

KRI

정책연구
2016-08

직업 및 소득 계층의 세대 간 이전에 관한 연구

이경희 · 민인식

한국노동연구원

목 차

요 약	i
제1장 서 론	(이경희) 1
제2장 선행연구	(이경희) 4
제1절 직업계층의 세대 간 이전 관련 연구	6
1. 부모직업과 자녀직업의 관계	6
2. 부모 교육과 자녀 교육·직업의 관계	8
제2절 소득계층의 세대 간 이전 관련 연구	10
1. 부모소득과 자녀소득의 관계	10
2. 부모 교육·소득과 자녀 교육·소득의 관계	12
제3절 교육(수준)의 세대 간 이전 관련 연구	16
제4절 부모의 사회적 자본과 자녀교육 관련 연구	17
제5절 학력 동질화와 계층이동성	19
제3장 분석용 데이터 구축	(민인식) 21
제1절 분석대상 선정	21
제2절 대상표본의 기초통계	25
제4장 소득계층 이동성 분석	(민인식) 30
제1절 소득의 정의	30
제2절 이행행렬 분석	32
제3절 14세 시점의 부모소득과 자녀소득	35

제4절 자녀 성별에 따른 소득계층 이동성	39
제5절 패널 회귀분석	40
제6절 소득계층 이동성의 동적 변화	43
제5장 직업 이동성 분석	(민인식) 47
제1절 직업계층의 분류	47
제2절 이행행렬 분석	50
제3절 14세 시점 부모 직업과 자녀 직업	52
제4절 자녀 성별에 따른 직업계층 이동성	54
제5절 고용형태의 세대 간 이동성	57
제6절 패널 회귀분석	60
제7절 직업계층 이동성의 동적 변화	64
제6장 기회불균등 측정	(민인식) 66
제7장 결론 및 시사점	(이경희) 70
참고문헌	76

표 목 차

<표 2- 1> 세대 간 계층이전 관련 선행연구	5
<표 3- 1> 분석대상 표본 선택: 1차 조사 기준	23
<표 3- 2> 데이터 구축의 예: 어머니만 존재하는 경우	24
<표 3- 3> 데이터 구축의 예: 아버지와 어머니가 모두 존재하는 경우	24
<표 3- 4> 표본 수와 평균 나이	26
<표 3- 5> 매칭된 아버지와 어머니 빈도표	26
<표 3- 6> 성별 자녀 표본 수	27
<표 3- 7> 자녀 순위 빈도분석	28
<표 3- 8> 관찰기간별 자녀 표본 수	28
<표 4- 1> 소득변수 정의	31
<표 4- 2> 소득변수에 대한 기초통계량	31
<표 4- 3> 자녀소득과 부모소득 평균	33
<표 4- 4> 이행행렬: 소득계층 이동성	33
<표 4- 5> 이동성 지표	35
<표 4- 6> 자녀소득과 14~16세 시점 부모소득	36
<표 4- 7> 이행행렬: 자녀소득과 14~16세 시점의 부모소득	37
<표 4- 8> 이동성 지표: 자녀소득과 14~16세 시점의 부모소득	37
<표 4- 9> 패널 순서형 로짓 추정결과	42
<표 4-10> birth cohort 구성방법	44
<표 5- 1> 최은영 · 홍장표(2014) 직업계층 분류	48
<표 5- 2> 2000년 대분류 코드	48

<표 5- 3> 3개 직업군 및 평균임금	49
<표 5- 4> 부와 모의 직업구분 및 평균임금	49
<표 5- 5> 부 직업과 자녀직업 이동성	51
<표 5- 6> 모 직업과 자녀직업 이동성	51
<표 5- 7> 이동성 지표: 부모직업과 자녀직업의 이행행렬	52
<표 5- 8> 14~16세 시점 부 직업과 자녀직업	53
<표 5- 9> 14~16세 시점 모 직업과 자녀직업	53
<표 5-10> 자녀의 고용형태와 평균임금	58
<표 5-11> 부모의 고용형태와 평균임금	58
<표 5-12> 고용형태 이행행렬: 아버지와 자녀	59
<표 5-13> 고용형태 이행행렬: 어머니와 자녀	59
<표 5-14> 확률효과 다항로짓 모형: 부의 직업	62
<표 5-15> 확률효과 다항로짓 모형: 모의 직업	62
<표 5-16> 성별 확률효과 다항로짓 모형: 부의 직업	63
<표 6- 1> birth cohort 그룹	68
<표 6- 2> Pooled OLS 추정결과와 IOP	69

그림목차

[그림 3-1] xtdes 명령문 실행결과	29
[그림 4-1] 부모소득과 사교육비 지출	38
[그림 4-2] 자녀의 20세 이후 평균소득	39
[그림 4-3] 자녀 성별에 따른 부모소득과 자녀소득의 관계	40
[그림 4-4] birth cohort별 추정계수	45
[그림 5-1] 부 직업에 따른 자녀직업 1군 이행확률	54
[그림 5-2] 부 직업에 따른 자녀직업 3군 이행확률	55
[그림 5-3] 모 직업에 따른 자녀직업 1군 이행확률	56
[그림 5-4] 모 직업에 따른 자녀직업 3군 이행확률	57
[그림 5-5] 구조방정식 모형	61
[그림 5-6] birth cohort별 추정계수	65

요약

세대 내에서의 노동시장 이중구조, 소득 및 임금·교육 격차가 심화되고 있을 뿐만 아니라, 이러한 구조가 한 세대를 넘어 부모에서 자식으로까지 이어지고 있는 것으로 보인다. 특히 후자, 즉 세대 간 대물림 현상은 최근 들어 다시금 많은 관심을 받고 있으며, 최필선·민인식(2015b), 김연아(2015), 정한나(2016) 등 몇몇 연구자들은 실증 자료를 통해 최근 동향을 분석하기도 하였다. 부모의 직업, 이로 인한 가구 특성·가정환경이 자녀의 교육기회 및 성과, 나아가 노동시장 성과에 상당한 영향을 미치는, 이러한 세대 간 대물림 현상의 심화·고착화는 여러 가지 사회경제적 부작용 – 예를 들어, 세대 또는 계층 간 갈등, 사회통합 약화, 빈곤 및 건강불평등의 세습, 경제성장 저하 등 – 을 야기할 가능성이 크다는 점에 문제의 심각성이 있다.

이에 본 연구에서는 직업 및 소득 계층의 세대 간 이전 또는 대물림 현상에 대한 종합적인 실증분석 연구를 통해 현재 우리 사회에서 대물림 현상의 존재여부 및 심각성을 살펴보았다. 세대 간 이동성, 대물림에 대한 연구는 여러 연구자들에 의해 이루어진 바 있지만, 본 연구는 다음과 같은 점에서 기존 연구들과 상당한 차별성을 가진다. 본 연구는 한국노동패널조사(KLIPS) 제1차(1998년)~17차(2014년) 자료를 이용하여 부모-자녀 매칭 패널데이터를 구축하고, 이행행렬, 이동성 지표, 패널분석 등 다양한 방법을 이용하여 실증분석을 수행하였다. 우리나라의 최장기 패널자료인 KLIPS의 17년간 데이터를 연결하여, 회고적 질문에 의존하지 않고 직접 조사된 소득과 직업계층을 사용하기 때문에 분석의 신뢰성이 상대적으로 높을 것으로 본다. 이러한 고유한 분석 데이터를 바탕으로, 자녀 성장기(14~16세 시점) 및 현재 시점의 부모 직업·소득 계층과 자녀 직업·소득 계

층 간 이동성을 분석하고, 이러한 계층의 대물림에 있어 부모 및 자녀 성별에 따른 영향력의 차이와 동적 변화(시대별 차이)를 검토하였을 뿐만 아니라, 사전적 기회불균등 지수를 이용하여, 자녀가 직접 결정할 수 없는, 주어진 환경 변수인 부모배경 - 부모 교육 및 소득 수준 - 이 자녀의 경제적 성과에 어느 정도 불균등을 초래하는지를 측정, 분석하는 등 매우 심도 깊고 종합적인 연구를 수행하였다. 본 연구의 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

우선 소득계층 이동성에 대한 분석결과를 보면, 부모세대의 소득 계층이 자녀세대로 이어지는 경향성이 발견된다. 이행행렬 분석결과 특히 현재 시점의 부모소득 분위와 자녀소득 분위가 정(+의 상관관계)을 보인다. 자녀 학생시절의 부모소득과 현재 자녀소득 간의 관계는 이행행렬에서 분명하게 드러나진 않지만, Shorrocks(1978)와 Bartholomew(1982)에 따른 이동성 지표를 계산해보면 현재 시점의 자녀-부모 소득 간 이동성보다 현재 시점 자녀소득-과거시점(자녀 학생시절) 부모소득의 이동성이 더 제약적인 것으로, 즉 대물림 가능성이 더 큰 것으로 나타난다. 이러한 소득계층 대물림 가능성은 자녀의 성별에 따라 정도의 차이를 보인다. 부모소득(현재 시점) 각 분위에 속하는 자녀의 평균 소득을 자녀의 성별에 따라 계산하여 그래프를 그려보면, 특히 아들에 비해 딸의 평균소득이 부모소득 분위와 분명하게 비례하는 형태를 보인다.

자녀소득에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 통제한 이후에도 여전히 부모소득 분위와 자녀소득 분위 간에 유의한 인과관계(causality)가 존재하는 것으로 나타났다. 관찰되지 않는 자녀 이질성(heterogeneity)을 고려할 수 있는 패널 순서형 로짓모형을 추정한 결과에 따르면, 부모소득 분위 변수에 대한 추정계수 값은 모두 (+)이고 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 또한 부모소득이 높아질수록 추정계수 값이 커지는 것을 확인할 수 있는데, 이는 부모소득 분위가 높아질수록 자녀소득 분위 역시 높아짐을 의미한다. 부모소득=5분위에 속하면 자녀소득 분위기를 높이는 데 가장 큰 영향을 미친다. 자녀소득에 영

향을 미칠 수 있는 다른 요인을 통제하더라도 여전히 t 시점 부모소득 계층이 높을수록 같은 t 시점의 자녀소득 계층도 높아진다.

이러한 세대 간 소득계층 이동성은 시간의 흐름에 따라 변화하는 양상을 보인다. 전체 표본 대신 자녀의 생년(birth year)을 기준으로 하위그룹(17개 birth cohort)으로 나눈 후 각 하위그룹 표본에서 패널 순서형 로짓모형을 적용하여 분석한 결과, 전체적인 패턴은 자녀 소득에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인을 통제하였을 때 부모소득 분위가 자녀소득 분위에 미치는 영향이 점차 증가하는 것으로 나타났다. 특히 1971~80년생 그룹 이후부터는 추정계수가 지속적으로 상승하고 있다. 비교적 최근에 태어난 청년층의 소득계층(소득분위)은 부모 소득계층에 더 많은 영향을 받는다는 것, 즉 소득계층의 세대 간 대물림이 심화되는 것을 확인할 수 있다.

다음으로 직업계층 이동성에 대한 분석결과를 보면, 세대 간 대물림은 소득계층에서만뿐만 아니라 직업계층에서도 일어나고 있음을 알 수 있다. 다른 연구들과는 달리 부와 모의 직업을 구분하여 자녀직업과의 관계를 살펴본 결과, 이행확률 면에서 현재 시점 부의 직업과 모의 직업 모두 자녀에게 대물림되는 경향성을 보였다. 또한 현 시점의 아버지 직업-자녀직업의 이동성 지수(Shorrocks(1978) 및 Bartholomew(1982) 이동성 지표)가 어머니 직업-자녀직업의 이동성 지수보다 공통적으로 더 크게 - 모-자녀인 경우 같은 직업군에 속하게 될 가능성이 더 크게 - 추정되어, 모 직업계층의 대물림 경향성이 상대적으로 더 높은 수준인 것으로 나타났다. 한편 자녀가 학생시점(14~16세)에서의 부 직업이 미래 시점에서 자녀에게 대물림되는 경향성은, 자녀직업과 같은 시점의 부 직업이 대물림되는 경향성보다 낮게 나타났다. 자녀직업이 학생시점에서의 부 직업에 의해 영향을 받기보다는 최종 학력 졸업 후 진로선택 시점에서의 부 직업에 영향을 더 받기 때문으로 보인다. 자녀가 14~16세 시점의 모 직업은 20세 이상 자녀직업과 무관한 것으로 분석되었다.

소득계층 경우에서와 마찬가지로 직업계층에서도 자녀 성별에 따

라 대물림 경향성이 다르게 나타난다. 부 직업에 따른 자녀직업, 모 직업에 따른 자녀직업 이행확률을 살펴보면, 평균 임금이 높은 1군 직업의 경우에는 아들보다 딸에게서 직업계층 대물림 경향성이 더 큰 반면, 평균 임금이 낮은 3군 직업인 경우에는 오히려 아들에게 대물림되는 경향성이 더 높은 점이 공통적으로 발견된다.

한편 임금근로자만을 대상으로 고용형태(정규직/비정규직)의 세대 간 이동성을 이행행렬을 통해 분석해보면, 앞선 직종분류에 따른 결과에서와 마찬가지로 아버지의 경우보다 어머니의 경우 더 뚜렷한 대물림 경향성을 보인다. 아버지가 정규직인 경우 자녀가 정규직일 확률은 78%, 아버지가 비정규직인 경우 자녀가 정규직일 확률은 74%로 두 조건부 확률은 큰 차이가 있는 것으로 보이지는 않는다. 반면 어머니가 정규직인 경우 자녀도 정규직일 확률은 아버지의 경우와 마찬가지로 78%이지만 어머니가 비정규직인 경우 자녀가 정규직일 확률은 68%로 두 조건부 확률은 10% 차이가 있다.

직업계층의 대물림이, 관찰되지 않는 자녀의 이질성과 자녀직업에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들을 통제한 이후에도 여전히 유의한지 알아보기 위해 패널 다항로지 분석(확률효과)을 수행하였다. 부 직업군의 영향과 모 직업군의 영향을 구분하여 따로 추정해보았는데, 두 경우 모두 다른 조건이 일정할 때 2군 직업의 대물림이 유의하게 나타났으며, 모-자녀 간에 비해 부-자녀 간 1군 직업 대물림이 더 유의하게 나타났다. 자녀 성별에 따라서도 직업계층 대물림 경향에 차이가 있는 것으로 나타났다. 부 직업군에 따른 분석결과에 의하면, 아버지 직업이 1군이면 아들에 비해 딸이 1군 직업을 가질 확률이 더 큰 반면, 아버지 직업이 2군이면 딸에 비해 아들이 1군 직업을 가질 확률이 더 크다. 즉, 아버지 직업이 2군이면 딸보다 아들에게 직업계층 상향이동 가능성이 더 크다.

세대 간 직업계층 이동성 또한 시간의 흐름에 따라 변화하는 양상을 보인다. 소득계층 이동성의 동적 변화 분석에서와 마찬가지로 생년을 기준으로 17개 하위그룹으로 나눈 후 birth cohort 하위그룹별

로 패널 다항로짓 모형(확률효과)을 추정하고 1군 직업의 대물림 경향성 - 부의 직업이 1군일 때 자녀직업이 (3군에 비해) 1군일 확률 - 을 살펴보았다. 전체적인 패턴은 부의 1군 직업이 자녀에게 대물림될 확률이 과거에 비해 높아진 것으로 나타난다. 1968~79년생 그룹까지 꾸준히 추정계수가 커지다가 다소 감소세를 보이나 최근 들어서는 일정하게 유지되는 패턴이다. 또한 1975년 이전 출생 자녀의 경우에는 오히려 추정계수가 음(-)이거나 거의 0에 가까운 값으로 나타났다. 이는 부모직업=1군이 자녀직업=1군에 미치는 효과가 거의 없음을 의미하는 것으로 해석할 수 있다. 앞선 분석에서 소득계층의 대물림이 최근으로 올수록 증가하는 패턴을 보인 것과 유사하게 직업계층 대물림 역시 과거 대비 증가한 수준에서 최근에는 일정하게 유지되는 패턴을 보이므로, 상대적으로 최근 태어난 자녀 cohort에서는 소득계층과 직업계층 대물림 가능성이 과거에 태어난 자녀에 비해 더 크다고 말할 수 있다.

마지막으로 기회불균등 관련 분석결과를 보면, 세대 간 계층 상향 이동 가능성에 대한 통계청의 인식조사 결과, 동그라미재단의 ‘한국사회 기회불평등에 대한 조사’ 결과 등과 일관된 흐름을 보인다.* 본 연구에서는 Fleurbaey and Peragine(2013)이 제안한 방법론을 적용하여 상대적 기회불균등(IOP_R)을 측정하고, IOP가 birth cohort에 따라 달라지는지, 즉 최근 청년층과 과거 청년층이 개인의 노력과 무관하게 부모배정의 영향에 의해 개인의 경제적 성과가 설명되

* 세대 간 계층 상향이동 가능성 - 현재 본인세대에 비해 다음 세대인 자식세대의 사회경제적 지위가 높아질 가능성 - 인식을 조사한 통계청의 사회조사 결과를 보면, 1994년에 5.1%였던 부정적 응답이 1999년 11.1%, 2006년 29%, 2011년 43%, 2015년 50.5%로 급격하게 증가하고 있음을 확인할 수 있다. 한편, 2016년 3~4월간 전국의 만 16세 이상, 74세 미만의 3,500여 명을 대상으로 실시한 동그라미재단의 ‘한국사회 기회불평등에 대한 조사’ 결과에서는, “우리 사회가 공평한 기회가 보장되는 사회인가”라는 질문에 공평하지 않다는 응답이 60%를 넘었으며, “집안 등 사회경제적 배경이 개인의 노력보다 성공에 더 중요한지”에 대한 질문에 그렇다는 응답이 약 74%에 이르는 것으로 나타났다.

는 정도가 변하고 있는지를 분석하였다. birth cohort를 자녀의 생년에 따라 두 그룹 - birth cohort 1(1960~75년생)과 birth cohort 2(1976~95년생) - 으로 나눈 후 각 그룹에 대해 IOP를 계산하여 비교한 결과, birth cohort 1에서 기회불균등 지수는 0.032, birth cohort 2에서 기회불균등 지수는 0.173으로, 전자에 비해 후자가 더 높은 수준을 보였다. 이는 노동시장 성과의 불평등이 개인의 노력과는 무관하게 주어진 자신의 나이와 부모배경에 의해 설명되는 정도가 과거 청년층에 비해 최근 청년층에서 더 높아진 것으로 해석할 수 있다.

본 연구의 분석결과를 종합하면, 부모-자녀 세대 간 소득 및 직업 계층의 대물림 현상이 데이터에서도 관찰될 뿐만 아니라, 이러한 소득과 직업 측면에서의 계층 대물림 경향성이 증가하고 있으며, 부모배경에 따른 기회불균등의 정도가 과거에 비해 심화되었다고 할 수 있다. 기존 연구결과에서 밝혀진 바와 같이, 부모의 계층은 자녀교육에 대한 투자를 통해 자녀에게 전달될 가능성이 크다. 본 연구에서도 한국교육고용패널(KEEP)의 중3 코호트의 4년간(2004년 중3~2007년 고3 시점까지) 사교육 변수와 부모소득과의 관계를 살펴본 결과, 부모소득 수준에 따라 자녀 사교육비 지출수준에 상당한 차이가 존재하는 것을 발견하였다. 소득 5분위에 속하는 가구의 58%는 월 사교육비 지출이 50만 원 이상인 반면 소득 1분위 가구의 40%는 사교육비를 전혀 지출하지 않는 것으로 나타났다. 이는 부모소득이 자녀 교육에 대한 투자로 이어지고 이러한 교육투자가 자녀소득의 연결고리로서 작용할 수 있음을 시사한다. 계층의 대물림을 통한 소득불평등의 확대·심화가 안정적·지속적인 경제성장과 경제활력 제고에도 상당히 부정적인 영향을 줄 수 있음을 감안할 때, (주어진 가정환경과 무관한) 교육기회 균등 보장 정책 - 예를 들어, 공교육 내실화·강화, 사교육 부담 완화 등 - 이 무엇보다 가장 필요할 것으로 생각된다. 소득불평등 완화 정책, 취약계층 지원 정책 등도 계층 고착화로 인한 부정적 효과를 줄이는 데 도움이 될 것이다.

제 1 장 서 론

세대 내에서의 노동시장 이중구조, 소득 및 임금·교육 격차가 심화되고 있을 뿐만 아니라, 이러한 구조가 한 세대를 넘어 부모에서 자식으로까지 이어지고 있는 것으로 보인다. 특히 후자, 즉 세대 간 대물림 현상은 최근 들어 다시금 많은 관심을 받고 있으며, 몇몇 연구와 매스컴에서도 분석된 바 있다. 한국교육고용패널을 이용한 최필선·민인식(2015b)의 세대 간 사회계층 이동성 연구에서는, 부모의 교육수준(전문대졸 이상 여부) 및 소득수준(5단계 중 1분위 대비 5분위)에 따른 자녀의 임금 격차가 약 20%에 달하는 것으로 나타났다. 대졸자직업이동경로조사(GOMS: Graduates Occupational Mobility Survey)를 이용한 정한나(2016)의 연구에서는, 소득이 높은 부모를 가진 대학생 자녀가 대기업 취업에도 유리한 것으로 나타났다. 한국복지패널을 이용한 김연아(2015)의 박사학위 논문에서는, 부모가 정규직일 경우 자녀의 정규직 입직 및 현직 정규직 가능성이 유의하게 높게 나타났다. 지난 40년(1973~2013년) 간의 서울대학교 신입생 자료를 분석한 월간조선(2013년 12월호) 기사(조선일보 기사, 2013. 12. 6일자)는 출신지역, 아버지 직종, 경제적 수준 등에 대한 수치를 제시하며 “고학력·고소득층의 ‘학력 대물림’ 고착화”를 주장하기도 하였다.¹⁾ 한편, 세대 간 대물림 현상은 분석자료에서만만

1) 월간조선 2013년 12월호 기사내용 인용(<http://monthly.chosun.com/client/news/viw.asp?ctcd=C&nNewsNumb=201312100033>).

아니라 사람들의 인식에서도 드러난다. ‘현재 본인세대에 비해 다음 세대인 자식세대의 사회경제적 지위가 높아질 가능성’에 대한 질문을 통해 세대 간 계층 상향이동 가능성에 대한 인식을 조사한 통계청의 사회조사 결과를 보면, 부정적 응답 비율이 2015년 조사기준 50.5%로 상당히 높게 나타난다. 이는 1994년(5.1%) 대비 약 10배, 1999년(11.1%) 대비 약 5배 높은 수준으로, 부정적 인식의 급속한 증가세를 보여준다.

부모의 직업, 이로 인한 가구 특성·가정환경이 자녀의 교육기회 및 성과, 나아가 노동시장 성과에 상당한 영향을 미치는, 이러한 세대 간 대물림 현상의 심화·고착화는 여러 가지 사회경제적 부작용을 야기할 가능성이 크다는 점에 문제의 심각성이 있다. 관련된 사회경제적 부작용으로 세대 또는 계층 간 갈등, 사회통합 약화, 빈곤 및 건강불평등의 세습, 경제성장 저하 등이 지적되고 있다. 『딸이 비정규직인 게 내가 비정규직이어서는 아닐까』라는 신문기사(한겨레21, 2015. 3. 12일자)에서 보면, “아빠 직장 로펌에서 인턴하는 친구”와 “알바하는 대학생, 공부하는 노동자”의 대비를 통해 상대적 박탈감과 사회적 갈등을 강조한 바 있다. 또 다른 논평기사(라포르시안, 2015. 2. 16일자)에서는 “가난과 건강불평등의 대물림”을 언급하며, “세습” 또는 “계층의 고착”(“사회적 유전”이라 불리기도 함)이 사회경제적 지위의 이동성이 갖는 효용을 저해하는 등, 바람직하지 않다고 주장하였다. 또한 *Closing the Loop: How Inequality Affects Economic Growth and Social Cohesion*(OECD, 2014) 보고서를 보면, 계층의 대물림을 통한 소득불평등의 확대·심화가 안정적·지속적인 경제성장에도 상당히 큰 부정적 영향을 줄 수 있음을 유추할 수 있다.

