

# 소득계층 이동성 실태와 동적 변화\*

이 경 희\*\*

## 1. 머리말

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(2015), 김연아(2015), 정한나(2016) 등 몇몇 연구자들은 실증자료를 통해 최근 동향을 분석하기도 하였다. 부모의 직업 및 소득, 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 본고에서는 소득 계층의 세대 간 이전 또는 대물림 현상에 대한 종합적인 실증분석 연구를 통해 현재 우리 사회에서 경제적 대물림 현상의 존재여부 및 심각성, 동적 변화 양상 등을 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구는 한국노동패널조사(KLIPS) 제1차(1998년)~17차(2014년) 자료를 이용하여 부모-자녀 매칭 패널데이터를 구축<sup>1)</sup>하고, 이행행렬, 이동성 지표, 패널분석 등 다양한 방법을 이용하여 실증분석을 수행한다. 우리나라의 최장기 패널자료인 KLIPS의 17년간 데이터를 연결하여, 회고적 질문에 의존하지 않고 직접 조사된 소득계층을 사용하기 때문에 분석의 신뢰성이 상대적으로 높을 것으로 본다.

\* 이 글은 이경희·민인식(2016), 『직업 및 소득 계층의 세대 간 이전에 관한 연구』의 일부를 발췌, 정리한 것이다.

\*\* 한국노동연구원 연구위원(kheelee@kli.re.kr).

1) 분석용 데이터 구축 관련 자세한 설명은 이경희·민인식(2016) 제3장 참고.

## II. 소득의 정의

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

<표 1> 소득변수 정의

변수명	변수기호	변수정의(월평균 소득)
부의 소득	$p\ incomef_{it}$	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	$p\ incomefm_{it}$	가구 $i$ 에 속한 아버지와 어머니의 $t$ 시점 합산 근로소득 - 자영업자인 경우 사업소득
자녀 소득	$p\ incomec_{it}$	가구 $i$ 에 속한 자녀의 $t$ 시점 근로소득 - 자영업자인 경우 사업소득 - 미취업(또는 대학 재학 중)인 경우는 결측치로 처리

한국노동패널조사(KLIPS)에서는 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 합산소득을 부모소득으로 간주할 필요가 있다. <표 2>에서는 소득변수에 대한 기초통계량 정보를 제시한다. 모든 소득은 월평균 소득으로 환산하였고 2013년 기준 실질 소득이다.<sup>2)3)</sup>

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 46.8%(=25,905/55,371)로 확인된다. 자녀의 평균 월소득은 226만 원이다.

2) 명목임금 지수는 고용노동부 사업체 조사의 전 산업 평균 노동비용을 이용하여 계산하였다.  
3) 환산된 실질소득이 3,000만 원이 넘는 경우에는 이상치로 간주하여 결측치 처리하였다.

〈표 2〉 소득변수에 대한 기초통계량

(단위: 만 원)

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

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

### Ⅲ. 부모-자녀 소득계층 이행 확률

#### 1. 평균 부모소득과 자녀소득

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

$$\Pr(pincome_{c_{it}} = k | pincome_{fm_{it}} = s) \tag{1}$$

식 (1)은 부모소득이  $s$  분위(quantile)에 있다는 조건이 주어졌을 때 자녀소득이  $k$  분위에 속할 확률을 의미한다. 다른 통제변수는 고려하지 않고 빈도(frequency)를 계산하여 식 (1)의 확률을 제시한다. 식 (1)의 이행확률을 계산하기 위해서는 같은 시점( $t$ )에서 자녀와 부모소득이 동시에 관찰되어야 한다. 그러나 한국노동패널조사에서는 두 변수가 동시에 관찰되지 않는 경우(case)가 많기 때문에 데이터 손실이 발생하게 된다. 이러한 점을 고려하여 소득이 관찰된 시점에 대한 평균을 계산하여 평균 소득으로 대신한다.<sup>4)</sup> 따라서 식 (1)의 이행확률은 다음과 같이 변경한다.

$$\Pr(pincome_{c_i} = k | pincome_{fm_i} = s) \tag{2}$$

위 식 (2)에서  $pincome_{c_i} = \frac{1}{T_i^c} \sum_t pincome_{c_{it}}$  이고  $pincome_{fm_i} = \frac{1}{T_i^{fm}} \sum_t pincome_{fm_{it}}$

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

이다. 즉 20~50세인 자녀의 소득이 관찰되는 시점에 대한 평균 자녀소득과 부모소득이 관찰되는 시점에 대한 평균 부모소득을 계산한다. <표 3>에서는 평균한 자녀소득과 부모소득의 기초 통계량을 제시한다. 부모소득은 310만 원이고 자녀소득은 202만 원이며, 자녀소득과 부모소득이 동시에 관찰된 가구는 3,963가구이다.

