는 경향이 있다. 다른 대체 가설은, 자녀의 규모가 자녀 간 응집성, 자녀의 상호 작용 및 자녀의 지리적 및 교육적 이동성과 양의 상관관계가 있는 경우 더 큰 규모의 자녀가 규모가 작은 자녀보다 더 비슷한 것으로 나타났다. 연구 결과, 자녀 수가 적은 가구에서 자녀 수가 많은 가구보다 사회경제적 성과에서 가구배경이 차지하는 비중이 높았다.

자녀 상관관계에 대해 인종별로 차이가 있다는 연구(Heflin & Pattillo, 2006)도 있다. 흑인 형제가 백인 형제에 비해 서로 유사함을 보였다(Conley & Glauber, 2007). 이는 후술할 가구자원과 연계되는 것으로 백인가구에 비해 흑인 가구에서 소득이 적기 때문에 형제간 유사성이 증가한다고 하였다.

3. 가구자원과 자녀 상관관계

가구자원에 대한 선행연구(Conley, 2004)는 빈곤한 가구에서는 보다 나은 자녀에게 제한된 기회와 자원을 지원함으로써 자녀 간의 차이를 발생하는 육아 전략을 도출할 수 있기 때문에, 가구의 소득 수준이 낮을수록 자녀 간의 불균형이 증가하는 경향이 있음을 제시하였다. 이러한 육아 전략은 부모가 자녀가 성인이 되었을 때의 받고자 하는 경제적 지원을 기대할 때 최대한 높은 생활수준에 대한 가장 효율적인 경로이다. 즉, 자원이 제한된 부모는 가능한 최고의 수익률을 기대하여 가장 나은 자녀의 인적 자본에 투자한다. 자녀가 성장하면 투자를 받은 자녀는 투자를 받지 못한 형제자산을 이전하게 된다. 빈곤 가정은 더 높은 수익을 기대하는 아이에게 더 많은 자원을 투자함으로써 보다 효율적으로 행동할 수 있으며, 이는 자매간 차이를 강화할 수 있다고 제시하였다. 한편, 경제적 수준이 높은 가구는 기대 수익이 낮은 자녀에게도 많은 자원을 투자함으로써 덜 효율적으로 행동할 수 있으며, 이는 자녀 간 결과에 형평성이 달성될 수 있다. Conley와 Glauber의 연구(2007)는 이 가설을 뒷받침하는 증거를 제시하며, 평균적으로 자원이 적은 가정에서 온 흑인 자녀는 백인 자녀보다 성인기의 결과를 비교할 때 유사성이 적다는 것을 알 수 있다.

반면, Becker와 Tomes(1986)는 자본의 제한으로 저소득층 부모가 자녀의 인적 자본에 최적으로 투자할 수 없다고 주장하였다. Mazumder와 Levine(2003)의 연구에서도 저소득 가정에서는 학업 능력이 우수한 자녀가 가구 자원의 제한으로 학업 능력이 낮은 자녀와 동일한 낮은 수준의 교육을 받기 때문에 저소득층에서 자녀 간의 유사성을 높일 수 있음을 제시하였다.

요약하면, 이전 선행 연구는 가구 구성과 가구 자원이 자녀의 사회 경제적 달성에 영향을 미치는 영향에 대해 연구하였다. 그러나 살펴보았듯이 연구 결과는 종종 상충되었으며, 국내에는 데이터의 한계로 자녀 상관관계를 분석한 연구는 없었다. 이어지는 다음 절에서는 검토한 선행연구의 내용을 바탕으로 자녀에 관한 전국 차원의 장기 표본을 사용하여 형제 및 가구 자원이 사회 경제적 지위에서 자녀 유사성에 미치는 영향을 평가할 것이다.

III. 연구방법

1. 분석 대상 선정

본 연구에서 실증분석에서 사용한 데이터는 한국노동연구원의 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study, KLIPS)의 일부분이다. 한국노동패널조사는 가구 및 개인의 경제활동참여 및 노동시장 이동과정, 소득과 소비의 변화 등을 동적 차원에서 분석할 수 있는 자료로 1차 조사(1998년)를 시작으로 현재 20차(2017년)까지 공개되었다(한국노동연구원, 2017). 한국노동패널조사는 국내 최장기간동안 조사된 유일한 패널자료이기 때문에 원가구의 사회경제적 이력뿐만 아니라 분가가구에 포함된 자녀의 취업 및 임금에 대한 정보를 제공하기 때문에 본 연구에 가장 적절한 데이터라고 판단할 수 있다.

분석 데이터 구축은 이경희·민인식(2016)의 연구의 부모-자녀 데이터 구축방법을 그대로 따랐으며, smart_klips를 사용하였다(민인식, 2016). 다만 세대 데이터를 20차 데이터까지 연장하여 본 연구의 분석에 활용하여 전 차수 데이터를 사용하였다. KLIPS에서는 조사대상 가구에서 자녀 가구원이 새로운 가구로 분가하면, 분가가구에 대하여 새로운 가구번호를 부여한다. 자녀가 분가하여 새로운 가구번호를 갖게 되더라도 원 가구번호(org_hid)를 이용하여 분가한 가구원이 계속 원 가구의 “자녀”임을 확인할 수 있다.

본 연구에서 분석 대상인 자녀 가구원은 1차년도 시점에서 가구주와의 관계가 11번 - 19번(자녀)에 해당하는 가구원과 12차년도(2009년)에 조사된 신규가구에서 가구주와의 관계가 11번 ~19에 해당하는 가구원이라는 조건을 만족하는 가구원이다. 이 때 “자녀” 가구원의 나이는 각 조사시점에서 노동시장에 있을 것으로 예상되는 19세부터 50세까지로 한정한다. 또한, 자녀상관관계(siblings correlation)를 분석 시 원가구 내 자녀가 2명 이상 있는 가구로 한정한다.