- 1973년 명문고교가 모여 있던 서울 출신 신입생이 57.2%, 대도시 출신 더하면 92.2%
- 1983년 신입생 아버지의 직업 중 전문직·관리직 24.9%… 관리직이 전체 직업 중 으뜸
- 1993년 신입생 중 ‘학비 여유 있다’ 38.9%, ‘약간 부족하다’ 17.1%
- 2003년 서울 출신 39.3%에서 2013년 34.9%로 감소… 지역균형선발 전형 영향
- 2002년부터 2011년까지 10년간 읍면 이하 출신 신입생은 평균 5.28%에 불과
- 2003년과 2006년 국민의 10명 중 8명은 ‘중하층’, ‘하층’으로 인식… 서울대 신입생은 10명 중 2명

이에 본 연구에서는 직업 및 소득 계층의 세대 간 이전 또는 대물림 현상에 대한 종합적인 실증분석 연구를 통해 대물림 현상의 존재여부 및 심각성을 정확하게 파악하고자 한다. 세대 간 이동성, 대물림에 대한 연구는 여러 연구자들에 의해 이루어진 바 있지만, 본 연구는 다음과 같은 점에서 기존 연구들과 상당한 차별성을 가진다. 본 연구는 한국노동패널조사(KLIPS) 제1차(1998년)~17차(2014년) 자료를 이용하여 부모-자녀 매칭 패널데이터를 구축하고, 이행행렬, 이동성 지표, 패널분석 등 다양한 방법을 이용하여 실증분석을 수행하였다. 우리나라의 최장기 패널자료인 KLIPS의 17년간 데이터를 연결하여, 회고적 질문에 의존하지 않고 직접 조사된 소득과 직업계층을 사용하기 때문에 분석의 신뢰성이 상대적으로 높을 것으로 본다. 이러한 고유한 분석 데이터를 바탕으로, 자녀 성장기(14~16세 시점) 및 현재 시점의 부모 직업·소득 계층과 자녀 직업·소득 계층 간 이동성을 분석하고, 이러한 계층의 대물림에 있어 부모 및 자녀 성별에 따른 영향력의 차이와 동적 변화(시대별 차이)를 검토하였을 뿐만 아니라, 사전적 기회불균등 지수를 이용하여, 자녀가 직접 결정할 수 없는, 주어진 환경 변수인 부모배경 - 부모 교육 및 소득 수준 - 이 자녀의 경제적 성과에 어느 정도 불균등을 초래하는지를 측정, 분석하는 등 매우 심도 깊고 종합적인 연구를 수행하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 세대 간 이동성 관련 선행연구를 검토한다. 제3장에서는 분석용 데이터 구축과정을 설명하고 기초통계량을 통해 자료의 특성을 살펴본다. 제4장과 제5장에서는 소득계층 및 직업계층의 세대 간 이동성에 대한 다양한 실증분석 결과를 제시하고 동적 변화패턴을 분석한다. 제6장에서는 사전적 기회불균등 지수를 이용하여 우리 사회의 기회불균등 정도를 측정하고 과거와 현재의 차이를 비교한다. 제7장에서는 주요 분석결과를 요약·정리하고 바람직한 정책방향에 대해 제언한다.

제 2 장

선행연구

개인의 사회경제적 계층을 결정하는 요소는 크게 두 가지로 나누어 볼 수 있다. 본인의 성취를 통한 획득, 또는 이미 부모세대에서 형성된 사회경제적 자본의 전승이다. 이상적인 사회라면 개인의 노력만으로도 상향 계층이동이 충분히 가능해야 하지만 자녀세대 사회경제적 지위의 상향 이동 가능성 인식을 조사한 통계청의 사회조사 결과는 1994년에 5.1%였던 부정적 응답이 2013년 43.7%로 급격하게 증가했을 만큼 비관적인 현실을 보여주고 있다(김희삼, 2015). 현대 산업화된 사회에서 평등한 기회가 보장되는 한 경제적 불평등은 당연하게 받아들여진다. 그러나 그 불평등이 점차 심화되어 세대 간 사회경제적 이동성을 저하시키고(Andrews and Leigh, 2009) 현재 세대의 계층형성 또한 이전 세대의 사회경제적 배경에 의해 좌우될 수 있다면(Bowles and Gintis, 2002a; 황덕순, 2000), 어떠한 요소들이 영향을 미치고 어떠한 경로를 통해 전수되는지를 파악하여 적절한 정책적 지원을 유도하는 것이 필요할 수 있다.

부모-자녀의 세대 간 계층이전에 관한 기존 선행연구들은 부모의 특성·배경과 자녀의 계층형성 사이에 연관성을 인정하는 것으로부터 시작한다. 다음의 <표 2-1>에는 본 연구의 주요 관심사인 직업 및 소득 계층의 부모-자녀 세대 간 이전에 초점을 둔 기존 연구들이 요인 및 결과별로 정리되어 있다.

〈표 2-1〉 세대 간 계층이전 관련 선행연구

연구 주제	선행연구	
직업계층의 세대 간 이전	부모직업 → 자녀직업	황덕순(2000) 김종성·이병훈(2014) 최은영·홍장표(2014) 김연아(2015) ※ 임창규·윤인진(2011) - 부자간 직업유사성과 부의 직업지속성의 관계 분석
	부모교육·직업 → 자녀교육·직업	방하남·김기현(2000) 황덕순(2000) 조우현(2004) 남기곤(2008) 김종성·이병훈(2014) 최은영·홍장표(2014)
소득계층의 세대 간 이전	부모소득 → 자녀소득	김위정·김왕배(2007) 김희삼(2009) 김진영·김성태(2013) Bowles and Gintis(2002a) Blanden, Gregg and Machin(2005) Blanden, Gregg and Macmillan(2006) Causa and Johansson(2010) Chetty, Hendren, Kline and Saez(2014) ※ 김낙년(2015) - 상속을 통한 자본이전 효과 분석
	부모교육·소득 → 자녀교육·소득	안종범·전승훈(2008) 여유진(2008) 최은영(2012) 최필선·민인식(2015a & 2015b) Causa and Johansson(2010)
교육(수준)의 세대 간 이전	부모교육 → 자녀교육	남기곤(2008) 김성태·전영준·임병인(2013) Causa and Johansson(2010)
부모의 사회적 자본과 자녀 교육	부모 사회적 자본 → 자녀교육	김일혁·강상진(2005) 김현주·이병훈(2005) 손진희·김안국(2006) 변수용·김경근(2008) 양난미·이은경(2008) 강유진(2010) 신수영·김경근(2012)
학력 동질혼과 계층 이동성	동질혼 → 소득불평등	석재은·노혜진(2013)

자료: 필자 작성.

제1절 직업계층의 세대 간 이전 관련 연구

1. 부모직업과 자녀직업의 관계

황덕순(2000)은 한국노동패널자료(Korean Labor and Income Panel Study : 이하 KLIPS)의 1차년도 자료를 토대로 부모의 직업계층이 자녀의 직업에 어떠한 영향을 주는지 분석하였다. 부모의 직업계층을 농업종사자, 사무직종사자, 생산직종사자, 고용주, 자영자로 분류하고 자녀인 조사대상의 최초 입직 계층을 비교하여 살펴본 결과, 자녀의 최초 직장이 사무직인 경우 부모 역시 사무직 또는 고용주 계층인 경우가 많았고, 자녀가 생산직인 경우에는 부모 또한 생산직이거나 농업종사자인 확률이 높게 나타났다. 이처럼 부모의 직업계층과 자녀의 직업계층이 유사하게 나타난 분석결과를 바탕으로, 그는 부모의 직업수준이 자녀의 직업수준을 결정하는 데 영향력을 가지고 있다고 판단하였다. 특히 부모의 계층이 동일하게 사무직인 경우라도 여성보다는 남성이 그 계층을 전수받을 확률이 크게 나타나고 여자는 부모의 계층이 생산직 또는 농업종사자인 경우에만 계층전수에 있어 유의한 통계적 수치가 나타남으로써, 자녀의 직업적 지위획득이 성별에 따라 달라질 수 있다는 분석결과를 내놓았다.

최은영·홍장표(2014) 역시 KLIPS 자료를 이용하여²⁾ 부모의 직업계층과 자녀의 직업계층 간 관계를 분석하였다. 이행행렬을 통해 분석한 결과, 상위계층 부모의 자녀가 상위계층을 그대로 이어받아 직업계층을 유지할 확률은 하향 이동할 확률보다 월등하게 높게 나타났다. 중위계층의 자녀는 상향 이동할 확률이 가장 높았으나 중위계층을 그대로 유지할 확률과 큰 차이를 보이지 않았고, 하위계층 역시 중위계층과 유사한 패턴을 보여 중위계층으로 상향 이동할 확률이 가장 높았으나, 상위계층으로 이동할 확률은 현저하게 낮게 나타났다. 정리하자면, 직업적 지위는

2) 부모세대는 1998년, 자녀세대는 2010년 자료를 이용하여 분석하였다.

세습의 경향성이 있으며 특히 상위계층은 그러한 경향성이 매우 높게 나타난다는 것이다. 또한 자녀 연령과 성별을 통제한 상태에서, 부모 직업계층이 자녀 직업계층에 직접적인 영향을 주는지에 대해 회귀분석(OLS)한 결과에서도, 부모와 자녀세대 간 직업계층의 대물림 현상이 통계적으로도 유의하게 나타난다.

한편, 성별을 남성으로만 한정하여 직업계층의 영향을 분석한 연구도 있다. 임창규·윤인진(2011)은 상기 연구들과 같이 한국노동패널자료(KLIPS)를 이용하여 아들의 직업지속성에 아버지의 직업계층이 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 생존분석과 포아송 회귀분석 방법 등을 이용하여 분석한 결과, 아버지의 직업계층과 아들의 직업계층이 유사할수록 아들의 직업유지에 긍정적인 영향을 미쳤고, 그 원인으로는 아버지가 유사한 직업적 경험을 한 경우 가정에서 직무적응과 관련된 도움을 간접적으로 받을 수 있기 때문인 것으로 추정하였다. 그러나 이 역시 세대가 속해 있는 직업계층에 따라서 차이가 나타났다. 중상위계층의 경우 부자지간의 직업계층이 동일하면 아들의 첫 직업 유지기간이 상대적으로 길고 이직횟수는 적은 데 반해, 하위계층에서는 정반대의 결과가 나왔다.

이렇듯 직업계층에 초점을 둔 연구들을 보면, 부모의 직업계층이 높으면 자녀의 직업계층 역시 높을 가능성이 있고, 세대 간 계층 전승 이후에는 그 계층이 유지될 가능성 또한 높다는 것을 알 수 있다.³⁾ 또한 하위계층보다 중상위계층의 세대 간 직업이전과 자녀의 직업지속성이 높게 나타났는데, 이는 직업계층이 높을수록 부모 스스로 만족도가 높고, 이러한 부모의 태도가 자녀의 직업계승 동기에도 긍정적인 영향을 주기 때문인 것으로 추정되었다. 특히 자녀의 초직계층이 부모의 직업계층과 유사하다는 연구결과는 우리나라의 직업계층 이동성이 제약적임을 보여준다. 비정규직이라는 특정(직업)계층을 대상으로 세대 간 이전을 분석한 김연아(2015)의 연구 또한 아버지의 직업지위가 자녀의 직업지위를 결정하는 데 중요한 영향을 미친다는 결과를 얻었다. 연구대상이 비정규직이라

3) 반면, 김성태·전영준·임병인(2013)의 연구와 같이, 사회이동성에는 부모가 제공하는 환경적 요인보다 개인의 노력여하에 따라 후천적으로 달라지는 개인적 요인이 더 중요한 영향을 미친다는 연구도 있다.

는 점에서 그것이 갖는 노동시장 내 특수성으로 인해 분석결과를 모든 직업계층분류로 보편화하여 해석하는 것은 무리가 있겠으나, 아버지가 비정규직인 경우 자녀 역시 비정규직일 가능성이 높다는 분석결과는 앞서 제시된 선행연구들과 마찬가지로 우리 사회의 계층이동의 제약성을 실증적으로 보여준다고 할 수 있다.

한편, 김종성·이병훈(2014)에서 보면, 부모의 직업은 자녀의 직업뿐만 아니라 소득 결정에도 영향을 미치는 것으로 보인다. 이들은 부모의 직업(사회)계층을 전문관리직 및 고용주, 사무직 노동자, 자영업자, 숙련 노동자, 비숙련 노동자, 농업노동자로 분류한 후, 부모(학력수준, 소득, 연령, 거주지역 등)와 자녀(성별, 연령, 학력, 기혼유배우 여부 등) 관련 다양한 요소들을 통제한 상태에서 부모의 직업계층에 따라 자녀의 직업지위와 근로소득이 어떻게 달라지는지 살펴보았다. 그 결과 다른 모든 조건이 동일한 상태에서, 직업이 비숙련 노동자인 부모의 자녀는 타 직업계층 부모의 자녀보다 직업지위뿐만 아니라 근로소득 수준 또한 유의하게 낮은 것으로 추정되었다.

2. 부모 교육과 자녀 교육·직업의 관계

조우현(2004)에서 보면, 아버지의 고학력은 자녀의 교육수준과 직업선택에 양(+의 영향을 미쳐, 부모세대의 직업과 계층의 대물림, 계층 간의 불평등을 유발하는 것으로 나타난다. 그는 이러한 결과가 아버지의 높은 교육수준과 소득수준을 바탕으로 제공된 양질의 환경이 자녀의 노동욕구를 저하시킴으로써 비경제활동인구화 확률을 높이는 것과 관련이 있다고 주장하였다.⁴⁾ 조우현(2004)은 또한 부의 교육수준의 영향은 자녀의 성별에 따라 달라진다는, 구체적으로 여성보다 남성에게서 더 크게 나타나는 사실을 발견하였다. 황덕순(2000)과 남기곤(2008)의 연구에서도 역시

4) 부모의 교육수준과 자식의 사회계층 상향이동 확률 간에 부(-)적인 관계가 있으며, “이는 부모배경이 좋을수록 자식이 노력을 게을리 하여 부모의 위상을 지키지 못한다는 것을 시사한다”(p.17, 24)는 김성태·전영준·임병인(2013)의 주장과 일맥상통한다.

부모의 직업과 학력이 자녀의 계층에 영향을 줄 때에는 자녀의 교육수준을 매개로 한다고 지적하였는데, 이는 조우현(2004)의 결과와 일맥상통한다. Blau and Duncan(1967)은 이미 1960년대에 개인의 첫 직업에 대한 영향요인 중 가장 큰 영향을 미치는 요인은 자신의 교육수준임을 밝혀, 교육이 개인의 사회경제적 계층을 형성하는 데 중요한 양(+)의 효과를 가짐을 보인 바 있다. 이러한 일련의 결과를 통해 우리는 부모의 조건이 자녀의 계층형성에 직접적으로 작용할 수 있을 뿐 아니라 자녀 본인의 어떠한 개인적 요인(예, 교육수준)으로 전환되는 단계를 거쳐 간접적인 영향력을 보일 수 있음을 유추할 수 있다.⁵⁾

방하남·김기현(2000) 역시 부의 교육수준과 직업지위의 영향력에 초점을 두고 연구하였는데, 부친의 학력과 직업이 자녀의 학력과 직업에 미치는 영향을 분석한 결과, 부친의 직업수준보다는 학력수준이 자녀 개인의 지위획득에 더 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 대해 연구자들은 부친의 학력수준이 개인의 학력수준에 영향을 미치고, 개인의 학력이 다시 개인의 초직과 현직에 영향을 주면서 결과적으로 개인의 지위획득에 영향을 주는 구조적인 경로를 보이기 때문이라고 설명했다. 세대 간 이전이 개인의 학력을 매개로 이루어지고 있지만 이것이 본인의 성취라기보다는 귀속적 요인에 의한 지위계승의 형태를 가지고 있는 것이라고 보았다. 이들은 또한 한국적 특성을 반영하여 개인의 출신지역을 크게 경상도와 전라도로 나누어 지위세습 수준의 차이를 분석하였는데, 전라도에 비해 경상도가 지위세습이 강하게 나타난다는 점을 발견하였다.

최은영·홍장표(2014) 또한 다른 선행연구에서 밝힌 바와 유사하게 자녀의 직업수준에 가장 크게 영향을 미치는 요소는 자녀의 교육수준이지만 이는 부모의 직업과 교육, 소득수준에 통제받는다는 결과를 얻음으로써, 부모의 직업, 교육, 소득수준이 자녀의 교육수준을 통해 자녀의 지위획득에 영향을 준다는 것(부모 교육 및 직업의 간접적인 효과)을 재확인하였다.

5) 그러나 이는 아들이 사회적 지위를 획득하는 데 교육의 영향보다는 아버지가 이미 획득한 사회적 지위로부터 받는 영향이 훨씬 크고, 개인의 교육수준이 사회적 지위를 성장시키지는 못한다는 Anderson(1961)의 주장과는 완전히 배치된다.

한편, 부와 모의 학력을 구분하여 각각의 독립적인 직접영향력을 분석한 김종성·이병훈(2014)의 연구에서는, 모의 학력변수만이 유의하게 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나, 부모 학력, 특히 모의 교육수준과 자녀 직업지위 간에 직접적인 연관성이 있음을 알 수 있으며, 실증분석 시 부와 모의 교육수준을 분리하여 살펴볼 필요가 있음을 시사한다.

제2절 소득계층의 세대 간 이전 관련 연구

1. 부모소득과 자녀소득의 관계

부모소득과 자녀소득 간의 관계를 살펴본 연구들을 보면, 부모의 경제적 자본, 즉 소득수준이 주요한 결정요인으로 추정된다. Chetty, Hendren, Kline and Saez(2014)는 부모세대의 소득과 자녀세대의 소득수준을 비교하여 미국 내 지역별로 세대 간 소득이동성이 어떻게 나타나는지를 조사하였다. 연구결과는 지역별 비교에 좀 더 치중하고 있으나, 부모의 소득과 자녀의 소득 사이에 뚜렷한 연관성이 존재한다고 보고 지역별 소득이동성이 어떻게 차이를 보이는지 밝혔다. 그 결과 미국 전체를 기준으로 보았을 때 소득분위 최하위에 속하는 가정에서 태어난 아이가 최상위에 이를 확률은 7.8%에 지나지 않았다.

빈곤계층의 세대이전 문제에 대해 연구한 김위정·김왕배(2007)의 연구결과 역시 부모가 빈곤지위에 있을 경우 본인이 만성적인 빈곤을 겪게 될 확률이 부모가 빈곤지위에 있지 않은 경우보다 3.1배 높게 나타나 소득수준의 이동이 쉽지 않다는 점을 강조했다. 이들은 부모의 학력수준 또한 빈곤지위 획득에 유의미한 영향을 끼친다는 점을 덧붙였으나 학력보다는 부모의 빈곤지위 자체가 더 직접적이고 중요한 영향을 미친다고 보았다. 성별에 따른 차이는 가구주가 남성인 경우보다 여성인 경우 단기빈곤 및 만성빈곤⁶⁾에 처할 확률이 2.8배 더 높게 나타났다. 대다수의 다른 선행연구들은 부모의 소득지위가 자녀에게 전승되는 과정은 직접적

이라기보다는 자녀교육이라는 매개체를 통해 간접적으로 이루어진다는 점을 지적하고 있으나, 김위정·김왕배(2007)는 만성빈곤의 경우 자녀요인들(자녀 교육, 노동시장 지위 등)과 상관없이 직접적으로 부모의 소득 지위에 영향을 받는 경향이 강한 것으로 보았다. 또한 최초직업이 노동계급 또는 비정규직 노동계급인 경우 빈곤지위 획득 가능성이 매우 높다고 지적하였다. 앞서 언급한 김연아(2015)의 비정규직 관련 논문 내용과 이를 연결하여 보면 비정규직의 심각한 하위계층 고착화를 유추해 볼 수 있다. 빈곤층의 경우 교육기회가 상대적으로 박탈되어 상대적으로 낮은 학업성취도(수능점수 기준)를 보이고 있고, 교육이 계층이동성의 중요한 매개체로 작용한다는 점을 고려하였을 때 이는 빈곤의 대물림이라는 위험성을 불러일으킨다는 김진영·김성태(2013)의 주장 역시 부모 소득수준이 자녀의 소득수준으로 이어진다는 기존 연구와 같은 입장이라고 볼 수 있다. Bowles and Gintis(2002a) 또한 부모의 소득과 재산 등 경제적 수준이 다음 세대의 경제적 지위를 예측할 수 있는 요소가 될 수 있다고 주장하였다. 이들은 부모의 소득이 자녀에게 전수되는 과정에서 중요하게 작용하는 요인으로 재산, 인종, 그리고 학교교육을 꼽았다.

한편, 세대 간 경제적 이동성을 연구한 김희삼(2009)은 앞으로 부모의 소득수준이 자녀의 계층형성에 미치는 영향은 더욱 심화될 가능성이 있다고 지적하였다. 예컨대 사교육시장이 과열되면서 자녀의 교육수준이 경제적 자본에 절대적인 영향을 받게 되었고, 부모세대가 보유한 경제적 자본 역시 과거에 비해 크게 증가했기 때문에 상속을 통한 직접적인 자본 이전의 효과 또한 강력해졌다. 이에 따라 부모의 소득수준이 세대 간 계층이전에 미치는 영향은 매우 커졌다고 지적하며 향후 소득이동성의 약화 가능성을 우려했다. 실제로 상속을 통한 자본이전 효과는 한국의 상속액 변화를 연구한 김낙년(2015)의 논문을 통해서 엿볼 수 있다. 그는 국민소득 대비 연간 상속액 비율을 시대별로 살펴보았는데, 1970년대에는 5.7% 수준이었던 연간 상속액이 2010년대에는 8%로 상승한 것으로

6) 논문에서 사용한 한국노동패널조사 제1차에서 8차년도 자료의 조사기간 8년 중, 5년 이상 동안 빈곤선 이하는 만성빈곤, 1년에서 4년 이하 동안 빈곤선 이하는 단기빈곤, 8년 내내 빈곤선 이상은 비빈곤으로 정의한다.

나타났다. 개인 부의 축적에 있어 이러한 상속분이 차지하는 비중은 1970년대에는 37%를 차지했고 2000년대에는 42%로 증가함으로써, 상속을 통한 개인의 자본축적 비중이 점차 커지고 있음을 보여주었다.

유럽과 북미 지역에 초점을 두고 부모의 소득수준이 자녀의 교육적 성취에 미치는 영향을 연구한 Blanden, Gregg and Machin(2005) 역시 가구소득이 자녀 교육성과에 영향을 미칠 뿐만 아니라 부유가정의 자녀와 빈곤가정의 자녀 사이에 교육성과의 차이가 점차 커지면서 소득불평등 역시 높아지고 있다고 밝혔다. 특히 교육이 소득에 미치는 영향력의 크기보다 가정의 빈부격차에 따른 자녀의 교육성과 차이가 더욱 크게 나타남으로써 세대 간 소득이동성이 점차 낮아지고 있음을 지적하며 교육기회 균등의 중요성을 강조하였다. Blanden, Gregg and Macmillan(2006)은 부모의 소득수준이 높은 자녀들은 노동시장에서 경쟁력을 높여주는 인지능력이 더 높고, 가정배경에 따라 나타난 교육성과의 불평등이 세대 간 이동성에 결정적인 역할을 한다고 보았다.

국제비교를 시도한 Causa and Johansson(2010)은 부모의 양육 및 사회경제적 배경과 자녀의 교육 및 소득수준의 관계에 대해 초점을 두고 OECD 국가들을 대상으로 세대 간 사회적 이동성을 비교하였다. 소득 측면에서는 영국, 이탈리아, 미국, 프랑스 등의 국가에서 부모와 자녀의 소득 간 연관성이 높게 나타나 낮은 계층이동성을 보였다고 밝혔다.

소득에 초점을 둔 이상의 선행연구 결과들을 요약하면 부모의 소득수준에 따라 자녀의 교육성과가 달라지고 이러한 경향성은 세대 간 소득이동성에도 부정적인 영향을 준다는 것으로 이해할 수 있다.