<표 3> 부모소득과 자녀소득 평균

변수	obs.	평균	최소값	최대값
$pincome_{fm,t}$	5,828	310	0	2,400
$pincome_{c,t}$	4,323	202	0	1,444

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

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

<표 4> 이행행렬 : 평균 부모소득과 자녀소득

	자녀소득 1분위	자녀소득 2분위	자녀소득 3분위	자녀소득 4분위	자녀소득 5분위	합 계
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)
합 계	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.

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 20%로 20% 이하이다. 그러나 5분위에 속할 확률은 25.2%로 높은 편이다. 부모의 소득계층이 자녀의 소득계층과 양의 관계임을 예상할 수 있다. 한편, 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 노동 시장에 더 빨리 진출한다고 해석할 수 있다. 부모소득 분위와 자녀소득 분위 변수가 서로 독립적인지 피어슨 검정(Pearson's test)을 실시한 결과, 카이제곱 검정통계량이 35.2(p-value=0.001)로 추정되어, 두 범주형 변수는 서로 독립이 아니고 통계적 경향성을 가진다고 할 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>에서 계산한 이행행렬에 적용하여 세대 간 이동성 정도를 하나의 숫자로 제시할 수 있다.

먼저 Shorrocks(1978)의 Trace Measure는 다음과 같이 계산한다. <표 4>의 이행행렬을  $TM$ 으로 표현하면,  $TM$  행렬의 각 원소는 부모소득 분위가 주어졌을 때 자녀소득 분위의 비율이다. 가령  $TM[5,1]$  원소는  $\frac{93}{575} = 0.162$ 가 된다. 주의할 점은 비율은 반드시 0과 1 사이 값으로 표현해야 한다는 것이다.

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

위 식에서  $K$ 는 분위의 개수를 뜻하는데, <표 4>의 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 계산한다. Shorrocks(1978)의 이동성 지표와 유사하게  $TM$ 이 항등행렬이면 Bartholomew(1982)의 이동성 지표=0이 된다는 것을 쉽게 보일 수 있다.

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

<표 4>의 소득계층 이동성 이행행렬에서 계산한 이동성 지표는 다음과 같다.5)

<표 5> 이동성 지표: 평균 부모소득과 자녀소득

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

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

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

## 2. 14~16세 시점 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. 이를 분석하기 위해 앞 절(자녀가 20세 이상)에서와는 달리 자녀가 14세 시점 이상인 경우를 모두 고려하여, 자녀의 학생 시점을 14~16세로 가정하고 이 시점의 평균적 부모소득을 계산하였다. 자녀가 학생일 때 부모소득은 가구소득으로 대신할 수 있다.<sup>6)</sup> 이 경우에는 자녀가 소득이 없기 때문에 가구소득이 순수하게 부모소득일 가능성이 크기 때문이다. <표 6>에는 이행행렬 분석을 위한 변수에 대한 기초통계량이 제시되어 있다.

<표 6> 14~16세 시점 부모소득과 자녀소득

변수	obs.	평균	최소값	최대값
$hincome14_i$	2,523	544	2.4	4,551
$pincomec_i$	4,323	202	0	1,444

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

$hincome14_i$  변수는 자녀가 14~16세 시점에서 속한 가구소득 평균이다. 앞서 설명하였듯이 이 시점의 가구소득은 부모소득으로 간주할 수 있다.  $pincomec_i$  변수는 <표 3>에서와 같이 자녀가 20세 이후 노동시장에 진출하였을 때 관찰된 평균소득이다.<sup>7)</sup> 노동패널 1~17차 조사기간 동안 자녀의 14~16세 시점이 한 번이라도 관찰되면  $hincome14_i$  값을 알 수 있다.  $hincome14_i$ 의 관측치(obs.)는 2,523개로 많지 않기 때문에 17년의 조사기간 동안 자녀의 14~16세 시점이 많지 않다는 것을 예상할 수 있다.

<표 4>와 유사하게 <표 7>에서는 세대 간 소득계층 이동성을 확인할 수 있는 이행행렬을 제시한다. <표 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%로 2배 정도 높다는 것을 확인할 수 있다. 이러한 소득계층 이동성이 독립적인지 가설검정을 위한 피어슨 카이제곱 통계량=47.9이고 p-value=0.000으로 귀무가설을 기각하여, 이러한 경향성은 통계적으로 의미가 있다는 것을 확인할 수 있다.