분석 데이터는 자녀가 속한 가구레벨(household-level)-각 자녀 레벨(sibling-level)-조사시점 레벨(time-level)의 3-level로 구축되었으며, 아래 [그림 1]에서 데이터 구조의 예를 제시한다. 그림 1에서 원가구(org_hid)=1에는 자녀(pid=101,102)가 2명 있으며 두 자녀의 나이 차이는 2살임을 알 수 있다. 조사시점의 자녀의 나이 뿐 아니라 매칭되는 부와 모의 나이(age_f와 age_m) 변수도 포함되어 있다. 원가구(org_hid)=102 역시 자녀가 2명 있고 나이 차이는 5살이다. age_f가 결측치인 이유는 조사시점에서 어머니만 있는 가구로 확인되기 때문이다.

org_hid	pid	wave	age	age_f(부)	age_m(모)
1	101	1	25	55	50
1	102	1	23	55	50
1	101	2	26	56	51
1	102	2	24	56	51
1	101	3	27	57	52
1	102	3	25	57	52
2	201	1	30	.	60
2	202	1	25	.	60
2	201	2	31	.	61
2	202	2	26	.	61
2	201	3	32	.	62
2	202	3	27	.	62

[그림 1] 분석 데이터 구조: 예시

본 연구에서는 자녀상관관계에 대하여 교육연수, 임금이라는 사회경제적 성과를 검토하였으며, 선행연구에 따라 종속변수와 통제변수를 선정하였다. 종속변수는 개인의 임금과 교육수준으로, 임금은 각 연도별 월 임금을 2017년을 기준으로 실질 임금으로 환산한 임금의 로그(log) 값이며, 교육수준은 해석상의 편의를 위해 무학부터 대졸 이상까지 6개 범주로 나누었다. 통제변수는 앞 절에서 검토한 성별 구성, 자녀유형, 자녀 수의 가구구성요인과 부모소득과 부모 교육수준인 가구자원요인이다. 변수별 측정방법은 아래의 <표 1>과 같다.

<표 1> 주요 변수 및 변수의 측정방법

구 분	변수명	측정방법
종속변수	노동시장임금	월 평균 임금의 로그값
	교육수준	무학 [§] =1, 고졸미만=2, 고졸=3, 대학교 재학 및 중퇴=4, 전문대졸=5, 대졸이상=6
가구구성	자녀 성별구성	남매 [§] =1, 형제=2, 자매=3
	자녀 수	각 가구의 자녀의 수, 1명 [§] =1, 2명=2, 3명=3, 4명=4, 5명=5, 6명=6
가구자원	부모 소득	부와 모의 월 임금(소득) 합계 (조사기간의 평균 임금으로 대체)
	부모 교육수준	부모 중 교육수준이 높은 값, 고졸 미만 [§] =1, 고졸=2, 대학교 재학 이상=3

주. [§] : base group

2. 대상 표본의 기초통계

본 소절에서는 분석 데이터를 구축한 후, 대상 표본에 대한 기초통계량을 분석한다. 가구레벨, 자녀인 개인레벨, 개인의 시간레벨의 분석단위별 기초통계량은 다음의 <표 2>과 같다. 전체 표본에서 가구당 자녀수의 최댓값은 자녀가 6명인 경우이며, 가구당 자녀수의 평균은 2.26명으로 나타났다. 세부적으로 살펴보면 모든 레벨에서 자녀가 2명인 가구의 비중이 64~76%로 높음을 알 수 있

으며, 자녀가 3명인 경우도 20~29%로 나타난다. 한편, 자녀가 4명 이상인 경우는 모든 레벨에서 소수인 것으로 나타났다.

<표 2> 분석단위별 기초통계량

(단위: 가구, 명, (%))

구분	전체 표본	자녀 2명	자녀 3명	자녀 4명	자녀 5명	자녀 6명
가구 수	2,766 (100.00)	2,113 (76.39)	558 (20.17)	82 (2.96)	12 (0.43)	1 (0.04)
자녀 수	6,076 (100.00)	4,095 (67.40)	1,600 (26.33)	315 (5.18)	60 (0.99)	6 (0.10)
관측치 수	62,581 (100.00)	40,088 (64.06)	17,982 (28.73)	3,787 (6.05)	657 (1.05)	67 (0.11)
가구당 자녀 수	2.26	2	3	4	5	6

주. 자녀가 2명 이상인 경우

자녀특성 변수의 기초통계는 다음의 <표 3>과 같다. 임금의 경우 임금근로자를 대상으로 산출하였다. 각 자녀 개인의 평균 임금은 230.08만원이었으며, 최솟값은 9.31만원이고 최댓값은 6,576.69만원이었다. 교육수준의 경우 대졸이상의 빈도가 34.49%로 가장 높았으며, 전문대졸 또한 27.41%를 차지하였다. 반면 고졸미만과 무학의 빈도는 거의 없었다.