2. 부모 교육·소득과 자녀 교육·소득의 관계

상당수 많은 선행연구들은 부모교육과 자녀교육 사이에 부모소득이라는 요소가 존재하는 것으로 보고 있다. 부모교육은 부모의 소득에 직접적인 영향을 미치고, 이것이 결국 자녀의 교육수준에 영향을 주어 자녀의 직업, 나아가 소득에까지 영향을 준다는 해석이다(안종범·전승훈, 2008; 최필선·민인식, 2015a & 2015b; 최은영, 2012; 여유진, 2008; 최은

영·홍장표, 2014).⁷⁾ 때문에 기존의 선행연구에서도 자녀의 지위계승에 영향을 미치는 요소로 부모의 교육수준과 소득수준을 함께 고려한 분석이 가장 많이 이루어지고 있다. 안종범·전승훈(2008) 역시 KLIPS를 이용하여 부모의 교육수준 및 소득수준과 자녀의 교육수준 및 소득수준의 인과관계 경로를 분석하였다. 그 결과, 부모의 교육수준은 자녀의 교육수준에 직접적으로 영향을 주기도 하며 부모의 소득수준을 매개로 간접적인 영향을 미치기도 하였다. 또한 자녀의 소득수준은 부모의 교육 및 소득수준에 영향을 받은 자녀의 교육수준에 의해 간접적으로 영향을 받고 있다고 설명했다.

최필선·민인식(2015a)은 한국교육고용패널(Korean Education and Employment Panel: 이하 KEEP) 제1차부터 10차년도 자료를 이용하여 부모의 교육수준과 소득수준이 높을수록 자녀의 학업성취도 및 교육수준이 높아지고 자녀의 소득수준 역시 높아지는 경향이 있다는 연구결과를 얻었다. 부모가 고학력일수록 반대의 경우보다 4년제 대학진학률과 수능 성적 1~2등급의 비율이 크게 높아졌다. 소득이 가장 높은 5분위의 자녀 수능성적 1~2등급 비율은 소득 1분위보다 5배나 높게 나타났다. 부모의 교육수준이 전문대졸 이상인 경우와 고졸 이하인 경우의 자녀 임금을 비교하면 20% 정도 차이가 났고, 5분위(최상위) 소득 부모와 1분위(최하위) 소득 부모의 자녀 임금 역시 20% 가까이 차이를 보였다. 수능성적은 상위권 대학 진학률로 연결되고, 개인의 교육수준이 노동시장에서 매우 중요하게 고려되는 우리나라의 구조상 자연히 개인의 소득으로 연결될 수밖에 없다는 주장이다. 특히 이 연구는 고용의 질(Employment Quality)을 언급하고 있는데, 고학력 부모를 가진 고학력 자녀는 교육년

7) Bowles and Gintis(2002b) 또한 소득수준에 대한 교육의 역할에 초점을 두었다. 다만 학교교육이 미치는 영향은 개인의 인지능력이 아닌 비인지능력에 있다고 보고, 소득에 대한 교육의 영향력을 새로운 시각으로 해석하였다. 일반적으로 교육을 통해 개인의 인지능력이 향상되고 이것이 교육성과와 경제적 성과를 가져온다고 이해할 수 있다. 그러나 이 연구는 인지능력이란 개인이 가진 여러 가지 역량 요소들 중 하나에 불과하고 교육은 인지능력을 향상시키는 것 이상의 의미를 갖는다고 보았다.

수로 인해 노동시장으로의 진입이 상대적으로 늦어지고 저학력 자녀는 근속년수에 따라 소득이 상승함에도 불구하고, 고학력 자녀의 임금수준이 더 높다는 것은 그만큼 고용의 질이 높다고 볼 수 있다고 설명했다. 이러한 차이는 근속년수가 늘어나면서 더욱 심화되어 세대 간 소득이동성과 계층이동성을 약화시키는 문제점을 가져온다고 지적했다. 한편 이들은 또 다른 유사 연구를 통해 비정규직과 같은 고용안정성 문제를 추가로 분석하고 부모의 교육수준과 소득수준이 자녀의 고용안정성에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 조사되었다고 밝혔으나, 이는 현재 비정규직이 직장의 규모나 업종에 상관없이 높은 비율을 차지하고 있기 때문인 것으로 설명하고 있다(최필선·민인식, 2015b).

최은영(2012)은 최필선·민인식(2015a; 2015b)과 다른 자료인 KLIPS를 이용하였으나 유사한 분석결과를 제시하였다. 다만 부모가 자녀의 교육에 투자하여 자녀의 소득을 통해 경제적인 수익을 올리는 것을 교육투자 수익률이라는 개념으로 따져보았을 때, 소득수준에 따라 수익률이 다르게 나타나는 이유는 소득수준이 높은 부모는 상대적으로 교육투자 비율이 높고 따라서 자녀의 소득에 미치는 영향이 크기 때문이라고 해석하였다. 이것은 사교육비 지출 비중이 높을수록 자녀의 교육 및 소득수준이 높아진다는 의미로 해석할 수 있어 기존에 부모의 경제적 지원이 자녀의 학력 및 소득에 직접적인 영향을 미친다고 주장한 일부 기존 연구(김성환·박상우, 2008; 김희삼, 2009)와도 연결된다.

반면, 부모의 사회경제적 자본요소는 자녀의 학업성취에 직접적으로 영향을 주는 것이 아니라 생활의 경제적 여유가 부모의 양육행동을 달라지게 하기 때문에 그에 따라 자녀의 학업성취도에도 영향을 미치게 된다는 주장도 있다(김은정, 2007). 실제 부모의 직업계층별로 자녀에 대한 양육방식이 어떻게 달라지는지를 국가별로 비교한 윤인진·임창규·정재영(2007)의 연구결과를 살펴보면, 상위직종에 종사하는 부모일수록 상대적으로 더 민주적이고 보다 덜 강압적인 방식으로 자녀를 대한다는 분석결과를 제시하고 있다. 따라서 직업에 따라 소득도 달라질 수 있기 때문에 사회경제적 자본이 부모의 양육행동에 영향을 미친다는 김은정(2007)의 연구결과는 어느 정도 타당한 것으로 이해할 수 있다. 그는 부

모의 사회경제적 지위와 자녀의 학업성취도 사이에서 사교육비와 같은 경제적 자본과 부모자녀 관계와 같은 사회적 자본이 어떠한 매개로 작용하는지 분석하였다. 그 결과 부모의 높은 사회경제적 지위는 사교육비 지출수준을 높이거나 부모자녀 관계에 도움이 되는 것으로 드러났으나, 사교육비 지출수준은 자녀의 학업성취도에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이를 통해 부모의 사회경제적 지위는 부모의 생활과 양육행동에 영향을 미치고 이것이 자녀의 학업성취도, 즉 교육에 영향을 준다고 해석하였다.

여유진(2008)은 한국복지패널조사(Korea Welfare Panel Study : 이하 KOWEPS) 1차 자료를 이용하여 부모의 경제적 자본과 인적 자본을 변수로 대응분석과 경로분석을 통해 세대 간 사회이동을 조사하였다. 분석 결과, 계층세습은 양 극단에서 가장 뚜렷하게 나타났다. 학력은 초중졸 부-자녀와 대졸 이상 부-자녀인 경우, 소득은 하위계층 부-자녀와 상위 계층 부-자녀인 경우, 직업은 단순노무직 부-자녀와 전문직 부-자녀의 계층 일치도가 가장 높은 것으로 나타나, 우리 사회의 계층 간 폐쇄적 성격을 분명하게 보여주고 있다. 한편 부모의 경제적, 인적 자본이 자녀의 소득에 미치는 영향에 대해서는 자녀의 교육수준을 매개로 이루어진다고 주장하여 이전의 많은 선행연구들과 일치된 의견을 보여주었다. 또한, 소득에 대해 본인 자신의 교육수준이 주는 직접적인 영향은 학력 인플레이션으로 인하여 점차 약화되고 오히려 부모가 가진 경제적·인적 자본의 영향력이 강화되고 있다고 주장하였다.

OECD 국가들을 대상으로 세대 간 사회적 이동성을 국제비교한 Causa and Johansson(2010)의 연구에서도, 고학력 가정에서 자란 경우, 다른 개인적인 특성을 통제한 상태에서도 저학력 가정에서 자란 개인보다 소득이 높게 나타나, 부모교육과 자녀소득 간의 연계성을 보여준다. 한편, 교육 측면 역시 부모의 사회경제적 상태가 자녀의 중등교육에서의 학업성취에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 효과는 OECD 국가 별로 다르게 나타났는데, 미국이나 프랑스, 벨기에 같은 나라에서는 영향력이 더 크게 나타난 데 반해 북유럽 국가나 캐나다, 한국에서는 상대적으로 작게 나타났다.

제3절 교육(수준)의 세대 간 이전 관련 연구

세대 간 계층진수에 관한 많은 선행연구들은 대부분 교육이 계층이동성에 있어 중요한 역할을 한다는 사실에 동의한다. 남기곤(2008) 역시 세대 간 계층이전에서 교육의 중요성을 인식하고 부모의 교육수준이 자녀의 교육수준에 어떠한 영향을 미치는지 분석하여 유럽의 12개 국가와 국제 비교하였다. 그 결과 부모의 학력이 높을수록 자녀의 학업성취도에 긍정적으로 작용하여 자녀의 학력수준을 높인다는 분석결과를 얻었다. 부모의 학력이 낮거나 보통인 경우 자녀의 학력이 높을 확률은 상대적으로 낮은 데 반해, 부모의 학력이 높은 경우 자녀의 학력 또한 높을 확률은 크게 상승하였다. 또한 한국의 이러한 경향성은 오스트리아, 벨기에, 프랑스, 스페인 등 유럽의 12개 비교국가 중에서도 매우 높은 수준인 것으로 나타났다. 한국의 학력 상향이동 비율은 비교국가들 중에서도 가장 높은 편이라고 이 연구에서도 지적하였듯이, 한국의 높은 고등교육 진학률과 고학력화 현상을 감안한다면 부모의 학력수준과 자녀의 학력수준이 유사하게 나타난다는 분석결과는 주목할 만하다.

한국교육고용패널(KEEP) 데이터를 이용하여 사회계층 이동성을 분석하고 수학능력시험점수의 결정요인을 살펴본 결과, 부모의 교육수준이 자녀의 수능점수에 영향을 미친다는 점을 밝혀낸 연구도 있다(김성태·전영준·임병인, 2013). 부모의 학력이 높을수록 수능점수도 높게 나타나 부모의 교육수준이 자녀의 학업성취도와도 연결된다는 것이다. 학업성취도가 곧 교육수준을 대변하는 것은 아니기 때문에 해석에 유의할 필요가 있지만 자녀의 학업성취도는 학력과 무관하지 않기 때문에 앞서 제시된 남기곤(2008)의 연구결과와도 유사한 맥락에서 참고할 수 있다. 김성태·전영준·임병인(2013)의 연구결과에서 특히 주목할 만한 부분은 부모가 고학력이고 조사대상의 성별이 남자인 경우 상향계층으로의 이동성이 떨어진다는 점이다. 저자들은 이러한 분석결과에 대하여, 조우현(2004)과 유사하게, 부모가 제공하는 풍족한 사회경제적 배경이 자녀의

자아성취에 대한 욕구를 오히려 떨어뜨릴 수 있다는 가능성을 하나의 원인으로 지목하였다.

OECD 국가들을 대상으로 한 국제비교 연구인 Causa and Johansson (2010)에서도 보면, OECD 유럽 국가들 대부분에서 저학력 가정에서 자란 학생들에 비해 고학력 가정에서 자란 학생들이 고등교육을 받을 확률이 높게 나타남으로써 부모의 학력지위와 자녀의 학력지위 간에 존재하는 강한 연관성을 보여주었다.

제4절 부모의 사회적 자본과 자녀교육 관련 연구

부모와 자녀의 계층 대물림에 관한 대부분의 선행연구에서는 부모의 경제적 자본, 인적 자본에 초점을 둔다. 그러나 몇몇 또 다른 연구들은 자녀에 대한 부모의 양육태도는 어떠한지, 자녀의 교육이나 직업수준에 대해 부모는 얼마나 기대하는지, 자녀의 학습에 부모가 얼마나 관여하는지 등의 사회적 자본 또한 자녀의 경제적·인적 자원 형성에 영향을 준다고 지적한다. 부모의 사회적 자본에 초점을 둔 연구는 자녀의 경제적·인적 자원 중에서도 인적 자원, 즉 교육수준에 미치는 영향에 대한 분석이 특히 많다.

변수용·김경근(2008)은 부모의 교육적 관여가 자녀의 학업성취도에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 분석하였다. 여기에서 부모의 교육적 관여란 부모가 학교활동에 얼마나 참가하는지, 다른 학부모들과 얼마나 교류하는지, 자녀의 학습과 생활태도에 대한 지도는 어떻게 하는지, 가정규칙에 대해서는 어떻게 설정하여 주는지 등 네 가지 요소를 포함하고 있다. 분석 결과, 과목별로 차이를 보이기는 했지만 가정규칙을 제외한 부모의 교육적 관여는 일정 수준 자녀의 학업성취도에 긍정적인 영향을 가져오는 것으로 나타남으로써, 자녀의 교육수준에 부모의 교육적 관여가 간접적인 영향을 주는 것으로 보였다. 다만 교육적 관여가 일정 수준 이상인 경우에는 오히려 부정적인 영향이 나타나기도 하였다. 중요한 것은

이러한 부모의 교육적 관여가 앞서 살펴본 부모의 경제적·인적 자본에 영향을 받는다는 점이다. 통계적 유의성이 다소 제한적이라고 밝히고 있으나, 부모의 높은 사회경제적 지위가 자녀에게 보다 나은 교육적 관여를 제공할 수 있다는 분석결과는 사회적 자본 역시 경제적·인적 자본과 완전히 분리될 수 없다는 점을 상기시켜준다.

손진희·김안국(2006) 역시 자녀에 대한 부모의 경제적·인적 자본을 통한 사회경제적 지위의 영향을 인정한다. 다만 자녀교육(자녀의 학업성취도)에 대한 영향력은 부모와 자녀 간의 관계형성, 부모의 교육적 관여, 자녀의 자아개념 형성 등의 사회적 요소를 매개로 하는 간접적인 효과라고 주장한다. 부모와 자녀 사이의 관계형성과 교육적 관여와 같은 요소는 자녀의 학업성취도에 긍정적인 영향을 미치고, 그중에서도 교육적 관여의 경우 고학년 자녀에게 더욱 크게 작용하는 것으로 나타났다. 분석결과는 자녀의 취학연령에 따라 다소 차이를 보이기는 했지만 경제적 지원이 아닌 부모관여라는 사회적 지원을 통해서도 자녀의 학업성취도는 달라질 수 있다는 점에서 의미가 있다.

강유진(2010) 또한 자녀가 받기 원하는 교육의 수준은 어느 정도인가라는 기대수준이 자녀의 학업성취에 가장 영향이 큰 요인이라는 분석결과를 제시하였다. 부모의 사회경제적 지위에 따른 영향력을 부정하지는 않았지만, 그 영향력은 사회적 자본에 따라 달라진다고 주장하였다. 부모가 자녀의 교육수준에 대해 기대하지 않으면 충분한 경제적·인적 자본이 지원된다 하더라도 그것이 자녀교육에 긍정적인 영향을 가져오지 않는다는 것이다.

한편 양난미·이은경(2008)은 학업성취가 아닌 진로에 대한 사회적 자본의 영향을 연구하였다. 부모의 학습관여는 자녀가 자신의 학습능력에 대해 가지는 확신이나 자신감, 일명 자녀의 학업적 자기효능감에 긍정적인 영향을 주고 이것이 다시 자신의 진로에 대한 기대감을 향상시킴으로써 진로에 대한 포부감을 높이는 효과를 가지는 것으로 추정되었다. 자신의 진로에 대한 확신과 기대감은 미래 직업수준에 대한 기대감으로 연결되어 자녀의 지위형성에도 간접적인 영향을 가져올 것으로 해석된다. 직업에 대한 포부에 대해서 신수영·김경근(2012)은 단순한 희망직업이 아

닌 개인의 성취욕으로서 사회이동에 중요한 영향성을 갖는 요소라고 설명하고 있다. 이들의 연구 또한 자녀의 직업포부 형성에 부모의 학력이나 교육적 관여, 학업 효능감의 수준이 결정적인 영향을 준다는 사실을 밝혀냄으로써 양난미·이은경(2008)의 주장을 뒷받침하고 있다.

손진희·김안국(2006)의 연구가 자녀의 지위형성에 있어 부모의 감정적 지원이 갖는 간접적인 영향력을 시사하였다면 김일혁·강상진(2005)의 연구는 보다 직접적인 영향력을 보여준다. 부모의 사회적 자본이 자녀의 수학성취도에 미치는 효과를 산술적으로 살펴본 결과, 부모의 경제적·인적 자본이 주는 효과는 부모관여와 같은 사회적 자본이 주는 효과보다 작게 나타났다. 또한 손진희·김안국(2006)의 연구결과와 마찬가지로 부모의 경제적·인적 자본은 부모관여라는 사회적 자본을 매개로 간접적인 영향을 주는 요소인 것으로도 나타났다.

반면, 김현주·이병훈(2007)은 자녀의 학업성적에 가장 유의한 영향을 미치는 변수는 부모와의 교류이며, 기존 연구들이 주요하게 본 부모의 경제적·인적 자본 등은 통계적 유의성을 보이지 않는다고 주장하였다. 결정적으로 대부분의 선행연구가 부모의 경제적·인적 자본을 통해 자녀의 학업성취와 교육수준에 영향을 주고 이것이 부모의 계층을 대물림하는 주요 경로가 된다고 주장한 것과는 반대로, 이들은 자녀의 교육적 성취는 계층 대물림에 영향을 주지 않는다고 밝혀 기존의 연구결과들과 배치되는 주장을 하였다. 그러나 자료의 변량이 크지 않고 연구결과들의 일반화에 제약이 있음을 밝히고 있을 뿐만 아니라, 학업성취만으로는 자녀의 교육수준을 대변할 수 없는 한계가 있기 때문에 분석결과 해석에 주의가 요구된다.

제5절 학력 동질혼과 계층이동성

개인의 지위형성에 있어 교육이 미치는 영향이 중요한 또 다른 이유는 개인의 혼인 역시 교육수준과 무관하지 않다는 연구결과가 많기 때문이

다. Kalmijn(1991)은 배우자를 고르는 과정에서 나타나는 동질혼의 성격과 정도를 연구하였는데, 개인의 학력 동질혼이 기타 지위 동질혼에 비해 높게 나타났을 뿐만 아니라 점차 증가하고 있다는 연구결과를 제시하였다. 조은실(2008)의 연구결과에서도 학력의 수준을 막론하고 학력 동질혼의 경향은 매우 높게 나타났으며, 특히 저학력과 고학력에서 그 경향성이 높게 나타났다. 더욱이 조은실(2008)의 연구결과보다 10여 년 전에 선행된 장상수(1999)의 논문에서도 대졸 학력과 초졸 이하 학력에서 동질혼의 경향이 높게 나타났다고 지적한 바 있기 때문에 시간이 흐름에도 그 경향성이 어느 정도 유지되고 있음을 알 수 있다. 이러한 선행연구들에서 도출된 결과와 계층 이동성을 연결하여 보면, 개인은 유사한 학력의 배우자와 결혼함으로써 가구의 교육수준이 결정되고, 그 교육수준이 자녀의 계층형성에 영향을 준다는 하나의 패턴을 찾을 수 있다. 따라서 동질혼은 가족형성의 구조뿐만 아니라 노동시장의 구조에도 영향을 미치기 때문에(석재은·노혜진, 2013) 소득불평등의 요인, 계층 이동성을 약화시키는 요인이 될 수 있다.

지금까지 자녀의 사회경제적 지위획득에 미치는 부모의 경제적·인적 자본과 사회적 자본의 영향을 분석한 선행연구를 살펴보고, 이것이 부모의 지위가 자녀의 지위로 계승되는 과정에 있어 어떠한 경로로 작용을 하는지 알아보았다. 상당수의 선행연구에서 남성 가구주를 기준으로 분석이 이루어지고 어머니의 특성 계층에 따른 분석이 상대적으로 등한시된 한계를 감안하더라도, 대체로 부모세대의 계층이 자녀세대로 이어지는 경향을 보이며 이는 주로 자녀의 교육을 통해 매개·강화된다는 점을 알 수 있다.

제 3 장

분석용 데이터 구축

제1절 분석대상 선정

본 연구에서는 실증분석을 위한 데이터로 한국노동연구원(Korea Labor Institute: KLI)에서 조사·발표하는 KLIPS 자료를 이용한다. KLIPS는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널표본 구성원(5,000가구)을 표본추출하여 1998년부터 시작된 패널조사이다. 가구와 개인의 소득, 취업 및 가구구성의 장기간에 걸친 변화를 관찰함으로써 노동과 고용정책에 기여하고자 하는 목적으로 시작되었다. 2016년 4월 현재 17차 조사(2014년)까지 완료되어 공개되어 있다. 본 연구의 주요 내용인 세대 간 소득 및 직업 계층 이동성에 대한 분석을 위해서는 장기간 종단연구 데이터가 필요하다. KLIPS는 17년 동안의 장기간 조사자료가 축적되어 있기 때문에 가족 구성원의 동적변화를 관찰하기에 가장 적절한 표본조사 데이터인 것으로 판단된다.

본 연구를 위한 분석용 데이터를 위해 제1차(1998년)~17차(2014년) 조사 데이터를 모두 사용한다. KLIPS는 1차 조사에서 포함된 원가구와 12차(2009년)에 새로 추가된 신규 표본으로 구분될 수 있다. KLIPS에서는 조사대상 가구의 자녀 가구원이 새로운 가구로 분가하면 그 가구를 계속해서 조사하기 위해 새로운 가구번호를 부여한다. 따라서 최초 조사 가구에 소속된 자녀 가구원뿐 아니라 분가한 자녀 가구원의 소득과 노동

시장 성과에 대해 추적할 수 있는 장점이 있다.

자녀 가구원은 “원 가구에 대해서는 1차 조사(1998년) 시점에서 가구주와의 관계가 11~19로 기록된 가구원 그리고 신규 가구에 대해서는 12차 조사(2009년) 시점에서 가구주와의 관계가 11~19로 기록된 가구원”으로 정의한다.⁸⁾ 본 연구의 목적이 계층이동성의 최근 경향에 초점을 맞추고 있기 때문에 대상 자녀 가구원의 나이는 조사 시점에서 20~50세인 경우로 한정한다. 20세 미만 자녀를 제외한 이유는 소득과 직업이동성을 분석하기 위해서는 자녀 역시 소득활동이 가능한 나이라고 가정해야 하기 때문이다. 따라서 1차 조사시점에서 자녀 가구원의 나이가 51세 이상인 경우에는 분석대상에서 제외된다. 그러나 1차 조사시점에서 20세 미만 가구원일지라도 추후 조사시점에서 20세 이상이 되면 그 시점부터 분석표본에 포함된다. 부모와 자녀의 관계는 1차 조사의 ‘가구주와의 관계’ 변수에 의해 정의되기 때문에 자녀가 추후 조사에서 분가하여 새로운 가구의 가구주가 되더라도 여전히 ‘자녀’로 간주된다. [그림 3-1]에서는 1차 조사를 기준으로 분석표본이 되는 경우를 정리하여 보여준다.

<표 3-1>에 따라 분석대상 ‘자녀’를 선정한 후 ‘자녀’의 아버지와 어머니 표본을 병합(merge)하여 하나의 데이터 세트로 만들었다. 자녀 표본이 관찰된 시점에서만 아버지와 어머니 변수 값을 병합하였다. 가령 자녀가 특정 시점에서 패널조사에서 아예 제외된 경우에는 그 시점의 아버지와 어머니 변수값이 KLIPS 데이터에 존재하더라도 본 연구의 분석용 데이터에서는 나타나지 않는다. 즉 데이터 구성의 ‘자녀’를 기준으로 구성하고 있다. 자녀가 분가하여 새로운 가구를 구성한 경우에도 여전히 ‘자녀’의 변수값이 데이터 내에 있기 때문에 여전히 아버지와 어머니가 연구용 데이터에 나타나게 된다. 그러나 아버지 또는 어머니가 조사기간 중 사망 등의 이유로 사라지는 경우에는 해당 아버지 또는 어머니 변수 값은 결측치로 표시된다.

8) 따라서 가구주의 손녀 또는 손자는 분석대상에서 제외된다. 또한 1차 조사에서는 자녀 가구원이었지만 그 가구원이 추후 분가하여 새로운 가구를 구성하고 자녀를 가진 경우 그 해당 자녀 역시 분석대상에서 제외된다.