앞 절(III. 1)에서와 마찬가지로 <표 7>의 이행행렬에 대해서도 Shorrocks(1978)와 Bartho-

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

7) 2013년 기준 실질소득으로 환산한 후 평균을 계산하였다.

<표 7> 이행행렬 : 14~16세 시점의 부모소득과 자녀소득

	자녀소득 1분위	자녀소득 2분위	자녀소득 3분위	자녀소득 4분위	자녀소득 5분위	합 계
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)
합 계	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.

lomew(1982)의 이동성 지표를 계산할 수 있다. <표 4>에 비해 이동성 지표는 약간씩 낮아짐을 공통적으로 확인할 수 있다. 현재시점의 자녀-부모 소득 간 이동성보다 현재시점 자녀소득-과거시점 부모소득의 이동성이 더 제약적이다. 즉 <표 4>에 비해 <표 7>에서 부모-자녀가 서로 같은 소득분위에 속하게 될 가능성이 더 크다.

<표 8> 이동성 지표 : 14~16세 시점의 부모소득과 자녀소득

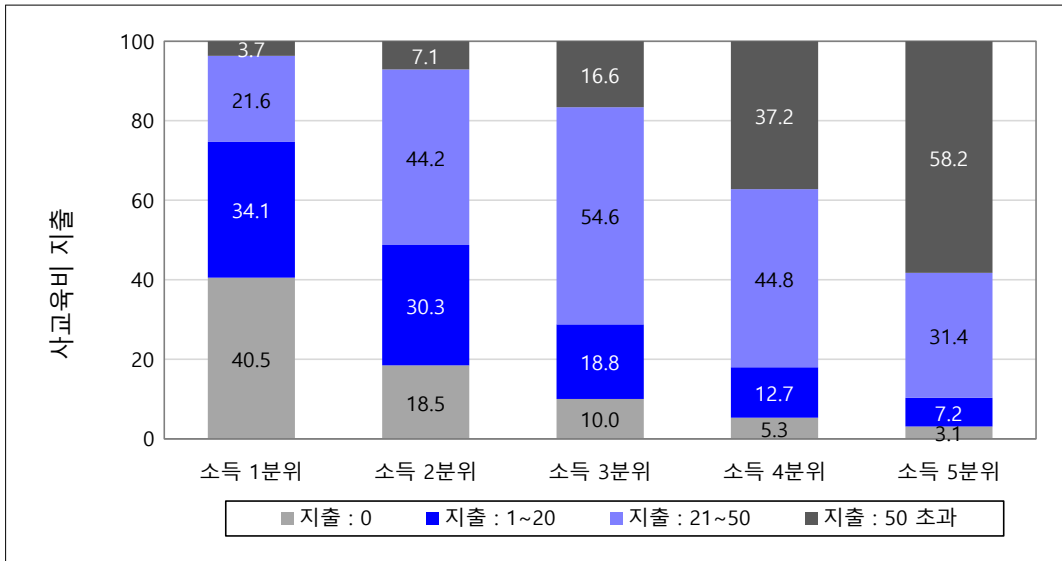
이행행렬	Shorrocks(1978)	Bartholomew(1982)
<표 7>	0.972	0.359

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

<표 7>의 이행행렬에 따르면 부모-자녀 소득 대물림은 자녀의 학생시점부터 시작될 가능성이 있다는 것을 보여주고 있다. 소득계층의 대물림은 교육에 대한 투자를 통해 자녀에게 전달 될 가능성이 크다. 이에 대한 실증적 근거로서 한국교육고용패널(KEEP)의 중3 코호트의 4년간 사교육 변수와 부모소득의 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)가구 소득을 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 1]의 막대그래프를 살펴보면 소득 5분위에 속하는 가구의 58%는 월 사교육비 지출이 50만 원 이상이라는 것을 알 수 있다. 반면 소득 1분위 가구의