<표 3> 자녀특성 변수에 대한 기초통계

변수명		통계치	표본 수
임금 (평균)	월 평균 임금 (단위: 만원)	230.08	20,425 (조사시점단위)
교육수준 (빈도%)	무학	8 (0.14)	5,805 (자녀단위)
	고졸미만	65 (1.12)	
	고졸	1,098 (18.91)	
	대학재학/중퇴	1,041 (17.93)	
	전문대졸	1,591 (27.41)	
	대졸이상	2,002 (34.49)	

가구특성 변수에 대한 기초 통계는 아래의 <표 4>와 같다. 부모소득의 경우 부모의 월 소득 합은 평균적으로 328.26만원이었으며, 최소값은 4.80만원이고 최대값은 8,140.47만원이었다. 자녀의 평균적인 임금에 비해 부모소득이 높다. 부모 교육수준의 경우, 고졸의 비중이 38.62%로 나타났으며, 이어서 고졸미만이 30.80%로 나타났다. 자녀의 교육수준과에 비해 부모의 교육수준은 전반적으로 낮음을 알 수 있다. 가구별 자녀 성별구성의 빈도를 살펴보면 남매의 비중이 56.80%로 가장 높았으며, 형제는 27.37%, 자매가 15.84%로 나타났다.

<표 4> 가구특성 변수에 대한 기초통계

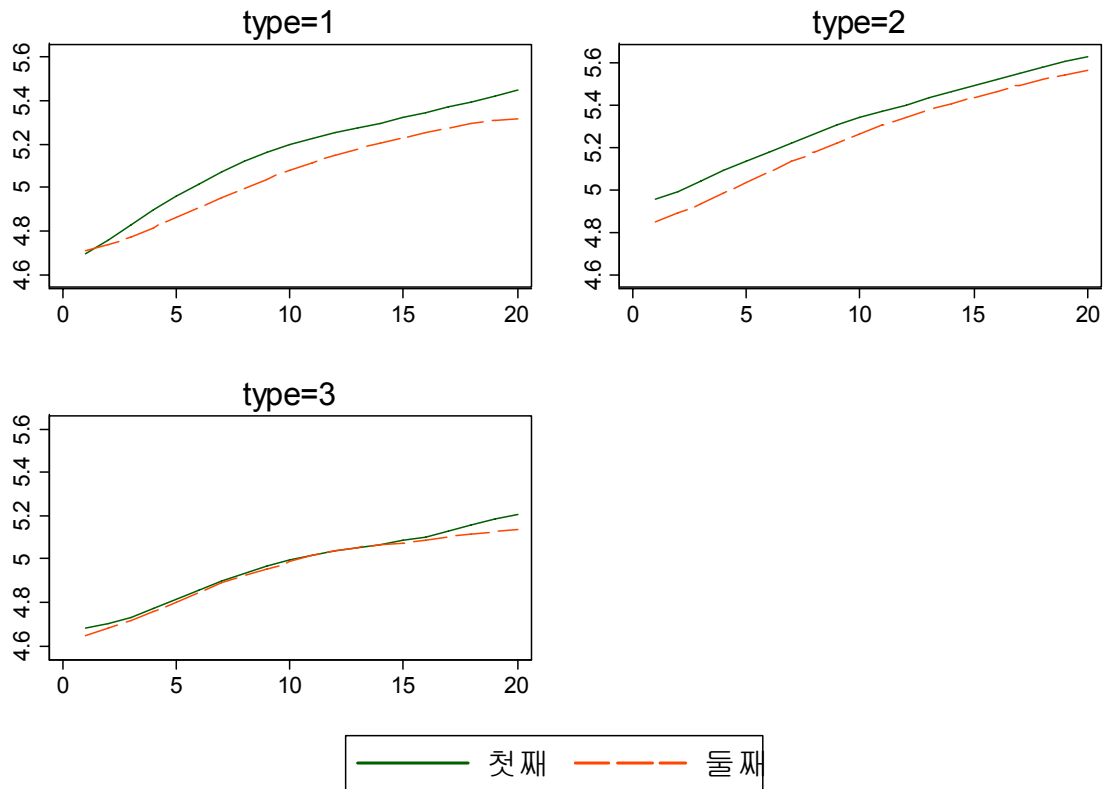
변수명		통계치		표본 수
부모소득 (평균)	부모의 월 소득 합 (단위: 만원)	328.26		2,644 (가구단위)
부모 교육수준 (빈도(%))	무학	43	(1.56)	2,763 (가구단위)
	고졸미만	851	(30.80)	
	고졸	1,067	(38.62)	
	대학재학/중퇴	131	(4.74)	
	전문대졸	164	(5.94)	
	대졸이상	507	(18.35)	
자녀 성별구성 (빈도(%))	남매	1,571	(56.80)	2,766 (가구단위)
	형제	757	(27.37)	
	자매	438	(15.84)	

주. 가구당 자녀 수에 대한 기초통계는 <표 2> 참조

다음으로, 가구당 자녀수가 2명인 가구에 한정하여 첫째와 둘째 임금의 동적 변화를 살펴본다. 첫째와 둘째의 각 시점(wave)에서 평균 임금의 로그(log)값을 그래프로 나타내면 다음의 [그림 2]와 같다²⁾.

[그림 2]를 분석하면 다음과 같다. 첫째, 자녀 성별구성과 관계 없이 시간이 지날수록 첫째와 둘째의 임금이 지속적으로 상승한다. 이는 노동시장에서 근속년수 증가에 따른 임금상승으로 보인다. 둘째, 첫째 임금이 둘째 임금보다 더 높은 수준이 유지된다. 노동시장에 일찍 진입할 가능성이 높은 첫째의 임금이 평균적으로 둘째에 비해 높음을 보여준다. 셋째, 임금격차는 자매에서 제일 적게 나타나고 남매와 형제인 경우에는 그 격차가 시간이 지나더라도 일정하게 유지된다. 자매의 경우 형제와 비교하여 첫째와 둘째 간 임금 격차가 적으며, 임금수준 또한 낮은 것을 보인다. 이는 노동시장에서 여성들의 임금 편차가 상대적으로 적다는 사실과 관련이 있다. 자매의 경우 언니가 먼저 노동시장에 진출하여 직장경력 증가에 따른 임금상승이 남성에 비해 낮다. 따라서 노동시장 진입이 늦은 여동생의 임금과 큰 차이가 없다고 예상할 수 있다. 그림 2는 노동시장에서 남녀 간 임금 격차를 반영하고 있는 것으로 보인다.