〈표 3-1〉 분석대상 표본 선택: 1차 조사 기준

1차 조사(1998년) 시점에서 가구주와의 관계: 11~19																
1차	2차	3차	4차	5차	6차	7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차	14차	15차	16차	17차
10세	11세	12세	13세	14세	15세	16세	17세	18세	19세	20세	21세	22세	23세	24세	25세	26세
분석대상에 포함되지 않음									분석대상에 포함됨							
20세	21세	22세	23세	24세	25세	26세	27세	28세	29세	30세	31세	32세	33세	34세	35세	36세
모든 조사시점이 분석대상에 포함됨																
25세	26세	27세	28세	29세	30세	31세	32세	33세 분 가	34세 분 가	35세 분 가	36세 분 가	37세 분 가	38세 분 가	39세 분 가	40세 분 가	41세 분 가
모든 조사시점이 분석대상에 포함됨. 9차 조사부터 분가하여 새로운 가구번호를 갖더라도 여전히 '자녀'로 간주되어 분석대상에 포함됨																
45세	46세	47세	48세	49세	50세	51세	52세	53세	54세	55세	56세	57세	58세	59세	60세	61세
조사대상에 포함됨						나이제한으로 인해 51세가 되는 시점부터는 분석대상에서 제외됨										
51세	52세	53세	54세	55세	56세	57세	58세	59세	60세	61세	62세	63세	64세	65세	66세	67세
1차 조사시점에서 '자녀'로 기록되어 있더라도 조사대상 표본에서 제외됨																

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

〈표 3-2〉와 〈표 3-3〉에서는 조사차수(wave), 자녀 id(pid), 자녀나이(age) 그리고 매칭된 아버지 나이(age_f)와 어머니 나이(age_m) 변수값의 구체적인 예를 보여준다. 〈표 3-2〉에서는 1차 조사시점에서 자녀인 pid=102 표본의 어머니와 아버지 나이 변수를 보여준다. age_f 변수가 모두 결측치인 이유는 pid=102 가구원은 아버지가 1차 조사시점에서 없는 것으로 나오기 때문이다. 반면 어머니는 1~17차 조사기간 동안 꾸준히 관찰된다. wave=8이 빠져 있는 이유는 어떤 이유로 pid=102가 8차 조사에서 빠져 있기 때문에 설사 8차 조사시점에서 어머니 나이가 원 데이터에 있더라도 분석용 데이터의 wave=8에서 age_m 변수값은 존재하지 않는다.

〈표 3-2〉 데이터 구축의 예 : 어머니만 존재하는 경우

pid	wave	age	age_f	age_m
102	1	30	.	57
102	2	31	.	58
102	3	32	.	59
102	5	34	.	61
102	6	35	.	62
102	7	36	.	63
102	9	38	.	65
102	10	39	.	66
102	11	40	.	67
102	12	41	.	68
102	13	42	.	69
102	14	43	.	70
102	15	44	.	71
102	16	45	.	72
102	17	46	.	73

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

〈표 3-3〉 데이터 구축의 예 : 아버지와 어머니가 모두 존재하는 경우

pid	wave	age	age_f	age_m
203	1	20	47	44
203	2	21	48	45
203	3	22	49	46
203	4	23	50	47
203	5	24	51	48
203	6	25	52	49
203	7	26	53	50
203	8	27	54	51
203	9	28	55	52
203	10	29	56	53
203	11	30	57	54
203	12	31	58	55
203	13	32	59	56
203	14	33	60	57
203	16	35	62	59
203	17	36	63	60

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

<표 3-3>은 아버지와 어머니의 나이가 모두 주어지는 경우이다. pid=203은 1차 조사시점에서 20세이기 때문에 그 시점부터 분석대상에 포함된다. 또한 17차 조사시점까지 꾸준히 패널조사에 포함되어 있다. 아버지와 어머니 나이가 결측치가 없기 때문에 아버지와 어머니 모두 패널조사에 1~17차까지 포함되었음을 알 수 있다. 또한 pid=203의 아버지와 어머니 나이 차이는 3살임을 알 수 있다. 1차 조사시점에서 가구의 ‘자녀’는 1명 이상일 수 있다. 한 가구 내에서 자녀가 2명 이상인 경우에는 해당 부모가 중복되어 각 자녀에 매칭되도록 분석용 데이터를 구축했다.

제2절 대상표본의 기초통계

본 소절에서는 분석용 데이터를 구축한 후 대상표본(자녀)의 나이와 성별 등 기초적인 빈도를 분석하여 제시한다. 또한 자녀-아버지, 자녀-어머니 매칭은 어떤 식으로 나타나는지 빈도분석 결과를 제시한다.

<표 3-4>에서는 차수(wave)별 ‘자녀’에 해당하는 표본 수와 평균 나이를 제시한다. 1~17차에 포함된 전체 표본 수는 55,371명이고 평균 나이는 28.6세이다. 조사 차수가 증가할수록 ‘자녀’의 나이가 꾸준히 높아진다는 것을 알 수 있다. 평균 나이로 판단하였을 때 본 연구의 분석대상이 되는 ‘자녀’는 청년층이 대부분을 차지한다고 가정할 수 있다. 표본 수의 변화를 살펴보면 12차 시점에서 대상표본이 급격히 증가한다. 12차 조사에서 포함된 신규 가구의 자녀들이 분석대상 표본에 포함되었기 때문이다.

<표 3-5>에서는 ‘자녀’와 매칭된 아버지와 어머니에 대한 빈도분석 결과를 제시한다. 1차년도에는 2,370명 자녀에 대해 아버지가 매칭된 경우는 2,040명이고 어머니가 매칭된 경우는 2,289명이다. 예상대로 어머니가 매칭된 표본 수가 아버지가 매칭된 표본 수보다 많다는 것을 알 수 있다. 여성의 평균 수명이 더 길고 따라서 아버지는 돌아가셨더라도 어머니만 있는 경우가 상대적으로 더 많기 때문으로 보인다.

〈표 3-4〉 표본 수와 평균 나이

wave	표본 수	평균 나이
1차	2,370	24.9
2차	2,271	25.1
3차	2,324	25.3
4차	2,498	25.8
5차	2,620	26.2
6차	2,911	26.6
7차	3,099	27.1
8차	3,175	27.9
9차	3,293	28.1
10차	3,330	28.7
11차	3,296	29.2
12차	3,878	29.6
13차	3,892	30.0
14차	3,939	30.5
15차	4,056	30.8
16차	4,159	31.1
17차	4,260	31.6
합계	55,371	28.6

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

〈표 3-5〉 매칭된 아버지와 어머니 빈도표

wave	자녀 표본 수	아버지 매칭	어머니 매칭
1차	2,370	2,040	2,289
2차	2,271	1,956	2,188
3차	2,324	1,979	2,217
4차	2,498	2,118	2,365
5차	2,620	2,198	2,467
6차	2,911	2,731	2,576
7차	3,099	2,576	2,896
8차	3,175	2,603	2,957
9차	3,293	2,687	3,068
10차	3,330	2,715	3,099
11차	3,296	2,660	3,044
12차	3,878	3,155	3,554
13차	3,892	3,126	3,585
14차	3,939	3,144	3,629
15차	4,056	3,225	3,727
16차	4,159	3,296	3,827
17차	4,260	3,386	3,918

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

<표 3-6>에서는 분석용 데이터에 포함된 자녀의 성별에 대해 빈도분석 결과를 정리한다. 자녀가 ‘딸’인 경우에는 조사가 진행됨에 따라 결혼을 통해 분가하고 그 분가가구가 추적되어야만 KLIPS 패널조사에 포함된다. 그러나 ‘아들’이 분가하는 경우에 비해 ‘딸’이 분가하는 경우에 추적 조사가 더 어려울 것으로 예상된다. 따라서 성별 ‘자녀’ 표본 수는 여자보다 남자가 많을 것으로 예상된다. <표 3-6>의 빈도분석 결과를 보면 예상과 일치한다. 모든 차수에서 남자가 여자보다 많다는 것을 확인할 수 있다. 1~17차의 남자는 총 32,212명이고 여자는 23,159명으로 남자 비율은 58%이고 여자 비율은 42%이다.

앞서 설명하였듯이 본 연구에서 ‘자녀’ 정의는 1차 조사시점에서 가구 주와의 관계=11~19(첫째 자녀~아홉째 자녀)로 한정한다. 분석대상에 포함된 자녀 순서에 대한 빈도분석을 <표 3-7>에서 제시한다. 지면 제약상 차수별 빈도표를 제시하지 않고 제1~17차 전체 데이터에서 빈도분석 결과를 제시한다. 자녀가 첫째(11)인 경우의 표본 수가 가장 많다. 자녀가 2명 있는 가구라도 둘째 자녀의 나이가 상대적으로 어리기 때문에

<표 3-6> 성별 자녀 표본 수

wave	자녀: 남자	자녀: 여자	합계
1차	1,416	954	2,370
2차	1,361	910	2,271
3차	1,374	950	2,324
4차	1,469	1,029	2,498
5차	1,556	1,064	2,620
6차	1,705	1,206	2,911
7차	1,810	1,289	3,099
8차	1,834	1,341	3,175
9차	1,903	1,390	3,293
10차	1,923	1,407	3,330
11차	1,892	1,404	3,296
12차	2,253	1,625	3,878
13차	2,274	1,618	3,892
14차	2,286	1,653	3,939
15차	2,345	1,711	4,056
16차	2,375	1,784	4,159
17차	2,436	1,824	4,260

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

첫째만 분석 데이터에 포함되는 경우도 있다. 또한 자녀가 장성하여 결혼하더라도 첫째(가령 장남)가 부모와 동거할 가능성이 많기 때문에 패널조사에서 꾸준히 관찰될 가능성이 크다.

〈표 3-7〉 자녀 순위 빈도분석

자녀 순위	표본 수
11	23,199
12	29,166
13	7,936
14	3,092
15	1,209
16	539
17	128
18	73
19	29

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

〈표 3-8〉 관찰기간별 자녀 표본 수

관찰기간	표본 수	비율(%)
1년	465	7.3
2년	426	6.7
3년	413	6.5
4년	392	6.1
5년	375	5.9
6년	574	9.0
7년	329	5.1
8년	318	5.0
9년	303	4.7
10년	302	4.7
11년	312	4.9
12년	309	4.8
13년	326	5.1
14년	299	4.7
15년	314	4.9
16년	342	5.3
17년	564	8.8
합계	6,363	100

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

본 연구의 분석용 데이터에 포함된 자녀는 1~17차까지 17번 반복적으로 나타날 수도 있고 자녀가 분가하여 조사가 되지 않는 경우에는 1번만 데이터에 포함될 수도 있다. <표 3-8>에서는 분석용 데이터에서 반복적으로 관찰된 기간을 정리하여 보여준다. 1년만 포함된 자녀는 465명으로 7.3%를 차지한다. 17년간 모두 관찰된 자녀는 564명으로 8.8%이다. 6년간 포함된 경우가 다른 경우에 비해 높은 비율을 보여준 이유는 12차 조사에 포함된 신규 가구 때문이다. 제12~17차(6년간) 기간 동안 신규 가구의 자녀들이 분석용 데이터에 추가되기 때문이다.

분석용 데이터는 long-type 패널데이터 구조로 구축하였다. 패널그룹 변수는 pid 변수이고 시간변수는 wave 변수로 지정하였다. 모든 pid(자녀 번호)가 17년간 포함되는 것이 아니기 때문에 time gaps가 있는 불균형(unbalanced) 패널데이터로 만들어진다. [그림 3-1]에서는 Stata에서 패널데이터 구조를 살펴볼 수 있는 ‘xtdes’ 명령어를 사용한 결과이다. 각 pid가 가진 time periods는 최소 1년에서 최대 17년이고 중앙값은 8년이다. Pattern을 살펴보면 17년간 모두 관찰된 pid는 564명이다. 마지막 6년(12~17차) 동안 관찰된 pid는 389명이고 이들은 모두 12차에 새로 포함된 신규 가구의 자녀일 것으로 예상된다.

[그림 3-1] xt des 명령문 실행결과

Distribution of T_i:							
	min	5%	25%	50%	75%	95%	max
	1	1	4	8	13	17	17

Freq.	Percent	Cum.	Pattern
564	8.86	8.86	111111111111111111
389	6.11	14.98111111
215	3.38	18.36111
209	3.28	21.6411
193	3.03	24.671
179	2.81	27.491111
177	2.78	30.2711111
119	1.87	32.1411111111
118	1.85	33.9911111111
4200	66.01	100.00	(other patterns)
6363	100.00		XXXXXXXXXXXXXXXXXX

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

제 4 장

소득계층 이동성 분석

제1절 소득의 정의

소득계층 이동성을 분석하기 위해서는 먼저 부모소득과 자녀소득을 정의해야 한다. 먼저 부모소득은 부의 소득, 모의 소득, 부모 합산소득으로 측정할 수 있다. 그리고 자녀소득은 자녀의 임금 또는 사업소득으로 측정 가능하다. <표 4-1>에서는 각 소득변수에 대해 정의한다.

한국노동패널조사에서는 가구소득 변수를 제공하고 있지만 부와 모의 소득뿐 아니라 동거하고 있는 자녀의 소득이 합산되어 계산되기 때문에 부모의 소득이라고 보기 어려운 측면이 있다. 부의 은퇴와 모의 전업주부 역할에 따라 부(모) 소득이 결측치로 나타날 가능성도 크다. 따라서 부모 합산 소득을 부모소득으로 간주할 필요가 있다. <표 4-2>에서는 소득변수에 대한 기초통계량 정보를 제시한다. 모든 소득은 월평균 소득으로 환산하였고 2013년 기준 실질소득이다.⁹⁾¹⁰⁾

9) 명목임금 지수는 고용노동부 사업체 조사의 전 산업 평균 노동비용을 이용하여 계산하였다.

10) 환산된 실질소득이 3,000만 원이 넘는 경우에는 이상치로 간주하여 결측치 처리하였다.

〈표 4-1〉 소득변수 정의

변수명	변수기호	변수정의 (월평균 소득)
부의 소득	$p income_{f_{it}}$	가구 i 에 속한 아버지의 t 시점 근로소득 - 자영업자인 경우 사업소득 - 아버지가 없는 경우는 결측치로 처리
모의 소득	$p incomem_{it}$	가구 i 에 속한 어머니 t 시점 근로소득 - 자영업자인 경우 사업소득 - 어머니가 없는 경우는 결측치로 처리
부모 소득	$p income_{fm_{it}}$	가구 i 에 속한 아버지와 어머니의 t 시점 합산 근로소득 - 자영업자인 경우 사업소득
자녀 소득	$p income_{c_{it}}$	가구 i 에 속한 자녀의 t 시점 근로소득 - 자영업자인 경우 사업소득 - 미취업(또는 대학 재학 중)인 경우는 결측치로 처리

자료: 필자 작성.

〈표 4-2〉 소득변수에 대한 기초통계량

(단위: 만 원)

변수	obs.	평균	최소값	최대값
$p income_{f_{it}}$	30,686	282	0	2,937
$p incomem_{it}$	18,608	158	0	2,854
$p income_{fm_{it}}$	39,553	293	0	3,102
$p income_{c_{it}}$	25,905	226	0	2,937

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

부의 소득 평균은 282만 원으로 모의 평균 소득 158만 원에 비해 훨씬 높다는 것을 알 수 있다. 모의 소득의 관찰된 표본은 18,608개로 부의 소득의 관찰된 표본 30,686개에 비해서 절반 정도에 불과하다. 모에 비해 부의 경제활동이 더 많다는 것을 분명하게 확인할 수 있다. 20세 이상 자녀 중에서 취업(또는 사업)을 통해 소득을 얻고 있는 관측치 수는 25,905개이고 관찰된 20세 이상 표본 중 $25,905/55,371=46.8\%$ 로 확인된다. 자녀의 평균 월소득은 226만 원이다.

제2절 이행행렬 분석

세대 간 소득계층 이동성을 분석하는 첫 번째 접근방법으로 이행행렬(transition matrix)을 제시한다. 부모-자녀 소득계층 이행확률은 다음과 같은 조건부 확률(conditional probability)로 정의하자.

$$\Pr(p\ i\ n\ c\ o\ m\ e\ c_{it} = k | p\ i\ n\ c\ o\ m\ e\ f\ m_{it} = s) \quad (4-1)$$

식 (4-1)은 부모소득이 s quantile에 있다는 조건이 주어졌을 때 자녀 소득이 k quantile에 속할 확률을 의미한다. 다른 통제변수는 고려하지 않고 빈도(frequency)를 계산하여 식 (4-1)의 확률을 제시하고자 한다. 식 (4-1)의 이행확률을 계산하기 위해서는 같은 시점(t)에서 자녀와 부모소득이 동시에 관찰되어야 한다. 그러나 한국노동패널조사에서는 두 변수가 동시에 관찰되지 않는 case가 많기 때문에 데이터 손실이 발생하게 된다. 이러한 점을 고려하여 소득이 관찰된 시점에 대한 평균을 계산하여 평균 소득으로 대신한다.¹¹⁾ 따라서 식 (4-1)의 이행확률은 다음과 같이 변경한다.

$$\Pr(p\ i\ n\ c\ o\ m\ e\ c_i = k | p\ i\ n\ c\ o\ m\ e\ f\ m_i = s) \quad (4-2)$$

위 식 (4-2)에서 $p\ i\ n\ c\ o\ m\ e\ c_i = \frac{1}{T_i^c} \sum_t p\ i\ n\ c\ o\ m\ e\ c_{it}$ 이고 $p\ i\ n\ c\ o\ m\ e\ f\ m_i = \frac{1}{T_i^{fm}} \sum_t p\ i\ n\ c\ o\ m\ e\ f\ m_{it}$ 이다. 즉 자녀소득이 관찰되는 시점에 대한 평균 자녀소득과 부모소득이 관찰되는 시점에 대한 평균 부모소득을 계

11) 각 시점에서 관찰된 소득을 모두 2013년 기준 임금지수를 기준으로 실질소득(실질임금)으로 변경하였기 때문에 평균을 사용하더라도 크게 문제가 되지 않을 것으로 예상된다.

산한다. <표 4-3>에서는 평균한 자녀소득과 부모소득의 기초통계량을 제시한다. 부모소득은 310만 원이고 자녀소득은 202만 원이다. 자녀소득과 부모소득이 동시에 관찰된 가구는 3,963가구이다.

<표 4-4>에서는 3,963가구에 대한 이행행렬을 제시한다. 식 (4-2)에 따른 빈도를 확률로 간주하며 소득계층은 부모와 자녀 소득을 각각 5분위로 나누었다.

부모소득이 1분위로 주어졌을 때 자녀소득이 1분위에 속할 확률은 21.2%이고 2분위에 속할 확률은 19.3%이다. 반면 자녀소득이 5분위에 속할 확률은 19%로 상대적으로 낮다는 것을 알 수 있다. 부모소득이 5분위인 경우에는 자녀소득이 1분위와 2분위에 속할 확률이 각각 16.1%와

<표 4-3> 자녀소득과 부모소득 평균

변수	obs.	평균	최소값	최대값
$p\ incomefm_i$	5,828	310	0	2,400
$p\ incomec_i$	4,323	202	0	1,444

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

<표 4-4> 이행행렬: 소득계층 이동성

	자녀소득 1분위	자녀소득 2분위	자녀소득 3분위	자녀소득 4분위	자녀소득 5분위	합계
부모소득 1분위	193 (21.2)	176 (19.3)	167 (18.3)	202 (22.2)	173 (19.0)	911 (100)
부모소득 2분위	181 (20.0)	190 (21.0)	181 (20.0)	187 (20.7)	164 (18.2)	903 (100)
부모소득 3분위	182 (21.7)	171 (20.4)	189 (22.5)	154 (18.4)	142 (16.9)	838 (100)
부모소득 4분위	156 (21.2)	160 (21.7)	166 (22.6)	129 (17.5)	125 (17.0)	736 (100)
부모소득 5분위	93 (16.1)	115 (20.0)	108 (18.8)	114 (19.8)	145 (25.2)	575 (100)
합계	805 (20.3)	812 (20.5)	811 (20.4)	786 (19.8)	749 (18.9)	3,963

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

20%로 20% 이하이다. 그러나 5분위에 속할 확률은 25.2%로 높은 편이다. 부모의 소득계층이 자녀의 소득계층과 양의 관계임을 예상할 수 있다. 부모소득 1분위에 속한 자녀의 수는 911명이지만 5분위에 속한 자녀의 수는 575명에 불과하다. 고소득층 부모에 속한 자녀들이 아직 노동시장에 진출하지 않았다고 볼 수 있다. 즉 저소득층 부모의 자녀들이 평균적으로 노동시장에 더 빨리 진출한다고 해석할 수 있다. 부모소득 분위와 자녀소득 분위 변수가 서로 독립적인지 피어슨 검정(Pearson's test)을 실시하였다. 카이제곱 검정통계량=35.2이고 p-value=0.001이다. 따라서 두 범주형 변수는 서로 독립이 아니고 통계적 경향성을 가진다고 검정결과를 해석할 수 있다.

Shorrocks(1978)와 Bartholomew(1982)는 이행행렬에 근거하여 특정 범주형 변수의 t 시점과 $t+1$ 시점에서 범주 간 이동성(mobility)을 측정하는 지표를 제시하고 있다. 이러한 측정지표를 <표 4-4>에서 계산한 이행행렬에 적용하여 세대 간 이동성 정도를 하나의 숫자로 제시하고자 한다.

먼저 Shorrocks(1978)의 Trace Measure는 다음과 같이 계산한다. <표 4-4>의 이행행렬을 TM 으로 표현하자. TM 행렬의 각 원소는 부모소득 분위가 주어졌을 때 자녀소득 분위의 비율이다. 가령 $TM[5,1]$ 원소는 $\frac{93}{575} = 0.161$ 이 된다. 주의할 점은 비율은 반드시 0과 1 사이 값으로 표현해야 한다.

$$\text{Trace Measure} = \frac{K - \text{Tr}(TM)}{K - 1} \quad (4-3)$$

위 식에서 K 는 분위수를 뜻한다. 이행행렬에서 5분위로 나누었기 때문에 $K=5$ 가 된다. TM 행렬이 항등행렬이면 이동성 지표는 정확히 0이 된다. 따라서 Trace Measure가 클수록 이동성이 큰 이행행렬이라고 판단할 수 있다.

Bartholomew(1982)는 이동성이 전혀 없는 대각행렬에서 벗어난 비율은 어느 정도이고 벗어난 정도는 어느 정도인지를 하나의 지표로 계산한

다. Shorrocks(1978)의 이동성 지표와 유사하게 TM 이 항등행렬이면 Bartholomew(1982)의 이동성 지표=0이 된다는 것을 쉽게 보일 수 있다.

$$\frac{1}{K(K-1)} \sum_{i=1}^K \sum_{j=1}^K (TM_{ij} \times |i-j|) \quad (4-4)$$

<표 4-4>의 소득계층 이동성 이행행렬에서 계산한 이동성 지표는 다음과 같이 얻어진다.¹²⁾

<표 4-5> 이동성 지표

이행행렬	Shorrocks(1978)	Bartholomew(1982)
<표 4-4>	0.981	0.390

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료

제3절 14세 시점의 부모소득과 자녀소득

부모-자녀 소득계층 대물림의 주요한 통로가 ‘교육에 대한 투자’라면 자녀가 노동시장에 진출한 이후의 부모소득보다는 오히려 자녀의 학생 시점에서 관찰된 부모소득과 경향성이 존재할 수 있다. 3장에서 설명한 분석용 데이터에서는 자녀가 20세 이상인 경우에만 표본으로 선택하였다. 그러나 본 소절에서 제시한 분석을 위해서 자녀가 14세 시점 이상인 경우를 모두 고려하였다. 따라서 자녀의 학생 시점을 14~16세로 가정하고 이 시점의 평균적 부모소득을 계산하였다. 자녀가 학생일 때 부모소득은 가구소득으로 대신할 수 있다.¹³⁾ 이 경우에는 자녀가 소득이 없기 때문에 가구소득이 순수하게 부모소득일 가능성이 크기 때문이다. <표

12) 이동성 지표를 통해 상향이동성 또는 하향이동성을 판단하는 것은 불가능하다. 이동성이 제약적인지 덜 제약적인지를 판단하는 지표로 활용해야 한다.

13) 가구소득에는 임금소득, 부동산자산소득, 금융소득 및 기타(연금 등) 소득이 모두 포함되어 있다.

〈표 4-6〉 자녀소득과 14~16세 시점 부모소득

변수	obs.	평균	최소값	최대값
$h\ income_{14_i}$	2,523	544	2.4	4,551
$p\ income_{c_i}$	4,323	202	0	1,444

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

4-6>에서는 이행행렬 분석을 위한 변수에 대해 설명한다.

$h\ income_{14_i}$ 변수는 자녀가 14~16세 시점에서 속한 가구소득 평균이다. 앞서 설명하였듯이 이 시점의 가구소득은 부모소득으로 간주할 수 있다. $p\ income_{c_i}$ 변수는 <표 4-3>에서와 같이 자녀가 20세 이후 노동시장에 진출하였을 때 관찰된 평균소득이다. 2013년 기준 실질소득으로 환산한 후 평균을 계산하였다. 노동패널 1~17차 조사기간 동안 자녀의 14~16세 시점이 한 번이라도 관찰되면 $h\ income_{14_i}$ 값을 알 수 있다. $h\ income_{14_i}$ 의 obs=2,523으로 많지 않기 때문에 17년의 조사기간 동안 자녀의 14~16세 시점이 많지 않다는 것을 예상할 수 있다.

<표 4-4>와 유사하게 <표 4-7>에서는 세대 간 소득계층 이동성을 확인할 수 있는 이행행렬을 제시한다. <표 4-7>의 이행행렬에서 자녀의 학생시절 부모소득과 현재 자녀소득의 이동성이 분명하게 나타나는 것은 아니다. 그러나 학생시절 부모소득 1분위인 자녀의 현재 소득이 5분위가 될 확률은 5.5%에 불과한 반면 부모소득 5분위인 자녀의 현재소득이 5분위가 될 확률은 약 11.0%로 2배 정도 높다는 것을 확인할 수 있다. 이러한 소득계층 이동성이 독립적인지 가설검정을 위한 피어슨 카이제곱 통계량=47.9이고 p-value=0.000으로 귀무가설을 기각한다. 이러한 경향성은 통계적으로 의미가 있다는 것을 확인할 수 있다.

앞선 4장 2절에서 세대 간 이행행렬에서 이동성 지표를 계산하는 두 가지 지표를 제시하였다. <표 4-7>의 이행행렬에 대해서도 Shorrocks (1978)와 Bartholomew(1982)의 이동성 지표를 계산하여 제시한다. <표 4-4>에 비해 이동성 지표는 약간씩 낮아짐을 공통적으로 확인할 수 있다. 현재 시점의 자녀-부모 소득 간 이동성보다 현재시점 자녀소득-과거 시점 부모소득의 이동성이 더 제약적이다. 즉 <표 4-4>에 비해 <표 4-7>에서 부모-자녀가 서로 같은 소득분위에 속하게 될 가능성이 더 크다.

〈표 4-7〉 이행행렬 : 자녀소득과 14~16세 시점의 부모소득

	자녀소득 1분위	자녀소득 2분위	자녀소득 3분위	자녀소득 4분위	자녀소득 5분위	합계
부모소득14 1분위	98 (36.0)	68 (25.0)	67 (24.6)	24 (8.8)	15 (5.5)	272 (100)
부모소득14 2분위	99 (40.9)	59 (24.4)	46 (19.0)	27 (11.2)	11 (4.5)	242 (100)
부모소득14 3분위	79 (30.5)	69 (26.6)	57 (22.0)	40 (15.4)	14 (5.4)	259 (100)
부모소득14 4분위	59 (21.9)	64 (23.7)	74 (27.4)	48 (17.8)	25 (9.3)	270 (100)
부모소득14 5분위	58 (24.4)	60 (25.2)	53 (22.3)	41 (17.2)	26 (10.9)	238 (100)
합계	393 (30.7)	320 (25.0)	297 (23.2)	180 (14.1)	91 (7.1)	1,281

자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

〈표 4-8〉 이동성 지표 : 자녀소득과 14~16세 시점의 부모소득

이행행렬	Shorrocks(1978)	Bartholomew(1982)
<표 4-7>	0.972	0.359

자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

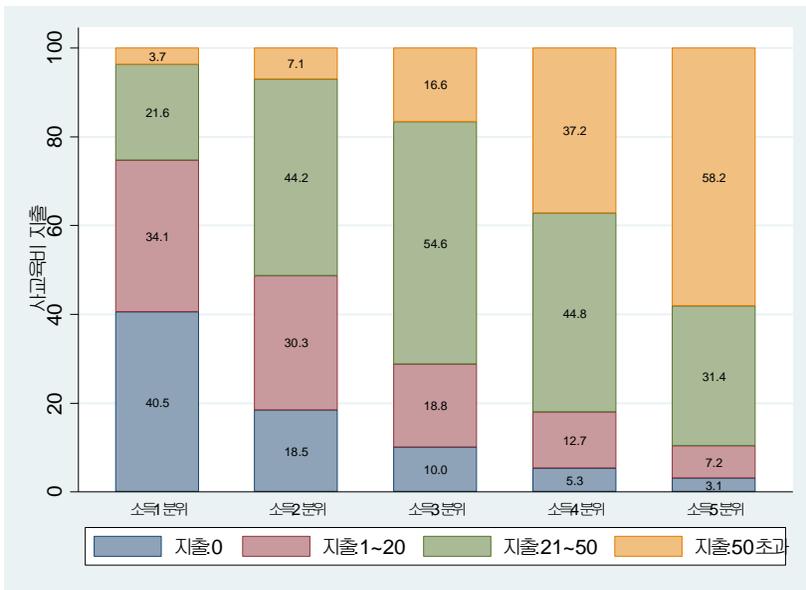
<표 4-7>의 이행행렬에 따르면 부모-자녀소득 대물림은 자녀의 학생 시점부터 시작될 가능성이 있다는 것을 보여주고 있다. 소득계층의 대물림은 교육에 대한 투자를 통해 자녀에게 전달될 가능성이 크다. 이에 대한 실증적 근거로서 한국교육고용패널(KEEP)의 중3 코호트의 4년간 사교육 변수와 부모소득과의 관계를 제시한다. KEEP의 중3 코호트는 2004년 중3부터 2007년 고3 시점까지 학생시절에 해당하는 기간을 조사하였다. 조사변수 중 학생의 부모 특성(가령, 소득)과 해당 학생에 대한 사교육 지출변수를 사용한다. 먼저 부모소득 2004~07년 평균(실질) 가구소득을 사용하여 5분위로 구분하였다. 사교육비 지출은 4년 평균 사교육비를 4개 구간으로 구분하였다. '1구간: 0', '2구간: 월 1만 원~월 20만 원', '3구간: 월 21만 원~월 50만 원', '4구간: 월 50만 원 초과'로 나누었다. [그림

4-1]의 막대 그래프를 살펴보면 소득 5분위에 속하는 가구의 58%는 월 사교육비 지출이 50만 원 이상이라는 것을 알 수 있다. 반면 소득 1분위 가구의 40%는 사교육비를 전혀 지출하지 않는다. <표 4-7>의 부모소득-자녀소득의 이행행렬 결과는 부모소득이 자녀 교육에 대한 투자로 이어지고 이러한 교육투자가 자녀소득의 연결고리로서 존재함을 암시하고 있다.

자녀의 14~16세 부모소득이 노동시장 진출 이후 자녀소득과 어떻게 연결되는지 시간의 흐름에 따라 살펴보고자 한다. [그림 4-2]는 14세 시점 부모소득 1분위, 3분위, 5분위에 속한 자녀의 20세 이후 시점 평균 소득이 어떻게 변하는지를 보여주고 있다.

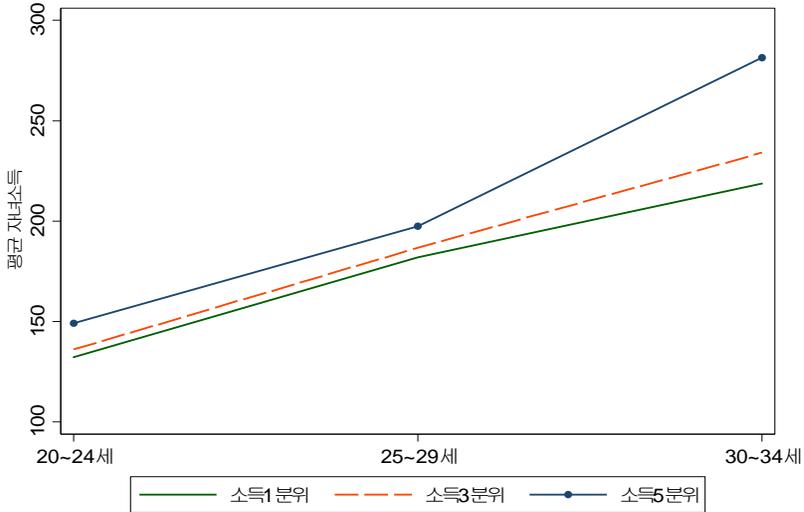
14~16세 시점의 부모소득은 노동시장 진출 이후 자녀소득에 미치는 영향이 분명한 것으로 보인다. 20~24세 평균소득은 큰 차이가 없지만 대학 졸업 이후인 25~29세 시점부터는 소득 1분위와 소득 5분위의 격차가 점차 벌어지기 시작한다. 30세 이후 시점의 자녀소득은 부모소득 1분

[그림 4-1] 부모소득과 사교육비 지출



자료: 한국직업능력개발원, 『한국교육고용패널(KEEP) I』, 중3코호트 제1차(2004년)~4차(2007년) 원자료.

[그림 4-2] 자녀의 20세 이후 평균소득



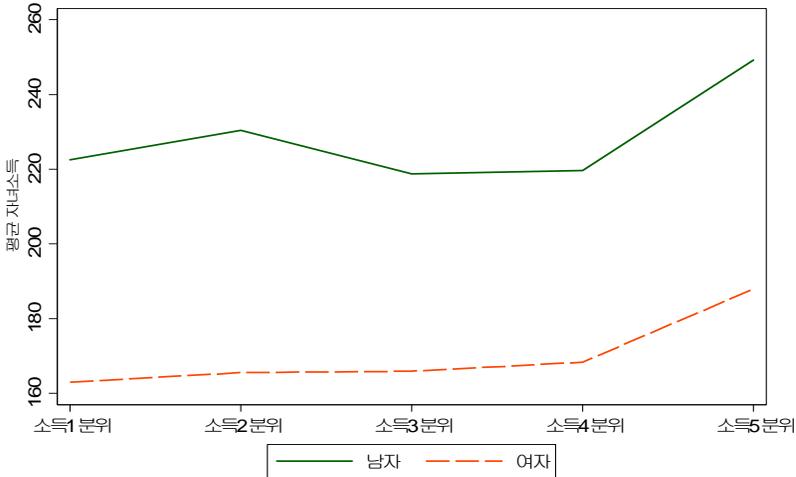
자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

위와 5분위에 따라 격차가 더 벌어지게 된다. 반면 소득 3분위와 소득 1분위에 속한 자녀소득은 거의 차이가 없다는 것을 확인할 수 있다. 교육을 매개로 한 세대 간 소득계층 이동성은 자녀들이 본격적으로 노동시장에 진출하는 30세 이후 시점에서 더 분명하게 나타날 가능성이 크다.

제4절 자녀 성별에 따른 소득계층 이동성

본 소절에서는 자녀 성별에 따른 소득계층 이동성 패턴이 어떻게 다른지 분석한다. <표 4-4>에서 성별 구분 없이 자녀의 소득분위와 부모소득 분위의 관계를 이행행렬을 통해 살펴보았다. 같은 내용의 분석을 성별로 구분하고 이행행렬 대신 그래프를 통해 결과를 제시하고자 한다. 부모소득 1~5분위에 속하는 자녀의 평균소득을 남자·여자별로 계산하였다.

[그림 4-3] 자녀 성별에 따른 부모소득과 자녀소득의 관계



자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

[그림 4-3]을 살펴보면 부모소득 1분위에 속한 아들의 평균소득은 222만 원이고 부모소득 5분위에 속한 아들의 평균소득은 249만 원으로 부모소득 1분위에 비해 12.1% 정도 높다는 것을 알 수 있다. 딸의 경우를 살펴보면 부모소득 1분위에 속한 딸의 월평균 소득은 162만 원이지만 5분위에 속한 딸의 소득은 187만 원이다. 5분위에 속한 딸은 1분위에 속한 딸에 비해 소득이 16.0% 정도 더 높다. 특히 아들에 비해 딸의 평균소득은 분명하게 부모소득 분위와 비례하는 것임을 확인할 수 있다.

제5절 패널 회귀분석

본 소절에서는 자녀소득에 영향을 미칠 수 있는 자녀 특성 변수를 통제한 이후에도 여전히 부모소득과 자녀소득 간 유의한 인과관계(causality)가 존재하는지 패널 분석(panel analysis) 결과를 제시하고자 한다. 종속변수는 자녀 i 의 t 시점에서 소득 5분위 값이다. 따라서 범주형

(categorical)이면서 순서형(ordered) 변수이기 때문에 패널 순서형 로짓 모형(panel ordered logit model)을 추정할 수 있다. 민인식·최필선(2012, 10장)에 따라, 자녀소득 분위에 대한 잠재변수(latent variable)를 y_{it}^* 라고 가정하자. 소득분위를 결정하는 잠재변수는 자녀 특성(나이, 성별, 교육수준)과 부모소득 분위에 의해서 결정된다고 가정한다.¹⁴⁾ 또한 u_i 는 관찰되지 않는 자녀 이질성에 해당한다.

$$y_{it}^* = \beta_1 age_{it} + \beta_2 gender_i + \beta_3 edu_{it} + \beta_4 pincome_{it} + u_i + e_{it} \quad (4-5)$$

관찰된 자녀소득 분위는 다음과 같이 잠재변수의 일정 범위하에서 주어진다고 가정한다.

$$\begin{aligned} pincome_{it} &= 1 \text{ for } y_{it}^* \leq \delta_1 \\ pincome_{it} &= 2 \text{ for } \delta_1 < y_{it}^* \leq \delta_2 \\ pincome_{it} &= 3 \text{ for } \delta_2 < y_{it}^* \leq \delta_3 \\ pincome_{it} &= 4 \text{ for } \delta_3 < y_{it}^* \leq \delta_4 \\ pincome_{it} &= 5 \text{ for } y_{it}^* > \delta_4 \end{aligned}$$

또한 (식 4-5)에서 오차항에 대한 가정은 다음과 같다.

$$u_i \sim N(0, \sigma_u^2) \quad \text{그리고} \quad e_{it} \sim \text{logistic}\left(0, \frac{\pi^2}{3}\right)$$

식 (4-5)에서 독립변수인 부모소득 분위변수($pincome_{it}$)는 time-varying이다. 즉 자녀의 소득이 관찰된 시점과 동 시점에서의 부모소득 변수를 독립변수로 사용한다. 이 변수는 1~5까지의 값을 가지며 연속형 변수 대신 범주형 변수로 간주한다.¹⁵⁾ 통제변수로 사용된 age_{it}

14) 모형에서 상수항은 cut point인 δ 에 포함되기 때문에 분리되어 추정되지 않는다.

15) 부모소득 분위 변수는 연속형 변수로도 포함할 수 있지만, 본 연구에서는 부모소

는 소득이 관찰된 시점에서 자녀의 나이이므로 time-varying 변수이다. $gender_i$ 는 자녀의 성별(남자=0, 여자=1) 변수이고, edu_{it} 변수는 자녀의 교육수준을 의미한다. 고졸 미만=1, 고졸=2, 전문대졸=3, 대졸 이상=4로 구분하였다.

식 (4-5) 모형에 대한 추정량은 확률효과(random effects) 추정량을 적용하였다. <표 4-9>에서는 패널 순서형 로짓 추정결과를 정리하여 제시한다. 본 연구의 관심변수인 부모소득 변수는 모두 (+) 추정치이고 1% 유의수준에서 유의하다. 또한 부모소득 분위가 높아질수록 추정계수가 커진다는 것을 확인할 수 있다. 즉 부모소득 분위가 높아질수록 자녀소득 분위 역시 높아진다고 해석할 수 있다. 부모소득=5분위에 속하면 자녀소득 분위기를 높이는 데 가장 큰 영향을 미친다. 자녀소득에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인을 통제하더라도 여전히 t 시점 부모소득이 높을수

<표 4-9> 패널 순서형 로짓 추정결과

변수명	계수값(표준오차)
age_{it}	0.114 (0.004)***
$gender_i$ (여성)	-1.594 (0.085)***
edu_{it} (고졸)	0.748 (0.389)*
edu_{it} (전문대졸)	1.084 (0.391)***
edu_{it} (대졸이상)	2.562 (0.390)***
$pincome_{fm} Q_{it}$ (2분위)	0.169 (0.054)***
$pincome_{fm} Q_{it}$ (3분위)	0.229 (0.062)***
$pincome_{fm} Q_{it}$ (4분위)	0.250 (0.070)***
$pincome_{fm} Q_{it}$ (5분위)	0.412 (0.083)***
cut point : δ_1	2.414 (0.420)***
cut point : δ_2	4.313 (0.420)***
cut point : δ_3	6.090 (0.422)***
cut point : δ_4	7.994 (0.424)***
σ_u	4.676
logL	-21413
obs.	16,784

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.
자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

독 분위가 자녀소득 분위기를 결정하는 데 비단조적으로(non-monotonically) 영향을 미친다고 가정하고 범주형 변수로 설정한다.

록 같은 t 시점의 자녀소득도 높아진다. 자녀소득에 영향을 미치는 자녀의 기본적인 특성에 대한 결과 역시 기존 선행연구와 일치한다. 나이가 많아 질수록 소득분위가 높아지며 남자의 비해 여자의 소득분위가 더 낮다. 또한 교육수준이 높아질수록 소득분위가 높아진다는 것을 알 수 있다.

식 (4-5) 모형은 패널데이터 모형이기 때문에 자녀소득에 영향을 미치는 관찰되지 않는 이질성(heterogeneity) u_i 를 포함하여 통제하는 장점이 있다. u_i 에 대한 확률효과의 통계적 의미가 있는지 가설 검정할 수 있다. 귀무가설은 다음과 같다.

$$H_0 : var(u_i) = 0$$

위 귀무가설을 기각할 수 없다면 패널 순서형 로짓모형 대신 Pooled 순서형 로짓모형이 더 효율적인 추정량이 된다.¹⁶⁾ 그러나 위 가설이 기각된다면 패널 순서형 로짓모형이 적절한 추정량이 된다. LM(Lagrange Multiplier) 검정 통계량=6369이고 p-value=0.000이므로 귀무가설을 기각한다. 따라서 Pooled 순서형 로짓과 비교하였을 때 패널 순서형 로짓 추정량이 더 적절하다고 할 수 있다.

제6절 소득계층 이동성의 동적 변화

본 소절에서는 소득계층 이동성의 시계열적인 변화를 분석하고자 한다. <표 4-9>에서는 전체 분석대상 표본에서 소득계층 이동성을 패널 순서형 로짓 추정결과를 이용하여 제시하였다. 전체 표본 대신 자녀의 생년(birth year)을 기준으로 하위그룹을 나눈 후 각 하위그룹 표본에서 패널 회귀모형을 적용하여 소득계층 이동성의 시계열적 패턴을 파악하고자 한다. 전체 표본에서 (20세 이상으로 한정하였을 때) 자녀 생년은

16) 민인식·최필선(2012) 10장 참고.

1949~95년까지 존재한다. 1949~59년생에 해당하는 자녀는 분석대상에서 제외하고 전체 표본을 구성하였다. 전체 표본에서 birth cohort로 하위그룹 표본을 구분할 때 <표 4-10>과 같이 특정 기간에 태어난 자녀를 하나의 birth cohort로 간주한다.

birth cohort (1)은 자녀의 생년이 1960~74년인 경우로 설정한다.¹⁷⁾ 두 번째 birth cohort는 과거 1년에 해당하는 자녀 표본을 버리고 최근 1년에 해당하는 자녀 표본을 새로 들여와서 구성한다. 따라서 birth cohort (2)는 1966~75년생을 포함한다. 이와 같은 방법을 반복하여 총 17개 birth cohort 표본을 생성한다.¹⁸⁾ 특히 마지막 출생 코호트인 birth cohort (17)은 1981~95년생까지 포함하도록 구축한다.

17개의 birth cohort 표본에 앞절(4장 5절)에서 제시한 식 (4-5)의 패

<표 4-10> birth cohort 구성방법

birth cohort (1)									
1960 년생	1961 년생						1974 년생	1974 년생
birth cohort (2)									
1966 년생	1967 년생						1974 년생	1975 년생
birth cohort (3)									
1967 년생	1968 년생						1975 년생	1976 년생
⋮									
⋮									
birth cohort (16)									
1980 년생	1981 년생						1988 년생	1989 년생
birth cohort (17)									
1981 년생	1982 년생	1983 년생	1984 년생	1985 년생	1986 년생	1987 년생	1988 년생	1989 년생	1990 년생 이후

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료

17) birth cohort (1)은 상대적으로 표본이 적기 때문에 추정을 위한 충분한 표본을 확보하기 위해 1960~74년생까지 하나의 코호트로 설정한다.

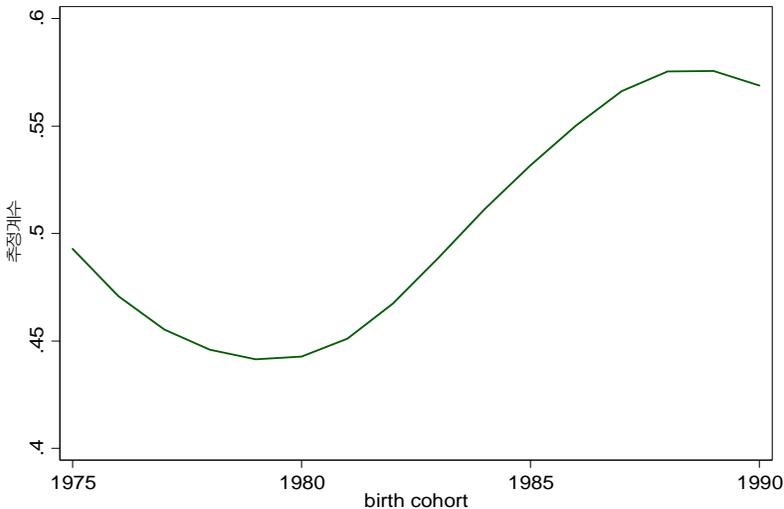
18) 시계열 분석에서 moving window를 적용하는 것과 같은 방식을 사용한다.

널 분석(패널 순서형 로짓 분석)을 실행하여 $p\ income\ fm\ Q_{it}$ (5분위) 추정계수에 관심을 갖는다. 이 추정계수는 앞서 설명하였듯이 부모소득이 (1분위 대비) 5분위에 속하는 경우 자녀소득 분위에 미치는 효과라고 해석할 수 있다. 지면 관계상 17개의 패널 분석결과는 따로 제시하지 않는다. 각 birth cohort별 회귀분석에 사용된 표본은 의미 있는 추정계수를 얻기에 충분한 것으로 판단된다. 1960~74년생 그룹에서 3,108 obs.로 가장 적고 1975~84년생 그룹에서 10,908 obs.로 가장 많다.

[그림 4-4]에서는 17개의 $p\ income\ fm\ Q_{it}$ (5분위) 추정계수를 그래프로 제시함으로써 소득계층의 세대 간 이동성의 시계열 패턴을 보여준다. 라인 그래프는 추정계수 자체를 이용하여 그리는 대신 smoothed pattern을 파악하기 위해 lowess mean smoothing을 적용하였다.

전체적인 패턴은 자녀 임금(소득)에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인을 통제하였을 때 부모소득 분위가 자녀소득 분위에 미치는 영향이 점차 증가하는 것으로 보인다. 특히 1971~80년생 그룹 이후부터는 추정계수가 지속적으로 상승하고 있다. 비교적 최근에 태어난 청년층의 소득계층(소

(그림 4-4) birth cohort별 추정계수



자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

46 직업 및 소득 계층의 세대 간 이전에 관한 연구

득분위)은 부모 소득계층에 더 많은 영향을 받는다는 것, 즉 소득계층의 세대 간 대물림이 심화되는 것을 확인할 수 있다.