2) 임금의 로그값이 아닌, 원 자료인 임금으로 분석을 해도 동일한 결과를 얻었다.



[그림 2] 자녀 성별구성별 임금의 동적변화
 주: type=1(남매), type=2(형제), type=3(자매)

3. 연구방법

본 연구에서 교육성과 및 노동시장 성과에 대한 자녀 상관관계(siblings correlation) 추정에 대한 방법론은 다음과 같다. 교육성과 또는 노동시장 성과(임금)를 종속변수로 설정한 멀티레벨(multi-level) 회귀모형에서 오차에 대한 분산분해(variance decomposition) 방식을 통해 자녀 상관관계를 추정한다. 식 1과 같은 3-level 회귀모형을 가정하자.

$$y_{ijt} = \beta z_i + \gamma w_{ij} + \theta x_{ijt} + \epsilon_{ijt} \quad (\text{식 1})$$

위 식에서 i : 자녀가 속한 가구레벨, j : 각 자녀 레벨, t : 조사시점 레벨을 의미한다. 오차항 ϵ_{ijt} 는 다음과 같이 구성되어 있다.

$$\epsilon_{ijt} = \alpha_i + u_{ij} + v_{ijt} \quad (\text{식 2})$$

- α_i : 시간불변이면서 관찰되지 않은 가구레벨(time-invariant household component)
- u_{ij} : 시간불변이면서 관찰되지 않는 자녀레벨(time-invariant sibling component)
- v_{ijt} : 시간가변 요인(time-varying component)

식 2의 세 가지 오차항 구성요인은 서로 독립적이다. 즉 cross-level correlation=0으로 가정한다.

$$cov(\alpha_i, u_{ij}) = 0, cov(\alpha_i, v_{ijt}) = 0, cov(u_{ij}, v_{ijt}) = 0$$

식 2의 오차항 ϵ_{ijt} 의 분산은 다음과 같이 분해될 수 있다. cross-level correlation=0 가정을 이용하여 증명할 수 있다.

$$var(\epsilon_{ijt}) = var(\alpha_i + u_{ij} + v_{ijt}) = var(\alpha_i) + var(u_{ij}) + var(v_{ijt}) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_u^2 + \sigma_v^2 \quad (\text{식 3})$$

3-level로 구성된 데이터 구조 특성상 자녀 상관계수는 다양하게 정의할 수 있으며 자녀 상관계수는 시간불변(time-invariant) 요인을 고려한 상관계수와 시간가변(time-varying) 요인을 고려한 상관계수로 구분할 수 있다.

먼저, 시간불변 요인만을 고려한 자녀 간 y 의 상관계수는 다음과 같이 정의한다(Solon et al., 1991; Mazumder & Levine, 2003). 식 4에서 \bar{y}_{ij} 는 가구 i 에 속한 자녀 j 의 시간불변 임금(permanent wage)으로 정의한다. 또한 $\bar{y}_{ij'}$ 는 같은 가구 i 에 속한 형제(또는 자매) j' 의 시간불변 임금으로 정의한다. 식 4의 상관계수는 가구레벨의 분산과 자녀레벨의 분산 합에서 가구레벨의 분산이 차지하는 비율로 이해할 수 있다.

$$\rho = corr(\bar{y}_{ij}, \bar{y}_{ij'}) = \frac{cov(\bar{y}_{ij}, \bar{y}_{ij'})}{\sqrt{var(\bar{y}_{ij}) var(\bar{y}_{ij'})}} = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_u^2} \quad (\text{식 4})$$

시간가변(time-varying) 요인을 포함한 상관계수는 식 5와 식 6으로 계산할 수 있다. 예를 들어, 식 5에서 y_{ijt} 는 가구 i 에 속한 자녀 j 의 t 시점의 시간가변 임금(time-varying wage)으로 정의한다. 또한 $y_{ij't'}$ 는 같은 가구 i 에 속한 형제(또는 자매) j' 의 t' 시점에서 시간가변 임금으로 정의한다. 식 5의 상관계수는 가구레벨의 분산, 자녀레벨의 분산, 조사시점레벨의 분산의 합에서 가구레벨의 분산이 차지하는 비율이다.

$$\phi = corr(y_{ijt}, y_{ij't'}) = \frac{cov(y_{ijt}, y_{ij't'})}{\sqrt{var(y_{ijt}) var(y_{ij't'})}} = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_u^2 + \sigma_v^2} \quad (\text{식 5})$$

아래 식 6은 시간가변(time-varying) 요인을 고려한 자녀 내 상관관계수(intra-sibling correlation)이다. 식 5와 비교하여 식 6에서는 같은 가구 i 에 속한 개인 j 내에서 서로 다른 두 시점 t 와 t' 에서의 시간 가변성과를 정의한다(Solon et al., 1991; Mazumder & Levine, 2003).

$$\theta = \text{corr}(y_{ijt}, y_{ijt'}) = \frac{\text{cov}(y_{ijt}, y_{ijt'})}{\sqrt{\text{var}(y_{ijt}) \text{var}(y_{ijt'})}} = \frac{\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_u^2}{\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_u^2 + \sigma_v^2} \quad (\text{식 6})$$

위와 같이 3-level의 멀티레벨 데이터에서 자녀 상관관계(sibling correlation)은 다양하게 정의할 수 있다. 식 6은 특정 자녀의 시점 간 상관관계이고 전체 분산에서 시간불변 요인의 분산이 차지하는 비율이다. 본 연구에서는 전체 분산에서 가구 요인이 설명하는 비중을 분석하는 연구목적에 따라 동일 가구 i 에 초점을 둔 식 4와 식 5를 자녀 상관관계로 정의한다.

식 4와 식 5를 비교하면 $\sigma_v^2 > 0$ 이므로 항상 $\rho > \phi$ 가 성립한다. 즉 자녀 임금을 결정하는 가구특성(자원)은 시간가변 임금보다 시간불변 임금(permanent wage)에서 더 큰 비중을 차지한다고 이해할 수 있다. 식 4와 식 5의 자녀 상관계수를 구성하는 가구레벨, 자녀레벨, 조사시점레벨의 오차항 분산 추정치를 멀티레벨 회귀모형을 이용하여 얻을 수 있다. IV장에서는 멀티레벨 회귀모형 추정 결과를 제시하고 오차항 분산 추정치를 이용하여 식 4와 식 5에 해당하는 자녀 상관계수를 제시하고자 한다.

IV. 실증분석 결과

본 장에서는 지금까지 살펴본 내용을 바탕으로 교육수준과 임금에 대하여 자녀 상관관계를 추정하는 결과를 제시한다. 분석은 Mazumder와 Levine의 연구(2003)에서 제시한 생애주기효과(lifecycle effect)를 고려하여 연령과 연도만 통제된 모형(Model 1)과 선행연구에서 살펴본 가구요인을 추가로 고려한 모형(Model 2)으로 나누어 자녀 상관관계를 추정하였다. 설명변수를 가정하지 않고 상수항과 오차항의 합으로만 가정한 모형을 비조건부 평균(unconditional means) 모형 또는 분산성분(variance component) 모형이라고 하며, 하위레벨에서 값이 변하는 외생적 설명변수를 포함하는 모형을 조건부(conditional) 모형이다(민인식·최필선, 2012b). 본 연구에서는 시간을 통제하기 위하여 최소한의 설명변수를 투입한 Model 1을 비조건부평균 모형으로, Model 2를 조건부 평균 모형으로 이해할 수 있다³⁾.

3) 모형에 가구레벨 설명변수가 추가될수록 가구레벨 분산 σ_{α}^2 가 작아지는 것을 알 수 있다.

1. 교육

본 소절에서는 교육에 대한 자녀 상관관계를 자녀유형별로 구분하여 Model 1과 Model 2로 분석한다. 먼저, 조건부 모형인 Model 1을 추정한 후 식 4와 식 5에서 제시한 자녀 상관계수인 ρ 와 ϕ 에 대한 추정치는 다음 <표 5>에서 제시한다.

자녀의 평균적인 교육수준을 기초하여 자녀상관계수는 0.358이고 이는 가구요인이 전체 분산의 35.8%를 설명하는 것으로 해석할 수 있다. 자녀유형 별 상관계수는 남매그룹에서는 0.356이고 자매에서 가구요인이 38.0%를 설명하여 다른 자녀 유형보다 다소 높게 나타났으며, 형제의 경우 33.1%로 가구요인이 설명하는 비율이 상대적으로 낮음을 알 수 있다. 한편, 앞 절에서 살펴본 것과 같이 $\rho > \phi$ 으로 나타나는 것을 알 수 있다. 시간가변적인 교육수준에 기초한 자녀상관계수는 0.274이고, 가구요인이 전체 분산의 27.4%를 설명하는 것으로 나타났으며, 자녀유형이 남매인 경우 27.3%, 자매가 27.1%, 형제는 26.0%를 차지하는 것으로 나타났다.

<표 5> 교육에 대한 자녀 상관관계: Model 1

변 수	자녀		자녀 유형					
			남매		형제		자매	
	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.
연령	0.031 ***	0.002	0.033 ***	0.002	0.021 ***	0.004	0.046 ***	0.005
_con	3.362 ***	0.036	3.364 ***	0.047	3.453 ***	0.072	3.145 ***	0.085
σ_{α}^2	0.318	0.018	0.317	0.022	0.312	0.039	0.279	0.039
σ_u^2	0.571	0.015	0.574	0.019	0.631	0.036	0.456	0.033
σ_v^2	0.273	0.002	0.273	0.002	0.259	0.004	0.297	0.005
ρ	0.358		0.356		0.331		0.380	
ϕ	0.274		0.273		0.260		0.271	
logL	-48153.522		-30711.967		-10783.338		-6576.6259	
n	51,074		32,738		11,621		6,715	

주 : *p< .1, ** p< .05, *** p< .01

연도변수 추정계수는 지면상 생략

조건부(conditional) 모형인 Model 2를 이용하여 자녀유형별 자녀상관관계에 대한 결과는 다음의 <표 6>과 같다. 앞에서 서술하였듯이, 가구레벨 설명변수가 추가적으로 투입된 Model 2에서의 분산(σ_{α})은 Model 1보다 감소하기 때문에 Model 1에 비해 Model 2에서 ρ 와 ϕ 가 작아진다.

식 4에서 제시한 자녀상관관계를 살펴보면 평균적으로 가구 요인이 전체 분산의 29.5%를 설명하는 것으로 나타났다. 자녀 유형별로는 남매와 자매에서 가구요인이 29.9%를 설명하며, 형제의 경우 27.1%로 가구 요인이 다소 작게 차지함을 알 수 있다. 시간가변요인으로 교육수준을 고려했을 때 자녀상관관계는 가구요인이 21.9%를 설명하는 것으로 나타나며, 남매 22.2%, 형제 20.6%, 자매에서 20.4%를 차지하는 것으로 보인다.