제 5 장

직업 이동성 분석

제1절 직업계층의 분류

KLIPS에서는 직업분류를 위해 5차 개정인 2000년 코드와 6차 개정인 2007년 코드를 제시하고 있다. 98원가구 소속 가구원은 2007년 코드가 없는 case가 많기 때문에 표본 손실을 고려하여 2000년 코드를 사용하여 직업을 분류하고자 한다. 최은영·홍장표(2014) 연구에서는 13개 대분류 코드를 10개로 구분하였고 ‘군인’, ‘무직’, ‘분류불가’를 하나의 범주로 통합하였으며, 10개 분류를 다음과 같이 다시 3개 군으로 구분하였다.

KLIPS 2000년 대분류 코드에 따르면 0~9 직업분류는 다음과 같이 정의되고 있다. 본 연구에서는 최은영·홍장표(2014)의 계층분류 방식을 차용하여 <표 5-2>와 같이 0~9와 98 코드를 3개 군으로 구분한다.¹⁹⁾ obs. column은 분석용 데이터에서 관찰된 자녀들의 대분류 코드에 속하는 표본 수이다. 대학 재학 중 직업을 갖는 경우는 결측치로 변환하여 직업계층 이동성 분석에서 제외하였다. 대분류 코드 중 코드 3(사무종사자)

19) 최은영·홍장표(2014) 연구에서는 기술공 및 준전문가(대분류 코드=2)를 1군 직업으로 분류하였다. 그러나 본 연구에서는 기술공 및 준전문가를 2군 직업으로 구분한다. 자녀의 직업이 기술공 및 준전문가에 속하는 경우 평균(실질) 임금은 207만 원이고 2군 평균임금은 226만 원이다. 기술공 및 준전문가 분류에 상대적으로 임금이 낮은 준전문직(사회복지사 등)이 포함되어 있기 때문으로 보인다. 이러한 임금 격차를 반영하여 기술공 및 준전문가를 2군 직업으로 분류한다.

〈표 5-1〉 최은영·홍장표(2014) 직업계층 분류

대분류 코드	
1군	입법공무원, 고위임직원 및 관리자, 전문가
2군	기술공 및 준전문가, 사무종사자, 기능원 및 관련기능 종사자, 장치, 기계조작 및 조립종사자
3군	서비스 종사자, 판매종사자, 농업 및 어업숙련 종사자, 단순노무 종사자

자료: 최은영·홍장표(2014).

〈표 5-2〉 2000년 대분류 코드

대분류 코드	직업	class	obs. (%)
0	의회의원, 고위임직원 및 관리자	1군	165 (0.62)
1	전문가	1군	5,062 (19.1)
2	기술공 및 준전문가	2군	3,856 (14.5)
3	사무종사자	2군	6,376 (24.1)
4	서비스 종사자	3군	1,946 (7.4)
5	판매종사자	3군	2,368 (8.9)
6	농업, 임업 및 어업숙련 종사자	3군	288 (1.1)
7	기능원 및 관련기능 종사자	2군	2,181 (8.2)
8	장치, 기계조작 및 조립종사자	2군	2,783 (10.5)
9	단순노무 종사자	3군	1,320 (4.9)
981,982	장교 및 기타 군인	1군	107 (0.4)
합계			26,452 (100)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」, 2000년 직업 대분류 코드.

이 가장 큰 비중 24.1%를 차지하고 있다. 코드 1(전문가)이 19.1%로 두 번째 비중을 차지한다는 것을 확인할 수 있다.

대분류 코드를 3개 군으로 나눈 후 평균임금과 관측된 표본 수를 <표 5-3>에서 정리하여 보여준다. 평균임금은 2013년 실질임금으로 환산하였다.²⁰⁾ 1군 평균임금은 266만 원이고 2군 평균임금은 221만 원, 3군 평균임금은 198만 원으로 가장 낮은 수준이다. 1군과 3군 평균임금을 비교

20) 월임금이 3,000만 원이 넘는 경우 평균을 왜곡할 수 있기 때문에 결측치로 처리한 후 평균을 계산한다.

하면 1군은 3군에 비해 34% 정도 높다는 것을 알 수 있다. 2군 직업군이 가장 많은 직업분류 코드를 포함하고 있기 때문에 전체 표본의 57%를 차지한다. 2군 직업이 가장 큰 비중을 차지하는 것은 연도별로 크게 다르지 않다. 가령 2004년 1군/2군/3군 직업군의 비율은 18%/58%/22%이고 10년 후인 2014년 1군/2군/3군 직업군의 비율은 22%/54%/22%로 2004년과 큰 차이가 없다.

세대 간 직업 이동성 분석을 위해서는 부와 모의 직업구분 역시 필요하다. 부의 직업에서 1군 비율은 9.3%이지만 모의 1군 비율은 2.9%에 불과하다. 또한 평균임금 역시 부의 1군 평균임금은 394만 원이지만 모의 1군 평균임금은 308만 원이다. 같은 직업군이지만 정규직/비정규직 또는 근무연한의 차이로 인해 남성 임금이 더 높다는 것을 알 수 있다. <표 5-3>과 마찬가지로 부와 모의 평균임금 역시 1군에서 가장 높고 그다음이 2군, 그리고 3군의 평균임금이 가장 낮다는 것이 일관되게 나타난다.

<표 5-3> 3개 직업군 및 평균임금

직업군	obs. (%)	평균임금 (단위: 만 원)
1군	5,334 (20.1)	266
2군	15,196 (57.4)	221
3군	5,922 (22.4)	198

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

<표 5-4> 부와 모의 직업구분 및 평균임금

직업군	부		모	
	obs. (%)	평균임금 (단위: 만 원)	obs. (%)	평균임금 (단위: 만 원)
1군	2,994 (9.3)	394	707 (2.9)	308
2군	15,799 (49.0)	233	6,220 (24.9)	128
3군	13,412 (41.6)	167	17,979 (72.2)	111
합계	32,205 (100)		24,906 (100)	

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

제2절 이행행렬 분석

세대 간 직업계층 이동성의 첫 번째 분석방법으로 4장과 마찬가지로 이행행렬(transition matrix)을 제시한다. <표 5-5>의 이행행렬은 자녀의 t 시점의 직업군과 부모의 t 시점 직업군에 대한 이행확률을 계산한다.

$$\begin{aligned} \text{이행확률 (1): } & \Pr(\text{jobc}_{it} = k \mid \text{jobf}_{it} = s) \\ & \Pr(\text{jobc}_{it} = k \mid \text{jobm}_{it} = s) \end{aligned} \quad (5-1)$$

위 식에서 jobc_{it} 는 가구 i 에 속한 자녀의 t 시점 직업군, jobf_{it} 는 가구 i 에 속한 부의 t 시점 직업군이며, jobm_{it} 는 가구 i 에 속한 모의 t 시점 직업군이다. 식 (5-1)에 기초한 이행행렬은 t 시점에 부모와 자녀의 직업이 동시에 관찰된 경우에만 확률계산에 포함된다는 단점이 있다. <표 5-5>에서는 부 직업군과 자녀 직업군 이행행렬을 정리한다. 아버지가 1군 직업인 경우 자녀도 1군 직업일 확률이 32.3%로 가장 높다. 반면 자녀가 3군 직업을 가질 가능성은 13%로 가장 낮다. 임금이 높은 1군 직업에서는 세대 간 대물림이 분명한 패턴을 보이는 것을 확인할 수 있다. 아버지가 3군 직업을 가지고 있을 때 자녀 역시 3군 직업을 가질 확률은 24.1%이다. 이러한 이행확률은 $\Pr(\text{jobc}_{it} = 3\text{군} \mid \text{jobf}_{it} = 1\text{군}) = 13.0\%$ 과 $\Pr(\text{jobc}_{it} = 3\text{군} \mid \text{jobf}_{it} = 2\text{군}) = 20.9\%$ 조건부 확률에 비하면 상대적으로 높다. 따라서 부의 직업의 임금이 가장 낮은 3군 직업일 때 자녀의 직업 역시 3군 직업일 확률은 상대적으로 높아지는 경향성을 분명하게 가진다. 부 직업군과 자녀 직업군이 서로 독립적으로 결정되는지에 대한 카이제곱 검정결과는 다음과 같다. 검정통계량은 170이고 p-value는 0.000이다. 따라서 부 직업과 자녀직업은 서로 독립적으로 결정된다는 귀무가설을 기각한다.

<표 5-6>에서는 모 직업과 자녀직업 이행행렬 결과를 제시한다. 모가 1군 직업일 때 자녀 역시 1군일 확률은 45.5%로 가장 높고 자녀가 3군

〈표 5-5〉 부 직업과 자녀직업 이동성

	자녀 1군	자녀 2군	자녀 3군	합계
부 1군	297 (32.3)	503 (54.7)	120 (13.0)	920 (100)
부 2군	1,440 (22.2)	3,687 (56.9)	1,356 (21.0)	6,483 (100)
부 3군	1,008 (16.6)	3,596 (59.3)	1,460 (24.1)	6,064 (100)
합계	2,745 (20.4)	7,786 (57.8)	2,936 (21.8)	13,467 (100)

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

〈표 5-6〉 모 직업과 자녀직업 이동성

	자녀 1군	자녀 2군	자녀 3군	합계
모 1군	81 (45.5)	71 (39.9)	26 (14.6)	178 (100)
모 2군	502 (20.2)	1,477 (59.4)	505 (20.3)	2,484 (100)
모 3군	1,405 (17.1)	4,661 (56.9)	2,120 (25.9)	8,186 (100)
합계	1,988 (18.3)	6,209 (57.2)	2,651 (24.4)	10,848 (100)

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

직업일 확률은 가장 낮은 14.6%이다. 모가 2군 직업일 때 자녀 역시 2군일 확률은 59.4%로 자녀가 다른 직업을 가질 확률과 비교하였을 때 가장 높다. 모 직업이 3군일 때 자녀 역시 3군일 확률은 25.9%로 상대적으로 높은 가능성을 보여준다. 부 직업과 마찬가지로 모 직업-자녀직업 대물림 경향성 역시 관찰할 수 있다. 모 직업과 자녀직업이 서로 독립적으로 결정되는지에 대한 카이제곱 검정통계량은 125이고 p-value는 0.000이다. 따라서 두 변수는 서로 독립적이라는 귀무가설을 기각한다.

4장에서 제시하였듯이 <표 5-5>와 <표 5-6>의 이행행렬에 대해 Shorrocks(1978)와 Bartholomew(1982) 이동성 지표를 계산한다. <표 5-7>은 그 결과를 보여준다. 현재 시점의 아버지 직업-자녀직업의 이동성 지수가 어머니 직업-자녀직업의 이동성 지수보다 공통적으로 더 크

〈표 5-7〉 이동성 지표 : 부모직업과 자녀직업의 이행행렬

이행행렬	Shorrocks(1978)	Bartholomew(1982)
부-자녀	0.934	0.361
모-자녀	0.846	0.335

자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

게 추정된다. <표 5-5>와 <표 5-6> 이행행렬의 대각원소를 비교하였을 때 모-자녀인 경우 같은 직업군에 속하게 될 비율이 더 크게 계산된 것과 일치하는 결과이다.

제3절 14세 시점 부모직업과 자녀직업

본 소절에서는 14~16세 시점의 부모직업과 노동시장 진출 이후 자녀 직업이 대물림되는지 분석한다. 자녀의 학생 시점에서 부모직업은 자녀의 교육에 대한 투자와 연결될 수 있고 또한 자녀 직업관에 영향을 줄 수 있다는 가정에 근거한다.

14~16세 시점의 부모직업 변수는 다음과 같이 생성하였다. 자녀의 14세 시점에서 관찰된 부모직업을 먼저 변수로 만든다. 만약 14 시점이 관찰되지 않는다면 15세 시점의 부모직업으로 대신한다. 14~15세 시점이 모두 관찰되지 않는다면 16세 시점의 부모직업으로 대신한다. 14~16세 시점이 모두 관찰되지 않는다면 해당 자녀의 부모직업은 결측치(missing value)가 된다. 자녀직업은 앞 절(5장 2절)에서와 마찬가지로 20세 이후 자녀가 노동시장에 진출한 이후 관찰된 직업군을 변수로 생성하였다.

<표 5-8>에서는 14~16세 시점의 부모직업과 자녀직업 이동성에 대한 이행행렬 결과이다. 부모직업이 1군일 때 미래 시점의 자녀직업이 1군일 확률은 23.1%이다. 반면 자녀직업이 3군일 확률은 19%로 낮은 수준이다. 부모직업이 3군일 때 미래 시점 자녀직업이 3군일 확률은 25.3%로 부모직업 1군과 부모직업 2군과 비교하였을 때 약간 높은 수준이다. 자녀가 학생

시점에서의 부 직업이 미래 시점에서 자녀에게 대물림되는 경향성은 <표 5-5>와 비교하였을 때 낮은 것으로 판단할 수 있다. 자녀직업이 학생 시점에서의 부 직업에 의해 영향을 받기보다는 최종 학력 졸업 후 진로선택 시점에서의 부 직업에 영향을 더 받기 때문으로 보인다. <표 5-8>의 이행행렬에서 두 변수가 서로 독립적인지에 대한 카이제곱 검정 통계량=19.6이고 p-value=0.000이다. 따라서 통계적으로 두 변수는 서로 독립적으로 결정된다는 귀무가설을 기각한다.

<표 5-9>에서는 14~16세 시점 모 직업과 자녀직업의 이동성에 대해서 정리한다. <표 5-8>과 달리 14~16세 시점 모 직업과 20세 이상 자녀직업은 무관한 것으로 보인다. 두 변수가 서로 독립적인지에 대한 카이제곱 검정통계량은 4.5이고 p-value는 0.336이다. 따라서 귀무가설을 기각할 수 없다.

<표 5-8> 14~16세 시점 부 직업과 자녀직업

	자녀 1군	자녀 2군	자녀 3군	합계
14~16세 시점 부 1군	85 (23.1)	213 (57.9)	70 (19.0)	368 (100)
14~16세 시점 부 2군	553 (21.6)	1,385 (54.0)	625 (24.4)	2,563 (100)
14~16세 시점 부 3군	213 (16.6)	744 (58.1)	324 (25.3)	1,281 (100)
합계	851 (20.2)	2,342 (55.6)	1,019 (24.2)	4,212 (100)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

<표 5-9> 14~16세 시점 모 직업과 자녀직업

	자녀 1군	자녀 2군	자녀 3군	합계
14~16세 시점 모 1군	17 (25.4)	36 (53.7)	14 (20.9)	67 (100)
14~16세 시점 모 2군	209 (17.8)	678 (57.8)	285 (24.3)	1,172 (100)
14~16세 시점 모 3군	391 (19.4)	1,108 (55.0)	516 (25.6)	2,015 (100)
합계	617 (19.0)	1,822 (56.0)	815 (25.0)	3,254 (100)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

제4절 자녀 성별에 따른 직업계층 이동성

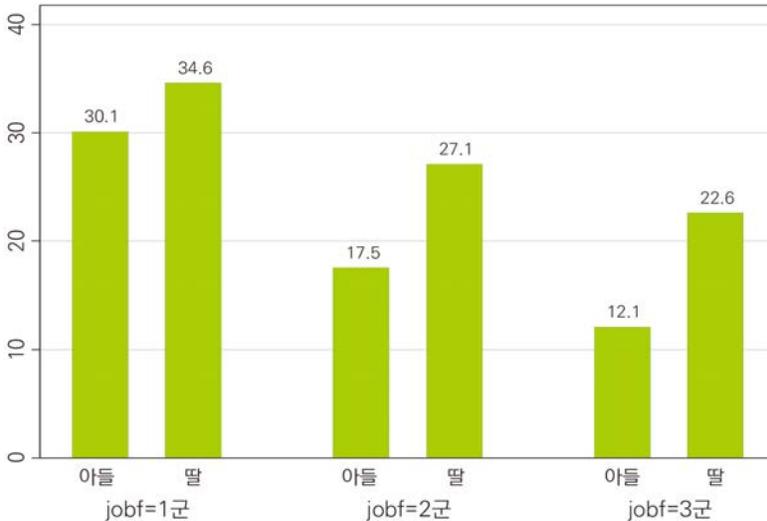
본 소절에서는 자녀 성별에 따른 세대 간 직업계층 이동성을 분석한다. 자녀가 아들인 경우와 딸인 경우로 나눈 후 이행확률을 계산한다. [그림 5-1]에서는 부 직업=1군/2군/3군이 주어졌을 때 아들과 딸의 직업이 1군에 속할 이행확률을 막대 그래프로 보여준다.

$$\begin{aligned} \Pr(\text{jobc}_{it}^{\text{son}} = 1\text{군} | \text{jobf}_{it} = k) \\ \Pr(\text{jobc}_{it}^{\text{girl}} = 1\text{군} | \text{jobf}_{it} = k) \end{aligned} \quad (5-2)$$

위 식 (5-2)에서 $k = 1\text{군}, 2\text{군}, 3\text{군}$ 이다.

[그림 5-1]에 따르면 부 직업이 1군일 때 아들 역시 1군 직업을 가질 확률은 30.1%이고 딸이 1군 직업을 가질 확률은 34.6%이다. 평균임금이

(그림 5-1) 부 직업에 따른 자녀직업 1군 이행확률



자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

높은 1군 직업의 경우에는 아들보다 딸에서 직업계층 대물림 경향성 더 크다. 앞선 이행행렬 결과와 유사하게 부 직업=1군이 주어졌을 때, 아들/딸 직업=1군일 확률은 부 직업=3군이 주어졌을 때 아들/딸 직업=1군 확률(12.1%와 22.6%)보다 훨씬 높다는 것을 확인할 수 있다.

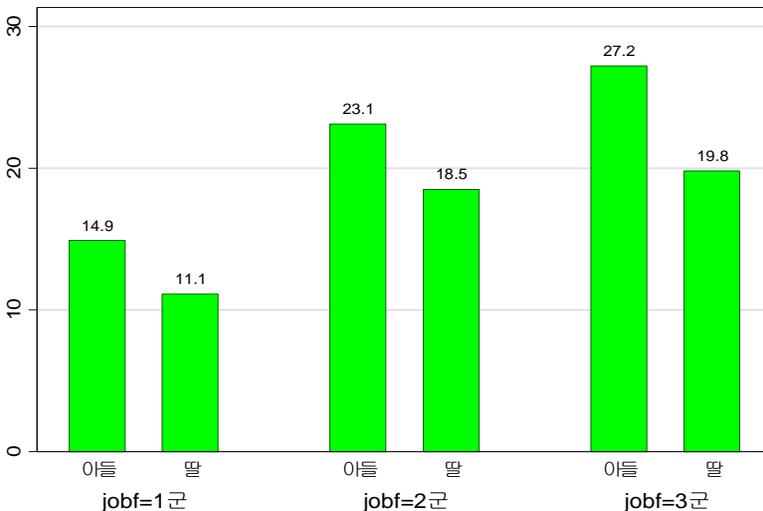
[그림 5-2]에서는 부 직업이 1군/2군/3군으로 주어졌을 때 아들/딸 직업이 3군일 이행확률을 막대 그래프로 보여준다.

$$\begin{aligned} \Pr(jobc_{it}^{son} = 3\text{군} | job f_{it} = k) \\ \Pr(jobc_{it}^{girl} = 3\text{군} | job f_{it} = k) \end{aligned} \quad (5-3)$$

위 식에서 $k = 1\text{군}, 2\text{군}, 3\text{군}$ 이다.

부 직업=3군으로 주어졌을 때 아들 직업=3군일 확률은 27.2%이고 딸 직업=3군일 확률은 19.8%이다. 평균임금이 낮은 3군 직업인 경우에는 오히려 아들에게 대물림되는 경향성이 더 높다. 부 직업=3군일 때 아들/딸 직업=3군이 될 확률은 부 직업=1군일 때 아들/딸 직업=3군 이행확률(14.9%와 11.1%)보다 일관되게 높다는 것을 역시 확인할 수 있다.

[그림 5-2] 부 직업에 따른 자녀직업 3군 이행확률



자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

[그림 5-3]과 [그림 5-4]에서는 모 직업에 따른 아들/딸의 직업계층 이동성 결과를 막대 그래프로 정리한다. [그림 5-3]과 [그림 5-4]에서 이행 확률은 식 (5-4)와 식 (5-5)와 같이 정의한다.

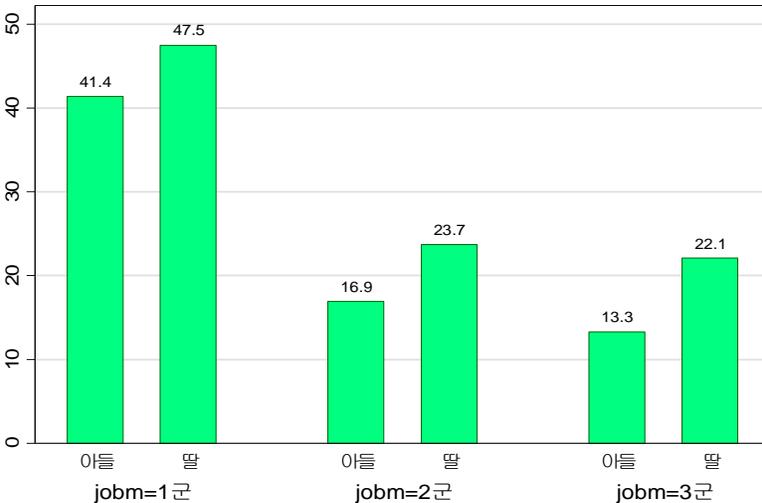
$$\begin{aligned} & \Pr(\text{jobc}_{it}^{\text{son}} = 1\text{군} \mid \text{jobm}_{it} = k) \\ & \Pr(\text{jobc}_{it}^{\text{girl}} = 1\text{군} \mid \text{jobm}_{it} = k) \end{aligned} \tag{5-4}$$

$$\begin{aligned} & \Pr(\text{jobc}_{it}^{\text{son}} = 3\text{군} \mid \text{jobm}_{it} = k) \\ & \Pr(\text{jobc}_{it}^{\text{girl}} = 3\text{군} \mid \text{jobm}_{it} = k) \end{aligned} \tag{5-5}$$

위 식 (5-4)와 식 (5-5)에서 $k = 1\text{군}, 2\text{군}, 3\text{군}$ 이다.

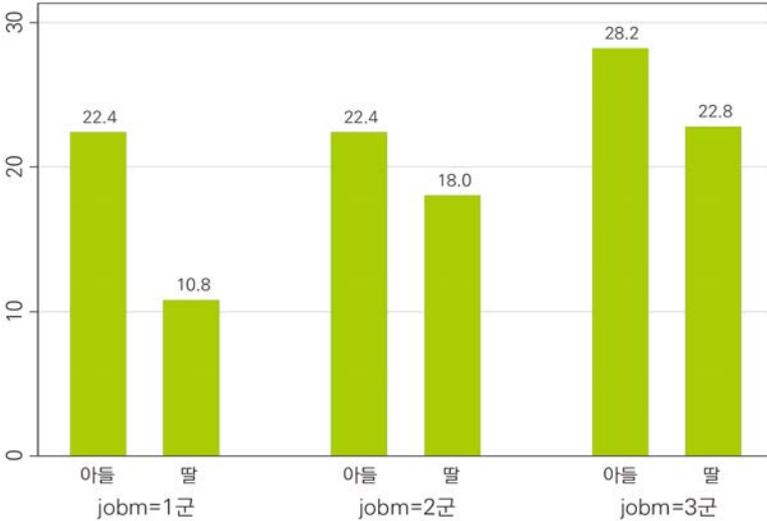
[그림 5-1]과 [그림 5-2]와 유사한 결과를 보인다. 먼저 [그림 5-3]에서는 평균임금이 높은 1군 직업의 경우 모 직업이 딸에게 대물림될 경향성이 아들에게 대물림될 경향성보다 더 높다. [그림 5-4]에서는 모 직업 = 1군/2군/3군으로 주어졌을 때 아들/딸 직업=3군일 이행확률을 보여준다. 평균임금이 낮은 3군 직업의 경우 모 직업이 3군일 때 아들 직업이

(그림 5-3) 모 직업에 따른 자녀직업 1군 이행확률



자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

〔그림 5-4〕 모 직업에 따른 자녀직업 3군 이행확률



자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

3군일 확률은 28.2%이고 딸 직업이 3군일 확률은 22.8%이다. 모 직업 3군은 오히려 아들에게 대물림될 경향성이 더 크다.

제5절 고용형태의 세대 간 이동성

본 소절에서는 임금근로자의 고용형태의 세대 간 이동성에 대해서 분석하고자 한다. 아버지 또는 어머니가 임금근로자인 경우 정규직/비정규직 고용형태가 자녀에게 대물림되는지 살펴보고자 한다.²¹⁾ <표 5-10>에서는 자녀의 정규직과 비정규직 비율, 그리고 각 고용형태의 평균임금을 정리하여 제시한다. 20세 이상 자녀가 취업한 경우 77%는 정규직 고용형태이고 23%는 비정규직 고용형태로 취업해 있는 것으로 나타났다. 평

21) 본 소절에서 임금근로자의 고용형태 구분은 한국노동패널조사 자료의 자기기입식 '정규직/비정규직' 구분 변수를 이용한다.

균임금은 예상대로 정규직인 경우 235만 원으로 비정규직 고용형태보다 50% 정도 더 많다는 것을 확인할 수 있다.

<표 5-11>에서는 자녀에 매칭되는 아버지와 어머니의 정규직/비정규직 비율과 평균임금을 정리하여 제시한다. 아버지의 정규직 비율은 60%인 데 비해 어머니의 정규직 비율은 44%이다. 20세 이상 자녀의 어머니의 경우 경력단절로 인해 시간제 또는 비정규직 일자리가 많은 것으로 예상된다. 평균임금 역시 같은 정규직일지라도 어머니 평균임금은 아버지 평균임금의 52% 정도에 불과하다. 어머니가 정규직인 경우의 평균임금은 아버지가 비정규직인 경우의 평균임금과 비슷한 수준에 그친다.

부모의 고용형태가 자녀에게 대물림되는지 이행행렬을 통해 분석하고자 한다. <표 5-12>에서는 아버지의 고용형태와 자녀의 고용형태의 이행행렬을 보여준다. 아버지가 정규직인 경우 자녀가 정규직일 확률은 78%이지만 아버지가 비정규직이면 자녀가 정규직일 확률은 74%이다. 두 조건부 확률은 큰 차이가 있는 것으로 보이지는 않는다. 하지만 아버지의

<표 5-10> 자녀의 고용형태와 평균임금

	obs. (%)	평균임금 (단위: 만 원)
정규직	17,196 (77.2)	235
비정규직	5,079 (22.8)	156
합계	22,275 (100)	

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료

<표 5-11> 부모의 고용형태와 평균임금

	고용형태	obs. (%)	평균임금 (단위: 만 원)
아버지	정규직	9,946 (60.3)	336
	비정규직	6,539 (39.7)	167
	합계	16,485 (100)	
어머니	정규직	5,484 (44.4)	172
	비정규직	6,877 (55.6)	107
	합계	12,361 (100)	

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료

고용형태와 자녀의 고용형태가 서로 독립적인지에 대한 카이제곱 검정통계량은 13이고 p-value=0.000으로 귀무가설을 기각한다.

<표 5-13>에서는 어머니의 고용형태와 자녀의 고용형태의 세대 간 이동성을 이행행렬로 보여준다. 어머니가 정규직인 경우 자녀도 정규직일 확률은 78%이고 어머니가 비정규직인 경우 자녀가 정규직일 확률은 68%로 두 조건부 확률은 10% 차이가 있다. <표 5-12>에서 아버지의 경우보다 더 뚜렷한 대물림 경향성이 존재한다는 것을 보여준다. 어머니의 고용형태와 자녀의 고용형태가 서로 독립적인지에 대한 카이제곱 검정통계량은 55이고 p-value는 0.000으로, 이 경우에도 역시 귀무가설을 기각한다.

<표 5-12> 고용형태 이행행렬 : 아버지와 자녀

	자녀 정규직	자녀 비정규직	합계
부 정규직	2,615 (77.6)	756 (22.4)	3,371 (100)
부 비정규직	2,194 (73.6)	787 (26.4)	2,981 (100)
합계	4,809 (75.7)	1,543 (24.3)	6,352 (100)

자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

<표 5-13> 고용형태 이행행렬 : 어머니와 자녀

	자녀 정규직	자녀 비정규직	합계
모 정규직	1,616 (77.5)	469 (22.4)	2,085 (100)
모 비정규직	1,927 (67.8)	912 (32.1)	2,839 (100)
합계	3,543 (71.9)	1,381 (28.0)	4,924 (100)

자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

제6절 패널 회귀분석

자녀 직업군을 unordered categorical variable, 즉 1군/2군/3군 직업선택이 순서와 무관하다고 가정한다. 자녀 직업군을 종속변수로 두고 노동시장에 진출한 자녀의 특성을 통제변수로 설정한다. 독립변수로는 부의 직업군과 모의 직업군으로 정한다. 직업선택에 영향을 미칠 수 있는 자녀의 특성을 통제한 상태에서도 여전히 부모 직업군은 자녀 직업선택에 유의한 영향이 있는지 패널 회귀분석을 시도한다. 종속변수가 순서와 무관한 범주형 변수이기 때문에 다항로짓(multinomial logit) 모형을 통해 추정결과를 얻을 수 있다. 또한 자녀 id가 반복적으로 관찰되기 때문에 패널 다항로짓 모형(확률효과)을 설정할 수 있다. 패널 다항로짓 모형을 통해 관찰되지 않는 자녀의 이질성(heterogeneity)을 고려할 수 있는 장점이 있다.

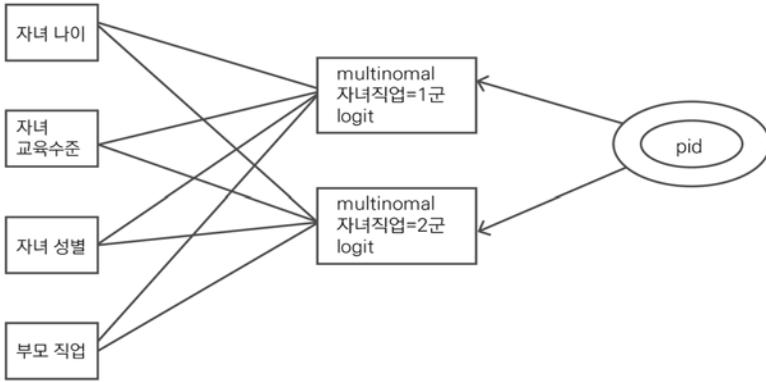
확률효과(random effects) 다항로짓 모형은 다음과 같이 구조방정식(Structural Equation Modelling : SEM) 아이디어를 통해 추정할 수 있다. 패널 데이터는 멀티레벨 데이터와 유사하게 two-level 구조이다. 상위레벨은 pid(자녀 id)이고 하위레벨은 차수(wave)가 된다. 상위레벨인 자녀 id의 이질성 $u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$ 을 확률변수로 가정하고 이러한 확률효과가 자녀의 직업선택에 영향을 미친다고 가정한다. 종속변수와 설명변수, 그리고 확률효과와의 관계를 도식화하면 [그림 5-5]와 같다. [그림 5-5]에서 double ringed 기호는 상위레벨 random effects를 의미한다.

다항로짓 모형에서는 base outcome=자녀직업(3군)으로 가정하면 자녀 직업이 1군, 2군, 3군일 확률을 식 (5-6)과 식 (5-7)로 계산할 수 있다.

$$\Pr(\text{jobc}_{it} = j) = \frac{1}{1 + \exp(X_{it}\beta_1) + \exp(X_{it}\beta_2)} \quad \text{for } j = 3 \quad (5-6)$$

$$\Pr(\text{jobc}_{it} = j) = \frac{\exp(X_{it}\beta_j)}{1 + \exp(X_{it}\beta_1) + \exp(X_{it}\beta_2)} \quad \text{for } j = 1, 2 \quad (5-7)$$

[그림 5-5] 구조방정식 모형



자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

독립변수인 부모 직업변수는 부 직업군 변수를 포함한 모형과 모 직업군 변수를 포함한 모형으로 나누어 추정하고자 한다.²²⁾ 추정결과는 <표 5-14>와 <표 5-15>에서 정리하여 제시한다.²³⁾ <표 5-14>는 부 직업군을 독립변수로 사용한다. 자녀 직업선택은 교육수준과 매우 유의한 관계를 가지는 것을 알 수 있다. 즉 교육수준이 높을수록 [자녀직업=3군]에 비해 [자녀직업=1군]을 가질 확률이 높아진다. 부 직업=1군이면 [자녀직업=3군]에 비해 [자녀직업=1군]을 선택할 확률이 유의하게 높아진다. 부 직업=2군이면 [자녀직업=3군]에 비해 [자녀직업=2군]일 확률이 유의하게 높아진다. 즉 다른 조건이 일정할 때 부의 직업과 자녀 직업군 대물림이 통계적으로 유의하게 나타난다.

<표 5-15>는 독립변수로 모의 직업군을 사용한 확률효과 다항로짓 추정결과를 보여준다. 추정결과는 <표 5-14>와 질적으로 거의 같다고 볼 수 있다. 교육수준이 높아질수록 1군 직업을 선택할 확률이 높아진다. 또한 남성에 비해 여성일수록 1군 직업을 선택할 확률이 높고 3군 직업

22) 확률효과 다항로짓 모형은 Stata 14.0버전의 gsem 명령어를 이용하여 추정하였다.

23) <표 5-14>와 <표 5-15>에서 $j=1$ 군에서 '중졸 이하' 추정계수가 주어지지 않는 이유는 perfect prediction problem 때문이다. 즉 자녀=1군 직업인 표본 중 단 1명도 중졸 이하 학력이 없기 때문이다.

〈표 5-14〉 확률효과 다항로지 모형 : 부의 직업

	모형 3	
	$j = 1$ 군	$j = 2$ 군
age_{it}	0.002 (0.011)	0.002 (0.010)
$gender_i$ (여성)	1.345 (0.183)***	0.758 (0.179)***
edu_{it} (중졸 이하)		-6.100 (0.945)***
edu_{it} (고졸)	-5.144 (0.232)***	-3.276 (0.224)***
edu_{it} (전문대졸)	-3.347 (0.232)***	-2.328 (0.229)***
$jobf_{it}$ (1군)	1.211 (0.331)***	0.803 (0.325)**
$jobf_{it}$ (2군)	0.714 (0.152)***	0.415 (0.147)***
상수항	4.884 (0.516)**	5.683 (0.496)***
σ_u^2	35.806	
logL	-9628.8	
obs	13,467	

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

〈표 5-15〉 확률효과 다항로지 모형 : 모의 직업

	모형 3	
	$j = 1$ 군	$j = 2$ 군
age_{it}	-0.005 (0.012)	-0.001 (0.011)
$gender_i$ (여성)	1.054 (0.193)***	0.619 (0.187)***
edu_{it} (중졸 이하)		-6.880 (0.809)***
edu_{it} (고졸)	-4.921 (0.238)***	-2.935 (0.228)***
edu_{it} (전문대졸)	-2.708 (0.240)***	-1.811 (0.236)***
$jobm_{it}$ (1군)	0.868 (0.634)	0.019 (0.630)
$jobm_{it}$ (2군)	0.638 (0.178)***	0.564 (0.170)***
상수항	4.644 (0.522)***	5.157 (0.495)**
σ_u^2	32.298	
logL	-7227.8	
obs	10,848	

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

을 선택할 확률이 가장 낮다. 모 직업의 대물림 역시 부 직업 대물림과 유사하게 나타난다. 모 직업=1군이면 [자녀직업=3군]보다 [자녀직업=1군]일 확률이 증가하는 것으로 보이지만 통계적으로 유의하지는 않다. 모 직업=2군이면 [자녀직업=3군]보다 [자녀직업 =2군]일 확률이 유의하게 증가한다. <표 5-14>의 결과와 비교해보면 모-자녀 간에 비해 부-자녀 간 1군 직업 대물림이 더 유의하게 나타난다.

[그림 5-1]~[그림 5-4]에서 자녀 성별로 직업계층 대물림 경향에 차이가 있다는 것을 발견하였다. 패널 회귀분석을 통해 여전히 이러한 성별 차이가 존재하는지 구체적으로 살펴보고자 한다. <표 5-16>의 확률 효과 다항로짓 추정결과는 ‘부의 직업군’이 독립변수로 있는 회귀식에서 구한 결과이다. $jobf$ (1군) 변수의 자녀(1군)에 대한 추정계수는 아들인

<표 5-16> 성별 확률효과 다항로짓 모형 : 부의 직업

	자녀=아들		자녀=딸	
	$j=1$ 군	$j=2$ 군	$j=1$ 군	$j=2$ 군
age_{it}	0.027 (0.015)*	0.055 (0.013)***	-0.056 (0.018)***	-0.078 (0.017)***
edu_{it} (중졸 이하)		-0.717 (1.110)***		-2.062 (2.103)
edu_{it} (고졸)	-5.591 (0.352)***	-3.927 (0.343)***	-4.854 (0.330)***	-2.795 (0.319)***
edu_{it} (전문대졸)	-4.056 (0.342)***	-2.729 (0.334)***	-2.928 (0.338)***	-2.106 (0.336)***
$jobf_{it}$ (1군)	0.951 (0.442)**	0.335 (0.433)	1.593 (0.537)**	1.380 (0.531)**
$jobf_{it}$ (2군)	0.849 (0.213)***	0.507 (0.203)***	0.579 (0.225)***	0.324 (0.219)
상수항	4.476 (0.676)***	4.456 (0.638)***	8.016 (0.676)***	4.476 (0.676)***
σ_u^2	34.367		45.409	
logL	-4921.1		-4654.2	
obs	7270		6197	

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.
자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

경우 0.951이고 딸인 경우 1.593이다. 즉 아버지 직업이 1군이면 아들에 비해 딸이 1군 직업을 가질 확률이 더 크다는 것을 의미한다. 1군 직업의 대물림은 아들보다 딸에게 나타날 가능성이 크다고 예상할 수 있다. 한편, $jobf$ (2군) 변수의 자녀(1군)에 대한 추정계수는 아들일 때 0.849이고 딸인 경우에는 0.579이다. 이는 아버지 직업이 2군이면 자녀직업이 (3군에 비해) 1군에 속할 확률이 더 크며, 그러한 경향성은 딸에 비해 아들에게서 더 크게 나타난다는 것을 의미한다.

제7절 직업계층 이동성의 동적 변화

본 소절에서는 4장 6절과 유사하게 직업계층 이동성의 시계열 변화를 분석하고자 한다. 전체 표본을 대상으로 다항로지트 확률효과 모형 추정결과를 제시하는 대신 <표 4-10>에서 구축한 birth cohort 하위그룹별로 패널 다항로지트 모형을 추정한다. 모형 3에서 독립변수로 부의 직업군을 사용한 추정결과만을 제시한다. 관심대상 추정계수는 자녀직업이 1군 ($j=1$)일 때 $jobf_{it}$ (1군) 더미변수의 추정계수이다. 앞서 언급하였듯이 관심대상 추정계수는 “부의 직업이 1군일 때 자녀직업이 (3군에 비해) 1군일 확률”과 관련이 있다. 해당 추정계수가 양(+)의 값으로 커질수록 부의 1군 직업이 자녀 1군 직업으로 대물림될 확률이 커진다고 해석할 수 있다. 관심대상 추정계수를 17개의 birth cohort별로 추정하여 그래프로 제시하고자 한다.

먼저 17개의 확률효과 다항로지트 모형 추정에 사용된 관측치(obs.)는 1974년 이전 출생 cohort에서 2,399 obs.로 가장 적고 1975~84년생 cohort에서 8,744 obs.로 가장 많다. 따라서 추정에 충분한 표본이 확보된 것으로 판단된다. [그림 5-6]에서 birth cohort별 추정계수에 대한 low-ess smoothing 결과를 제시하고 있다. 전체적인 패턴은 부의 1군 직업이 자녀에게 대물림될 확률이 과거에 비해 높아진 것으로 나타난다. 1968~79년생 그룹까지 꾸준히 추정계수가 커지다가 다소 감소세를 보이거나 최

근 들어서는 일정하게 유지되는 패턴이다. 또한 1975년 이전 출생 자녀의 경우에는 오히려 추정계수가 음(-)이거나 거의 0에 가까운 값이다. 즉 부모직업=1군이 자녀직업=1군에 미치는 효과가 거의 없다고 해석할 수 있다.

4장 6절에서 소득계층의 대물림이 최근으로 올수록 증가하는 패턴을 보인 것과 유사하게 본 절의 직업계층 대물림 역시 과거 대비 증가한 수준에서 최근에는 일정하게 유지되는 패턴을 보인다. 상대적으로 최근 태어난 자녀 cohort에서는 소득계층과 직업계층 대물림 가능성이 과거에 태어난 자녀에 비해 더 크다는 점을 공통적으로 확인할 수 있다.

[그림 5-6] birth cohort별 추정계수



자료 : 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

제 6 장

기회불균등 측정

본 장에서는 사전적 기회불균등(ex-ante inequality of opportunity) 측정에 초점을 맞춘다. 사후적 사후불균등(ex-post inequality of opportunity)은 개인의 노력이 같은 수준으로 주어졌을 때 성과 불균등을 측정하는 것이고 사전적 기회불균등은 개인의 노력과는 무관하게 개인의 주어진 환경(특히 부모배경)에 따라 개인 성과에서 불균등이 존재하는지 그 불균등 정도를 측정하는 것이 목적이다. 본 연구는 자녀가 직접 결정할 수 없는 부모배경(부모 교육수준과 부모소득) 변수가 자녀들의 경제적 성과에 어떤 불균등을 가져오는지 분석하고자 사전적 기회불균등을 측정한다.

실증분석에서 사전적 기회불균등(이하 IOP)은 Fleurbaey and Peragine (2013)이 제안한 계산과정을 따르고자 한다. 이러한 방법론을 본 연구의 데이터에 적용하면 먼저 자녀의 경제적 성과(월평균 소득)를 CW (wage)로 표시하자. CW 를 결정하는 부모배경 변수를 PE (부모 교육수준)와 PW (부모소득)로 설정한다. 부모배경 변수에 의해 예측되는 자녀의 경제적 성과는 다음과 같이 조건부 기댓값으로 표현할 수 있다.

$$\widehat{CW} = \widehat{E}(CW | PE, PW) \quad (6-1)$$

위 식의 조건부 기댓값은 모수적 또는 비모수적 회귀분석으로 추정할 수 있다. 본 연구에서는 최필선·민인식(2015a) 연구와 같이 선형회귀모

형을 통해 추정한다. 식 (6-1)의 예측된 자녀의 경제적 성과를 얻은 후 다음과 같이 상대적 기회불균등(IOP_R)을 정의한다.

$$IOP_R = \frac{I(\widehat{CW})}{I(CW)} \quad (6-2)$$

위 식에서 $I(Y)$ 는 경제적 성과(Y)의 불평등(inequality)을 측정하는 지표이다. 따라서 식 (6-2)는 데이터에서 관찰되는 성과의 불평등 정도가 부모배경 변수에 의해서 어느 정도 설명되는지를 계산한다고 해석할 수 있다. 식 (6-2)의 분모는 관찰된 자녀의 노동시장 성과 불평등이다. 이러한 성과는 개인의 노력과 부모배경에 의해서 결정될 것이다. 한편 식 (6-2)의 분자는 단지 부모배경과 자녀 나이에 의해서 결정된 노동시장 성과의 불평등이다. IOP 값이 커질수록 관찰된 소득불평등이 부모배경에 의해 많이 설명된다고 해석할 수 있다.

불평등의 대표적인 측정지표는 분산 또는 표준편차이다. 그러나 본 연구에서는 Fleurbaey and Peragine(2013), 최필선·민인식(2015a) 연구와 같이 평균로그 편차(mean log deviation)를 선택한다. 아래 식에서 \bar{Y} 는 Y 의 표본평균으로 정의한다.

$$\text{평균로그 편차} : \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln \left(\frac{\bar{Y}}{Y} \right) \quad (6-3)$$

IOP가 birth cohort에 따라 달라지는지, 즉 최근 청년층과 과거 청년층이 개인의 노력과 무관하게 부모배경의 영향에 의해 개인성과가 설명되는 정도가 변하고 있는지 분석하고자 한다. 따라서 <표 6-1>에서 제시하는 것과 같이 birth cohort를 자녀의 생년에 따라 두 그룹으로 나눈 후 각 그룹에 대해 IOP를 계산하여 비교한다.

최필선·민인식(2015a)의 선형회귀모형에서는 자녀의 나이변수를 통제변수로 사용하지 않고 아버지 교육수준과 가구소득을 사용한다. 자녀 나이변수를 사용하지 않은 이유는 이들의 연구에서는 KEEP의 중3 코호트/고3 코호트 데이터를 이용하기 때문에 자녀의 나이가 모두 서로 같

〈표 6-1〉 birth cohort 그룹

	자녀의 생년	표본 수
birth cohort (1)	1960~75년생	15,040
birth cohort (2)	1976~95년생	40,104

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사(KLIPS)」 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료

기 때문에 통제변수로 사용할 필요가 없다. 그러나 본 연구의 분석대상에는 자녀의 나이가 20~50세까지 다양하게 존재한다. 또한 나이변수는 소득 결정에는 중요한 요인이지만 개인의 노력과는 무관한 변수이다. 따라서 데이터의 특성을 고려하여 본 연구의 선형회귀모형에서는 자녀의 나이(age), 아버지 교육수준($fedu$), 그리고 아버지 실질소득($pincomef$) 변수를 설명변수로 설정한다.²⁴⁾ 아버지 교육수준은 중졸 이하($fedu1$), 고졸($fedu2$), 그리고 전문대졸 이상($fedu3$)으로 구분하였다.

$$pincomec_{it} = \alpha + \beta_1 age_{it} + \beta_2 fedu2_i + \beta_3 fedu3_i + \beta_4 pincomef_{it} + e_{it} \quad (6-4)$$

〈표 6-2〉에서는 식 (6-4)의 추정결과를 정리한다. 패널 확률효과 추정량 대신 Pooled OLS 추정결과에 기초하여 IOP를 계산한다. birth cohort 1(1960~75년생)에서 기회불균등 지수는 0.032이고 birth cohort 2(1976~95년생)의 기회불균등 지수는 0.173으로, 전자에 비해 후자가 더 높은 수준이다. 이는 노동시장 성과의 불평등이 개인의 노력과는 무관하게 주어진 자신의 나이와 부모배경에 의해 설명되는 정도가 과거 청년층에 비해 최근 청년층에서 더 높아진 것으로 해석할 수 있다.²⁵⁾

24) 회귀분석 모형에서 자녀의 나이를 설명변수로 포함하기 때문에 본 연구에서 IOP는 부모배경에 의한 기회불균등이라고 해석하기 어렵다. 개인의 노력과는 무관한 자신의 나이와 부모배경에 의한 기회불균등이라고 해석해야 한다.

25) 본 연구의 분석데이터 특성상 소득이 관찰된 자녀만을 대상으로 기회불균등을 측정하고 있다. 따라서 미취업 자녀는 분석대상에서 제외된다. 저소득층 자녀보다 고소득층 자녀가 취업에서도 상대적으로 유리한 상황이라면 미취업자까지 고려한 IOP는 〈표 6-2〉의 결과보다 높아질 가능성이 있다.

〈표 6-2〉 Pooled OLS 추정결과와 IOP

	birth cohort 1	birth cohort 2
age_{it}	0.016 (0.001)***	0.052 (0.001)***
$fedu2_i$	0.071 (0.018)***	0.002 (0.014)
$fedu3_i$	0.090 (0.031)**	0.074 (0.014)***
$pincomef_{it}$	0.026 (0.011)***	0.063 (0.001)***
상수항	4.725 (0.090)***	3.378 (0.050)***
N	3,514	10,909
IOP	0.032	0.173

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.
 자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.