회귀분석의 결과를 분석하면, 전체적으로 연령이 증가할수록 교육수준이 증가함을 알 수 있으며, 그 크기는 형제에 비해 자매에서 크게 나타나는 것을 알 수 있다. 가구 자원 변수인 부모 소득은 자녀의 교육수준에 대해 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 나타냄을 알 수 있으며, 자녀 유형 중 형제에서 크게 나타났다. 부모교육수준이 고졸인 경우 고졸미만일 때에 비해 자녀의 교육수준이 높았으며, 부모의 교육수준이 대학재학이상일 때의 고졸미만일 때에 비해 자녀 교육수준이 더 높은 것으로 나타났다. 가구구성요인 자녀의 수를 살펴보면, 자매인 경우 음(-)의 효과가 있으나, 다른 자녀 유형의 경우 통계적으로 유의하지 않았다. 자녀 유형을 살펴보면 남매에 비해 형제가 교육수준이 낮음을 보였으며, 자매의 경우 남매에 비해 교육수준이 낮은 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 6> 교육에 대한 자녀 상관관계: Model 2

변 수	자녀		자녀 유형						
			남매		형제		자매		
	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.	
연령	0.051 ***	0.002	0.050 ***	0.003	0.046 ***	0.004	0.064 ***	0.005	
부모소득의 로그값	0.206 ***	0.025	0.192 ***	0.032	0.236 ***	0.050	0.215 ***	0.062	
부모교육 (ref: 고졸미만)	고졸	0.303 ***	0.037	0.301 ***	0.048	0.232 ***	0.077	0.461 ***	0.091
	대학재학이상	0.357 ***	0.043	0.348 ***	0.055	0.319 ***	0.088	0.474 ***	0.104
자녀 수	-0.013	0.026	0.005	0.031	-0.027	0.097	-0.097 **	0.053	
자녀유형 (ref: 남매)	형제	-0.137 ***	0.036						
	자매	-0.019	0.042						
_con	1.764 ***	0.161	1.811 ***	0.206	1.643 ***	0.365	1.571 ***	0.379	
σ^2_α	0.234	0.016	0.241	0.020	0.228	0.035	0.194	0.034	
σ^2_u	0.560	0.015	0.565	0.019	0.613	0.036	0.454	0.034	
σ^2_v	0.278	0.002	0.277	0.002	0.265	0.004	0.301	0.006	
ρ	0.295		0.299		0.271		0.299		
ϕ	0.219		0.222		0.206		0.204		
logL	-46243.833		-29599.406		-10182.865		-6398.420		
n	48,848		31,419		10,899		6,530		

주 : *p< .1, ** p< .05, *** p< .01
연도변수 추정계수는 지면상 생략

2. 임금

본 소절은 임금에 대한 자녀상관관계를 자녀유형별로 구분하여 Model 1과 Model 2로 분석한다. 이때 자녀는 자녀의 사회적 성과를 분석하기 위하여 노동시장 내에 있는 임금근로자로 한정하였으며, 연령과 임금 변수 간 비선형을 고려하여 연령의 제곱변수를 모형에 포함한다. 먼저, 비조건부

모형인 Model 1에 대하여 평균적인 임금수준 대한 자녀상관관계 ρ , 시간가변 임금수준에 대한 자녀상관관계 ϕ 를 분석한 결과는 다음의 <표 7>과 같다.

평균적인 임금수준을 고려했을 때 자녀상관관계를 살펴보면 가구요인이 전체 분산의 23.7%를 설명한다. 이는 교육수준과 비교하여 가구요인이 설명하는 비중이 작기 때문에 노동시장성과인 임금은 교육에 비해 가구배경 효과가 상대적으로 작게 나타남을 알 수 있다. 자녀 유형별로는 자매에서 가구요인이 40.4%를 설명하여 다른 자녀 유형에 비해 가구요인의 비중이 높게 나타남을 알 수 있다. 형제의 경우 가구요인이 28.5%를 설명하며, 남매는 16.5%만이 가구요인이 설명되는 것을 알 수 있다. 시간가변적인 임금수준을 고려했을 때, 가구요인이 전체 분산의 15.0%를 설명하는 것으로 나타났으며, 자녀유형별로 살펴보면 자매 22.4%, 형제 17.6%, 남매인 경우 10.6%를 차지하는 것으로 나타났다.

<표 7> 임금에 대한 자녀 상관관계: Model 1

변 수	자녀		자녀 유형					
			남매		형제		자매	
	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.
연령	0.087***	0.003	0.079***	0.004	0.130***	0.006	0.084***	0.009
연령의 제곱	-0.001***	0.000	-0.001***	0.000	-0.002***	0.000	-0.001***	0.000
_con	3.326***	0.052	3.424***	0.067	2.679***	0.107	3.482***	0.138
σ_α^2	0.022	0.003	0.016	0.003	0.023	0.005	0.028	0.006
σ_u^2	0.071	0.003	0.082	0.004	0.057	0.005	0.041	0.005
σ_v^2	0.054	0.001	0.055	0.001	0.049	0.001	0.055	0.002
ρ	0.237		0.165		0.285		0.404	
ϕ	0.150		0.106		0.176		0.224	
logL	-2913.439		-1973.544		-426.458		-327.905	
n	20,425		12,971		5,099		2,355	

주 : *p< .1, ** p< .05, *** p< .01
연도변수 추정계수는 지면상 생략

Model 2에서 추정된 임금의 자녀유형별 자녀상관관계는 아래의 <표 8>과 같다. 시간불변인 임금을 고려했을 때 자녀상관관계를 살펴보면 가구 요인이 전체 분산의 16.3%를 설명하는 것으로 나타났으며 자녀 유형별로는 자매 16.4%, 형제 14.3%, 남매의 6.9%를 설명하였다. 임금수준을 시간가변요인으로 고려했을 때는 자녀상관관계를 살펴보면 가구 요인이 전체 분산의 9.8%를 설명하며, 자녀유형별로 살펴보면 자매 16.4%, 형제 14.3%, 남매 6.9%를 설명하였다. 임금에 대한 자녀상관관계는 <표 6>의 교육수준에서의 상관관계보다 낮았다.

회귀분석의 결과를 분석하면, 전체적으로 연령이 증가할수록 임금수준이 증가하나, 일정 연령 이상인 경우 임금수준이 감소함을 알 수 있으며, 가구 자원 변수인 부모 소득은 자녀의 임금수준에 대해 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 나타냈으며, 부모교육수준이 고졸미만에 비해 대학재학이

상일 때의 자녀의 임금수준이 더 높은 것으로 나타났다. 가구구성요인 자녀의 수를 살펴보면, 형제인 경우 자녀가 많을수록 대체로 임금수준이 낮은 것으로 나타났으나 그 외의 유형에서는 통계적으로 유의하지 않았다. 자녀 유형을 살펴보면 남매에 비해 형제의 임금수준이 높으며, 자매의 경우 남매에 비해 임금수준이 낮은 것으로 나타났다.

<표 8> 임금에 대한 자녀 상관관계: Model 2

변 수	자녀		자녀 유형						
			남매		형제		자매		
	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.	
연령	0.084 ***	0.003	0.080 ***	0.004	0.129 ***	0.007	0.093 ***	0.010	
연령의 제곱	-0.001 ***	0.000	-0.001 ***	0.000	-0.001 ***	0.000	-0.001 ***	0.000	
부모소득의 로그값	0.063 ***	0.010	0.059 ***	0.013	0.063 ***	0.019	0.101 ***	0.028	
부모교육 (ref: 고졸미만)	고졸	0.039 ***	0.014	0.064 ***	0.018	-0.028	0.028	0.046	0.036
	대학재학이상	0.120 ***	0.017	0.145 ***	0.021	0.066 *	0.034	0.098 **	0.043
자녀 수	-0.005	0.010	-0.005	0.011	0.064 *	0.037	-0.029	0.021	
자녀유형 (ref: 남매)	형제	0.099 ***	0.015						
	자매	-0.076 ***	0.018						
_con	2.983 ***	0.082	3.049 ***	0.105	2.215 ***	0.176	2.815 ***	0.216	
σ^2_α	0.014	0.002	0.010	0.003	0.018	0.005	0.019	0.005	
σ^2_u	0.070	0.003	0.080	0.004	0.058	0.006	0.041	0.005	
σ^2_v	0.054	0.001	0.055	0.001	0.049	0.001	0.055	0.002	
ρ	0.163		0.111		0.236		0.316		
ϕ	0.098		0.069		0.143		0.164		
logL	-2715.310		-1862.681		-387.140		-308.170		
n	19,384		12,402		4,712		2,270		

주 : *p< .1, ** p< .05, *** p< .01
연도변수 추정계수는 지면제약으로 생략

V. 결론

본 연구에서는 기존 연구에서 분석이 제한되었던 개인의 사회적 성과에 대하여 장기간 축적된 한국 노동패널자료로 자녀 상관관계(sibling correlation)를 분석하였으며 자녀 상관관계(sibling correlation)는 시간불변요인과 시간가변요인을 모두 고려하였다.

첫째, 교육수준에 대하여 자녀상관관계를 살펴보면, 시간불변의 교육수준에서 자녀상관관계를 살펴보면 가구 요인이 전체 분산의 35.8%를 설명하는 것으로 나타났다. 자녀 유형별로는 남매에서 가구 요인이 35.6%를 차지하는 것으로 나타났으며, 자매의 경우 38.0%로 다소 높았으며, 형제의

경우 33.1%로 가구요인이 설명하는 비율이 다소 낮음을 알 수 있다. 시간가변요인으로 교육수준을 고려했을 때, 가구요인이 전체 분산의 27.4%를 설명하는 것으로 나타났으며, 자녀유형이 남매인 경우 27.3%, 자매가 27.1%, 형제는 26.0%를 차지하는 것으로 나타났다.

둘째, 임금수준과 관련하여 자녀상관관계를 살펴보면, 임금수준을 시간불변요인으로 고려했을 때 가구요인이 전체 분산의 23.7%를 설명한다. 이는 노동시장성과인 임금은 교육에 비해 가구배경 효과가 상대적으로 작게 나타남을 알 수 있다. 교육수준은 부모의 투자, 기대 및 열망을 통해 자녀를 더 잘 통제 할 수 있는 반면, 소득은 부모의 통제가 덜되며 노동 시장과 결혼 시장에서 가구 외의 외부요인의 영향으로 인하여 기회 구조가 다르기 때문에 가구배경이 상대적으로 작게 나타난다는 선행연구(Conley & Glauber, 2008)와 일치한다. 자녀 유형별로는 자매에서 가구요인이 40.4%를 설명하여 다른 자녀 유형에 비해 가구요인의 비중이 높게 나타나고, 형제의 경우 가구요인이 28.5%, 남매는 16.5% 정도가 가구요인이 차지한다. 시간가변요인으로 임금수준을 고려했을 때, 가구요인이 전체 분산의 15.0%를 설명하며, 자매 22.4%, 형제 17.6%, 남매의 10.6%를 차지한다. 자매그룹에서 가구특성이 차지하는 비중이 다른 자녀유형보다 상당히 높게 나타난 것은 남자에 비해 여자가 개인별 특성보다는 공통적인 가구특성에 의해 임금이 결정되는 부분이 크다고 유추할 수 있다.