제 7 장

결론 및 시사점

최근 우리 사회에서는 한 세대 내에서의 노동시장 이중구조, 소득·임금 및 교육의 격차가 심화되고 있을 뿐만 아니라, 이러한 구조가 한 세대를 넘어 부모에서 자식으로까지 이어지고 있다는 인식이 확산되고 있다. 예를 들어, 세대 간 계층 상향이동 가능성 - 현재 본인세대에 비해 다음 세대인 자식세대의 사회경제적 지위가 높아질 가능성 - 인식을 조사한 통계청의 사회조사 결과를 보면, 1994년에 5.1%였던 부정적 응답이 1999년 11.1%, 2006년 29%, 2011년 43%, 2015년 50.5%로 급격하게 증가하고 있음을 확인할 수 있다.

이러한 세대 간 계층 이동성에 대한 인식 변화가 실제하는 것인지 알아보기 위해, 본 연구에서는 KLIPS 제1차(1998년)~17차(2014년) 자료를 이용하여 부모-자녀 매칭 패널데이터를 구축하고²⁶⁾ 우리나라의 직업 및 소득 계층의 세대 간 이동성(대물림)에 대한 다양한 실증분석을 수행하였다. 특히, 본 연구는 고유한 분석 데이터를 바탕으로, 자녀 성장기(14~16세 시점) 및 현재 시점의 부모 직업·소득 계층과 자녀 직업·소득 계층 간 이동성을 분석하고, 이러한 계층의 대물림에 있어 부모 및 자녀 성별에 따른 영향력의 차이와 동적 변화(시대별 차이)를 검토하였을 뿐만 아니라, 사전적 기회불균등 지수를 이용하여, 자녀가 직접 결정할 수

26) 본 연구에서는 우리나라의 최장기 패널자료인 KLIPS의 17년간 데이터를 연결하여, 회고적 질문에 의존하지 않고 직접 조사된 소득과 직업계층을 사용하기 때문에 분석의 신뢰성이 상대적으로 높을 것으로 본다.

없는, 주어진 환경 변수인 부모배경 - 부모 교육 및 소득 수준 - 이 자녀의 경제적 성과에 어느 정도 불균등을 초래하는지를 측정, 분석하였다는 점에서 기존 연구들과 차별화된다. 본 연구의 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

우선 소득계층 이동성에 대한 분석결과를 보면, 부모세대의 소득계층이 자녀세대로 이어지는 경향성이 발견된다. 이행행렬 분석결과 특히 현재 시점의 부모소득 분위와 자녀소득 분위가 정(+)의 상관관계를 보인다. 자녀 학생시절의 부모소득과 현재 자녀소득 간의 관계는 이행행렬에서 분명하게 드러나진 않지만, Shorrocks(1978)와 Bartholomew(1982)에 따른 이동성 지표를 계산해보면 현재 시점의 자녀-부모 소득 간 이동성보다 현재 시점 자녀소득-과거 시점(자녀 학생시절) 부모소득의 이동성이 더 제약적인 것으로, 즉 대물림 가능성이 더 큰 것으로 나타난다. 이러한 소득계층 대물림 가능성은 자녀의 성별에 따라 정도의 차이를 보인다. 부모소득(현재 시점) 각 분위에 속하는 자녀의 평균소득을 자녀의 성별에 따라 계산하여 그래프를 그려보면, 특히 아들에 비해 딸의 평균소득이 부모소득 분위와 분명하게 비례하는 형태를 보인다.

자녀소득에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 통제한 이후에도 여전히 부모소득 분위와 자녀소득 분위 간에 유의한 인과관계(causality)가 존재하는 것으로 나타났다. 관찰되지 않는 자녀 이질성(heterogeneity)을 고려할 수 있는 패널 순서형 로짓모형을 추정한 결과에 따르면, 부모소득 분위 변수에 대한 추정계수 값은 모두 (+)이고 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 또한 부모소득이 높아질수록 추정계수 값이 커지는 것을 확인할 수 있는데, 이는 부모소득 분위가 높아질수록 자녀소득 분위 역시 높아짐을 의미한다. 부모소득=5분위에 속하면 자녀소득 분위기를 높이는 데 가장 큰 영향을 미친다. 자녀소득에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인을 통제하더라도 여전히 t 시점 부모소득 계층이 높을수록 같은 t 시점의 자녀소득 계층도 높아진다.

이러한 세대 간 소득계층 이동성은 시간의 흐름에 따라 변화하는 양상을 보인다. 전체 표본 대신 자녀의 생년(birth year)을 기준으로 하위그룹(17개 birth cohort)으로 나눈 후 각 하위그룹 표본에서 패널 순서형

로짓모형을 적용하여 분석한 결과, 전체적인 패턴은 자녀소득에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인을 통제하였을 때 부모소득 분위가 자녀소득 분위에 미치는 영향이 점차 증가하는 것으로 나타났다. 특히 1971~80년생 그룹 이후부터는 추정계수가 지속적으로 상승하고 있다. 비교적 최근에 태어난 청년층의 소득계층(소득분위)은 부모 소득계층에 더 많은 영향을 받는다는 것, 즉 소득계층의 세대 간 대물림이 심화되는 것을 확인할 수 있다.

다음으로 직업계층²⁷⁾ 이동성에 대한 분석결과를 보면, 세대 간 대물림은 소득계층에서뿐만 아니라 직업계층에서도 일어나고 있음을 알 수 있다. 다른 연구들과는 달리 부와 모의 직업을 구분하여 자녀직업과의 관계를 살펴본 결과, 이행확률 면에서 현재 시점 부의 직업과 모의 직업 모두 자녀에게 대물림되는 경향성을 보였다. 또한 현재 시점의 아버지 직업-자녀직업의 이동성 지수(Shorrocks(1978) 및 Bartholomew(1982) 이동성 지표)가 어머니 직업-자녀직업의 이동성 지수보다 공통적으로 더 크게 - 모-자녀인 경우 같은 직업군에 속하게 될 가능성이 더 크게 - 추정되어, 모 직업계층의 대물림 경향성이 상대적으로 더 높은 수준인 것으로 나타났다. 한편, 자녀가 학생 시점(14~16세)에서의 부 직업이 미래 시점에서 자녀에게 대물림되는 경향성은, 자녀직업과 같은 시점의 부 직업이 대물림되는 경향성보다 낮게 나타났다. 자녀직업이 학생 시점에서의 부 직업에 의해 영향을 받기보다는 최종 학력 졸업 후 진로선택 시점에서의 부 직업에 영향을 더 받기 때문으로 보인다. 자녀가 14~16세 시점의 모 직업은 20세 이상 자녀직업과 무관한 것으로 분석되었다.

소득계층 경우에서와 마찬가지로 직업계층에도 자녀 성별에 따라 대물림 경향성이 다르게 나타난다. 부 직업에 따른 자녀직업, 모 직업에 따른 자녀직업 이행확률을 살펴보면, 평균임금이 높은 1군 직업의 경우에는 아들보다 딸에게 직업계층 대물림 경향성이 더 큰 반면, 평균임금이 낮은 3군 직업인 경우에는 오히려 아들에게 대물림되는 경향성이 더 높

27) 본 연구에서는 기본적으로 최은영·홍장표(2014)의 계층분류 방식을 차용하여 직업을 3개 군으로 구분하였는데, 그들의 연구에서와는 달리 기술공 및 준전문가(대분류 코드=2)를 2군 직업으로 분류하였다.

은 점이 공통적으로 발견된다.

한편, 임금근로자만을 대상으로 고용형태(정규직/비정규직)의 세대 간 이동성을 이행행렬을 통해 분석해보면, 앞선 직종분류에 따른 결과에서와 마찬가지로 아버지의 경우보다 어머니의 경우 더 뚜렷한 대물림 경향성을 보인다. 아버지가 정규직인 경우 자녀가 정규직일 확률은 78%, 아버지가 비정규직인 경우 자녀가 정규직일 확률은 74%로 두 조건부 확률은 큰 차이가 있는 것으로 보이지는 않는다.²⁸⁾ 반면 어머니가 정규직인 경우 자녀도 정규직일 확률은 아버지의 경우와 마찬가지로 78%이지만 어머니가 비정규직인 경우 자녀가 정규직일 확률은 68%로 두 조건부 확률은 10% 차이가 있다.

직업계층의 대물림이, 관찰되지 않는 자녀의 이질성과 자녀직업에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들을 통제한 이후에도 여전히 유의한지 알아보기 위해 패널 다항로짓 분석(확률효과)을 수행하였다. 부 직업군의 영향과 모 직업군의 영향을 구분하여 따로 추정해보았는데, 두 경우 모두 다른 조건이 일정할 때 2군 직업의 대물림이 유의하게 나타났으며, 모-자녀 간에 비해 부-자녀 간 1군 직업 대물림이 더 유의하게 나타났다.²⁹⁾ 자녀 성별에 따라서도 직업계층 대물림 경향에 차이가 있는 것으로 나타났다. 부 직업군에 따른 분석결과에 의하면, 아버지 직업이 1군이면 아들에 비해 딸이 1군 직업을 가질 확률이 더 큰 반면, 아버지 직업이 2군이면 딸에 비해 아들이 1군 직업을 가질 확률이 더 크다. 즉, 아버지 직업이 2군이면 딸보다 아들에게 직업계층 상향이동 가능성이 더 크다.

세대 간 직업계층 이동성 또한 시간의 흐름에 따라 변화하는 양상을 보인다. 소득계층 이동성의 동적 변화 분석에서와 마찬가지로 생년을 기준으로 17개 하위그룹으로 나눈 후 birth cohort 하위그룹별로 패널 다항로짓 모형(확률효과)을 추정하고 1군 직업의 대물림 경향성 - 부의 직업이 1군일 때 자녀직업이 (3군에 비해) 1군일 확률 - 을 살펴보았다. 전체적인 패턴은 부의 1군 직업이 자녀에게 대물림될 확률이 과거에 비해 높

28) 하지만 카이제곱 검정결과 부의 고용형태와 자녀의 고용형태는 서로 독립적이지 아닌 것으로 나타났다.

29) 모의 경우에는 10% 수준에서 유의하지 않는다.

아진 것으로 나타난다. 1968~79년생 그룹까지 꾸준히 추정계수가 커지다가 다소 감소세를 보이거나 최근 들어서는 일정하게 유지되는 패턴이다. 또한 1975년 이전 출생 자녀의 경우에는 오히려 추정계수가 음(-)이거나 거의 0에 가까운 값으로 나타났다. 이는 부모직업=1군이 자녀직업=1군에 미치는 효과가 거의 없음을 의미하는 것으로 해석할 수 있다. 앞선 분석에서 소득계층의 대물림이 최근으로 올수록 증가하는 패턴을 보인 것과 유사하게 직업계층 대물림 역시 과거 대비 증가한 수준에서 최근에는 일정하게 유지되는 패턴을 보이므로, 상대적으로 최근 태어난 자녀 cohort에서는 소득계층과 직업계층 대물림 가능성이 과거에 태어난 자녀에 비해 더 크다고 말할 수 있다.

마지막으로 기회불균등 관련 분석결과를 보면, 세대 간 계층 상향이동 가능성에 대한 통계청의 인식조사 결과와 일관된 흐름을 보인다.³⁰⁾ 본 연구에서는 Fleurbaey and Peragine(2013)이 제안한 방법론을 적용하여 상대적 기회불균등(IOP_p)을 측정하고, IOP가 birth cohort에 따라 달라지는지, 즉 최근 청년층과 과거 청년층이 개인의 노력과 무관하게 부모 배경의 영향에 의해 개인의 경제적 성과가 설명되는 정도가 변하고 있는지를 분석하였다. birth cohort를 자녀의 생년에 따라 두 그룹 - birth cohort 1(1960~75년생)과 birth cohort 2(1976~95년생) - 으로 나눈 후 각 그룹에 대해 IOP를 계산하여 비교한 결과, birth cohort 1에서 기회불균등 지수는 0.032, birth cohort 2에서 기회불균등 지수는 0.173으로, 전자에 비해 후자가 더 높은 수준을 보였다. 이는 노동시장 성과의 불평등이 개인의 노력과는 무관하게 주어진 자신의 나이와 부모배경에 의해 설명되는 정도가 과거 청년층에 비해 최근 청년층에서 더 높아진 것으로 해석할 수 있다.

본 연구의 분석결과를 종합하면, 부모-자녀 세대 간 소득 및 직업 계

30) 2016년 3~4월간 전국의 만 16세 이상, 74세 미만의 3,500여 명을 대상으로 실시한 동그라미재단의 ‘한국사회 기회불평등에 대한 조사’ 결과에서도, “우리 사회가 공평한 기회가 보장되는 사회인가”라는 질문에 공평하지 않다는 응답이 60%를 넘었으며, “집안 등 사회경제적 배경이 개인의 노력보다 성공에 더 중요한지”에 대한 질문에 그렇다고 응답한 비율이 약 74%에 이르는 것으로 나타났다(한겨레 기사, 2016. 10. 5일자).

층의 대물림 현상이 데이터에서도 관찰될 뿐만 아니라, 이러한 소득과 직업 측면에서의 계층 대물림 경향성이 증가하고 있으며, 부모배경에 따른 기회불균등의 정도가 과거에 비해 심화되었다고 할 수 있다. 기존 연구결과에서 밝혀진 바와 같이, 부모의 계층은 자녀교육에 대한 투자를 통해 자녀에게 전달될 가능성이 크다. 본 연구에서도 KEEP의 중3 코호트의 4년간(2004년 중3~2007년 고3 시점까지) 사교육 변수와 부모소득과의 관계를 살펴본 결과, 부모소득 수준에 따라 자녀 사교육비 지출수준에 상당한 차이가 존재하는 것을 발견하였다. 소득 5분위에 속하는 가구의 58%는 월 사교육비 지출이 50만 원 이상인 반면 소득 1분위 가구의 40%는 사교육비를 전혀 지출하지 않는 것으로 나타났다. 이는 부모소득이 자녀 교육에 대한 투자로 이어지고 이러한 교육투자가 자녀소득의 연결고리로서 작용할 수 있음을 시사한다. 계층의 대물림을 통한 소득불평등의 확대·심화가 안정적·지속적인 경제성장과 경제활력 제고에도 상당히 부정적인 영향을 줄 수 있음을 감안할 때, (주어진 가정환경과 무관한) 교육기회 균등 보장 정책(예, 공교육 내실화·강화, 사교육 부담 완화 등)이 무엇보다 가장 필요할 것으로 생각된다. 소득불평등 완화 정책, 취약계층 지원 정책 등도 계층 고착화로 인한 부정적 효과를 줄이는 데 도움이 될 것이다.

참고문헌

- 강유진(2010), 「가족 소득이 학업성취에 미치는 영향에 대한 가족과 학교 사회적 자본의 조절효과」, 『한국지역사회생활과학회지』 21(3), pp.323~339.
- 김낙년(2015), 「한국에서의 부와 상속, 1970-2013」, Working Paper Series WP2015-07, 낙성대 경제연구소.
- 김성태·전영준·임병인(2013), 「한국교육고용패널로 본 우리나라의 사회이동성 분석」, 『고용직업능력개발연구』 16(2), pp.1~28.
- 김성환·박상우(2008), 「청소년의 가정환경이 진로선택에 미치는 영향」, 『지역사회연구』 16(3), 한국지역사회학회, pp.199~214.
- 김연아(2015), 「비정규직의 직업이동 연구 - 세대 내 이동과 세대 간 전승」, 성공회대학교 일반대학원 박사학위논문.
- 김위정·김왕배(2007), 「세대간 빈곤이행과 영향요인에 관한 연구」, 『한국사회학』 41(6), 한국사회학회, pp.1~36.
- 김은정(2007), 「가정의 사회경제적 지위, 사교육비, 부모-자녀 관계 그리고 청소년 자녀의 학업성취 간의 관계에 관한 연구 - 부모-자녀 관계의 매개역할을 중심으로」, 『한국사회학』 41(5), 한국사회학회, pp.134~162.
- 김일혁·강상진(2005), 「고등학생의 수학성취도와 가정배경 요인의 구조적 관계 분석」, 『한국교육』 32(4), 한국교육개발원, pp.193~221.
- 김종성·이병훈(2014), 「부모의 사회계층이 자녀의 노동시장 성과에 미치는 효과」, 『동향과 전망』, 한국사회과학연구회, pp.296~330.
- 김진영·김성태(2013), 「사회이동성 제고를 위한 교육정책 과제」, 『응용경제』 15(2), 한국응용경제학회, pp.61~106.
- 김현주·이병훈(2005), 「가족배경이 학업성취에 미치는 영향: 성차」, 제6회 한국노동패널 학술대회 논문집.

- _____ (2007), 「자녀의 학업성취에 미치는 가족배경, 사회자본 및 문화자본의 영향」, 『한국인구학』 30(1), 한국인구학회, pp.125~148.
- 김희삼(2009), 「세대간 경제적 이동성의 현황과 전망」, 『KDI정책포럼』 제220호, 한국개발연구원.
- _____ (2015), 「사회 이동성 복원을 위한 교육정책의 방향」, 『KDI포커스』 통권 제54호, 한국개발연구원.
- 남기곤(2008), 「부모의 학력이 자녀의 학력 및 직업지위에 미치는 효과: 국제비교 분석」, 『교육재정경제연구』 17(1), pp.61~92.
- 라포르시안(2015. 2. 16), 「가난과 건강불평등의 대물림 ... 그 강력한 굴레」, ([서리풀 논평] 「가난이 세습되는 사회」).
- 민인식·최필선(2012), 『STATA 고급패널데이터 분석』.
- 방하남·김기현(2000), 「변화와 세습: 한국 사회의 세대간 신분이동 및 성취구조」, 제2회 한국노동패널 학술대회, 한국노동연구원, pp.3~29.
- 변수용·김정근(2008), 「부모의 교육적 관여가 학업성취에 미치는 영향: 가정배경의 영향을 중심으로」, 『교육사회학연구』 18(1), pp.39~66.
- 석재은·노혜진(2013), 「동질혼이 가구소득불평등에 미치는 영향: 교육적 동질혼 및 직업적 동질혼을 중심으로」, 『사회보장연구』 29(2), pp.167~195.
- 손진희·김안국(2006), 「가정환경, 자아개념, 자기학습량과 학업성취의 관계」, 『아시아교육연구』 7(1), pp.235~265.
- 신수영·김정근(2012), 「가정배경이 직업포부에 미치는 영향: 가족 내 사회자본의 역할을 중심으로」, 『한국교육학연구』 18(1), pp.121~141.
- 안종범·전승훈(2008), 「교육 및 소득수준의 세대간 이전」, 『재정학연구』 1(1), pp.119~142.
- 양난미·이은경(2008), 「초등학생의 진로포부에 대한 부모학습관여와 학업적 자기효능감과의 관계 연구」, 『한국심리학회지』 20(2), pp.455~472.

- 여유진(2008), 「한국에서의 교육을 통한 사회이동 경향에 대한 연구」, 『보건사회연구』 28(2), pp.53~80.
- 월간조선(2013. 12), 「서울대 신입생 40년 연구, 高학력·高소득층 ‘학력 대물림’ 고착화」, <http://monthly.chosun.com/client/news/viw.asp?ctcd=C&nNewsNumb=201312100033>(접속일자: 2016. 11. 6).
- 윤인진·임창규·정재영(2007), 「자녀 양육방식에 관한 직업계층 및 국가별 비교」, 『한국청소년연구』 18(3), pp.167~192.
- 임창규·윤인진(2011), 「세대 간 직업계층의 계승과 직업 지속성 간의 관계」, 『고용능력개발연구』 14(2), 한국직업능력개발원, pp.127~151.
- 장상수(1999), 「한국 사회의 교육수준별 혼인 유형과 그 변화」, 『한국사회학』 33, pp.417~448.
- 정한나(2016), 「재학 중 근로경험 유형에 따른 근로자 특성 및 노동시장 성과 차이」, 한국고용정보원 2016년 5월호 고용이슈 기획특집4, pp.76~87.
- 조선일보(2013. 12. 6), 「서울대 신입생 40년 연구… 고학력·고소득층 ‘학력 대물림’ 고착화」.
- 조우현(2004), 「아버지 학력과 노동시장 불평등」, 『노동경제논집』 27(2), 한국노동경제학회, pp.67~89.
- 조은실(2008), 「한국사회 배우자선택의 지위적 동질성: 성취지위와 귀속 지위를 중심으로」, 연세대학교 일반대학원 석사학위논문.
- 최은영·홍장표(2014), 「세대 간 직업계층의 이동성」, 『지역사회연구』 22(1), 한국지역사회학회, pp.51~70.
- 최은영(2012), 「소득계층별 교육과 가구소득의 세대간 이전에 관한 연구」, 『지역사회연구』 20(3), 한국지역사회학회, pp.23~42.
- 최필선·민인식(2015a), 「부모의 교육과 소득수준이 세대 간 이동성과 기회불균등에 미치는 영향」, 『사회과학연구』 22(3), 동국대학교 사회과학연구원, pp.31~56.
- _____ (2015b), 「한국의 세대 간 사회계층 이동성에 관한 연구」, 제10회 한국교육고용패널 학술대회, pp.259~283.

- 통계청, 『사회조사 결과』, 각 연도.
- 한겨레(2016. 10. 5), 『앵거스 디턴의 불평등 언급과 한국 현실』, http://www.hani.co.kr/arti/economy/economy_general/764209.html(접속일자: 2016. 10. 5).
- 한겨레21(2015. 3. 12), 『딸이 비정규직인 게 내가 비정규직이어서는 아닐까』.
- 한국노동연구원, 『한국노동패널조사(KLIPS)』 제1차(1998년)~17차(2014년) 원자료.
- 한국직업능력개발원, 『한국교육고용패널(KEEP) I』 중3코호트 제1차(2004년)~4차(2007년) 원자료.
- 황덕순(2000), 『도시취업자의 세대간 계층이동과 세대내 유동성』, 『제2회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 한국노동연구원, pp.30~63.
- Anderson, C. A.(1961), “A Skeptical Note on the Relation of Vertical Mobility to Education,” *American Journal of Sociology* 66(6), pp.560~570.
- Andrews, D. and A. Leigh(2009), “More Inequality, Less Social Mobility,” CEPR Discussion Papers #566, Centre for Economic Policy Research, Research School of Economics, Australian National University.
- Bartholomew, D.(1982), *Stochastic Models for Social Processes*, Chichester : Wiley.
- Blanden, J., P. Gregg and S. Machin(2005), “Intergenerational Mobility in Europe and North America,” Centre for Economic Performance, The London School of Economics and Political Science.
- Blanden, J., P. Gregg and L. Macmillan(2006), “Accounting for Intergenerational Income Persistence : Non-Cognitive Skills, Ability and Education,” Centre for the Economics of Education, The London School of Economics and Political

Science.

Blau, P. M. and O. D. Duncan(1967), *The American Occupational Structure*, N.Y. : John Wiley&Sons.

Bowles, S. and H. Gintis(2002a), “The Inheritance of Inequality,” *Journal of Economic Perspectives* 16(3), pp.3~30.

_____ (2002b), “Schooling in Capitalist America Revisited,” *Sociology of Education* 75(1), pp.1~18.

Causa, O. and Å. Johansson(2010), “Intergenerational Social Mobility in OECD Countries,” *OECD Journal : Economic Studies*, OECD.

Chetty, R., N. Hendren, P. Kline and E. Saez(2014), “Where is the Land of Opportunity of Intergenerational Mobility in the United States,” Working Paper 19843, National Bureau of Economic Research.

Fleurbaey, M. and V. Peragine(2013), “Ex Ante Versus Ex Post Equality of Opportunity,” *Economica* 80, pp.118~130.

Kalmijn, M.(1991), “Status Homogamy in the United States,” *American Journal of Sociology* 97(2), pp.496~523.

OECD(2014), *Closing the Loop: How Inequality Affects Economic Growth and Social Cohesion*, New Approaches to Economic Challenges [B6].

Shorrocks, A.(1978), “The Measurement of Mobility,” *Econometrica* 46(5), pp.1013~1024.

◆ 執筆陣

- 이경희(한국노동연구원 연구위원)
- 민인식(경희대학교 경제학과 교수)

직업 및 소득계층의 세대 간 이전에 관한 연구

- 발행연월일 | 2016년 12월 24일 인쇄
2016년 12월 30일 발행
- 발 행 인 | 방 하 남
- 발 행 처 | **한국노동연구원**
☎ 310147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089
- 조판·인쇄 | 고려씨엔피 (02) 2277-1508/9
- 등록 일자 | 1988년 9월 13일
- 등록 번호 | 제13-155호

© 한국노동연구원 2016 정가 5,000원

ISBN 979-11-260-0105-7