셋째, Model 1과 Model 2를 비교하였을 때, Model 2에서 관찰된 부모특성을 통제하더라도 여전히 자녀 상관계수는 크게 감소하지 않는다. 이를 통해 부모소득과 부모 교육수준 같은 관찰된 가구요인 외에 여전히 관찰되지 않는 요인(가령, 유전적인 영향)에 의해 자녀의 임금(교육) 상관계수가 결정되고 있다고 유추할 수 있다.

본 연구에서는 자녀 상관관계의 개념을 소개한 국내 최초의 연구로서 학문적 기여가 있으나, 다음과 같은 부분에서 한계를 지니고 있다. 첫째, 데이터 제약 상 관찰된 부모특성 변수로 가구 자산을 고려하지 못했다. 자녀에게 투입되는 요소로는 부모의 자산이 더 적절할 수 있다. 부모 자산을 정확하게 추정할 수 있다면 자산을 고려하는 모형으로 분석할 수 있을 것이다. 둘째, 노동패널 데이터에서 자녀가 결혼(독립)으로 인해 분가하는 경우 남자에 비해 여자가 추적되지 않는 경우가 많다. 분석데이터에서 자매 표본 수가 형제에 비해 적은 이유도 이 때문이다. 따라서 추적 가능한 자매그룹에서 얻은 상관계수는 상향편의(upward bias) 가능성이 있다.

자녀 상관관계(siblings correlation)는 사회적 이동성의 방향을 나타내지는 않으나, 자녀가 공유하는 모든 가구배경, 유전요인, 지역사회요인, 부모 특성 등을 반영하여, 사회경제적 지위에 대한 가구배경 효과의 방향을 제시한다. 따라서 향후 지속적으로 자녀 상관관계에 대해 연구가 진행될 필요성이 있다.

참고문헌

- Becker, G. S., & Tomes, N. (1986). "Human capital and the rise and fall of families". *Journal of Labor Economics*, 4(3), S1 - S39.
- Benin, M. H., & Johnson, D. R. (1984). "Sibling similarities in educational attainment: A comparison of like-sex and cross-sex sibling pairs". *Sociology of Education*, 57, 11 - 21.
- Conley, D. (2004). *The Pecking order: which siblings succeed and why*. New York: Pantheon
- Conley, D., & Glauber, R. (2008). "All in the family?: Family composition, resources, and sibling similarity in socioeconomic status". *Research in Social Stratification and Mobility*, 26(4), 297-306.
- Hauser, R. M., & Kuo, H.-H. D. (1998). "Does the gender composition of sibship affect educational attainment?" *Journal of Human Resources*, 33, 644 - 657.
- Hauser, R. M., & Mossel, P. A. (1985). "Fraternal resemblance in educational attainment and occupation". *American Journal of Sociology*, 91, 650 - 673
- Hauser, R. M., & Mossel, P. A. (1985). "Fraternal resemblance in educational attainment and occupation". *American Journal of Sociology*, 91, 650 - 673.
- Hauser, R., & Wong, R. S.-K. (1989). "Sibling resemblance and intersibling effects in educational attainment". *Sociology of Education*, 62, 149 - 171.
- Heflin, C., & Pattillo, M. (2006). "Poverty in the family: Race, siblings, and socioeconomic heterogeneity". *Social Science Research*, 35(4), 804 - 822.
- Jencks, C. S., Bartlett, S., Corcoran, M., Crouse, J., Eaglesfield, D., Jackson, G., et al. (1979). *Who gets ahead? The determinants of economic success in America*. New York: Basic Books.
- Mazumder, B., & Levine, D. I. (2003). *The growing importance of family and community: An analysis of changes in the sibling correlation in earnings*. The Institute for the Study of Labor (IZA) Discussion Paper No. 6987
- Page, M. E., & Solon, G. (2003). "Correlations between brothers and neighboring boys in their adult earnings: The importance of being urban". *Journal of Labor Economics*, 21(4), 831 - 856.
- Solon, G., Corcoran, M., Gordon, R., & Laren, D. (1991). "A longitudinal analysis of sibling correlation in economic status". *Journal of Human Resources*, 26, 509 - 534.
- Warren, J. R., Hauser, R. M., & Sheridan, J. T. (2002). "Occupational stratification across the life course: Evidence from the Wisconsin Longitudinal Study". *American Sociological Review*, 67, 432 - 455.

- 김희삼(2009), 『세대간 경제적 이동성의 현황과 전망』, 『KDI정책포럼』 제220호, 한국개발연구원.
- 최은영(2012), 『소득계층별 교육과 가구소득의 세대간 이전에 관한 연구』, 『지역사회연구』 20(3), 한국지역사회학회, pp.23~42.
- 김진영·김성태(2013), 『사회이동성 제고를 위한 교육정책 과제』, 『응용경제』 15(2), 한국응용경제학회, pp.61~106.
- 민인식. (2016), 「Stata를 활용한 노동패널 실증분석」, 2016년 한국노동패널조사 데이터 설명회 자료집.
- 민인식·최필선. (2012a). 『STATA 기초통계와 회귀분석』. 서울: 한국 STATA 학회.
- _____. (2012b). 『STATA 고급패널데이터 분석』. 서울: 한국 STATA 학회.
- 이경희·민인식. (2015). 『직업 및 소득 계층의 세대 간 이전에 관한 연구』. 한국노동연구원.
- 한국노동연구원. (2017). 『한국노동패널 1~19차년도 조사자료 유저가이드』. 한국노동연구원.