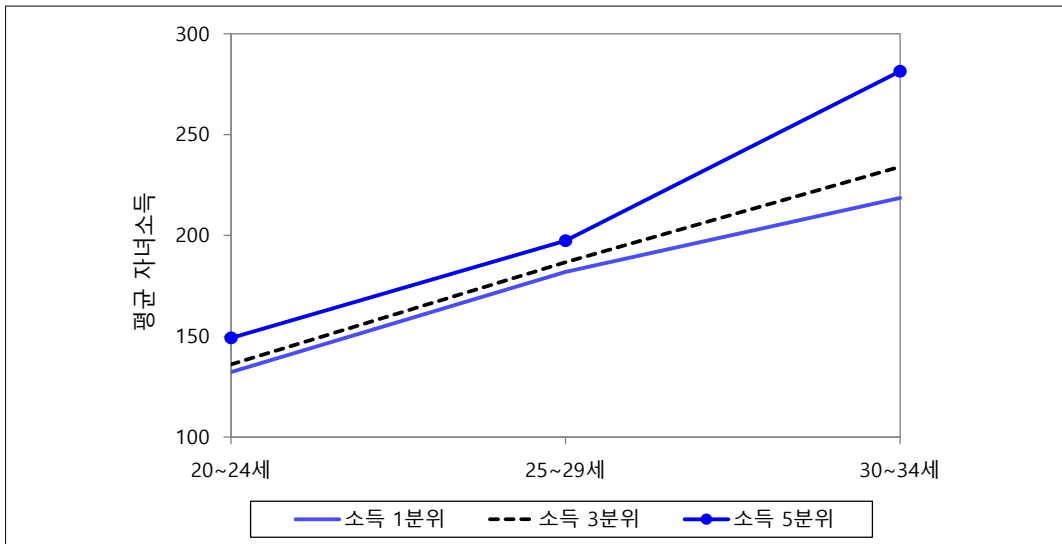
40%는 사교육비를 전혀 지출하지 않는다. <표 7>의 이행행렬 결과는 (자녀의 학생시절) 부모 소득이 자녀 교육에 대한 투자로 이어지고 이러한 교육투자가 자녀소득의 연결고리로서 존재함을 암시한다.

[그림 1] 부모소득과 사교육비 지출



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

[그림 2] 자녀의 20세 이후 평균소득



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



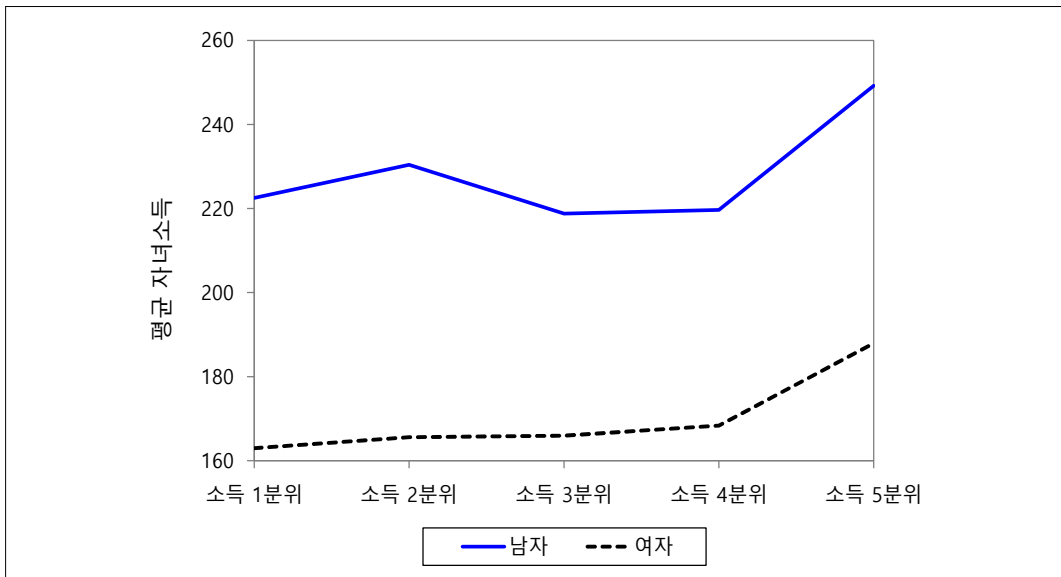
자녀의 14~16세 시점 부모소득이 노동시장 진출 이후 자녀소득과 어떻게 연결되는지 시간의 흐름에 따라 살펴보면 다음과 같다. [그림 2]는 14~16세 시점 부모소득 1분위, 3분위, 5분위에 속한 자녀의 20세 이후 시점 평균소득이 어떻게 변하는지를 보여준다. 14~16세 시점의 부모소득은 노동시장 진출 이후 자녀소득에 미치는 영향이 분명한 것으로 보인다. 20~24세 평균소득은 큰 차이가 없지만 대학 졸업 이후인 25~29세 시점부터는 소득 1분위와 소득 5분위의 격차가 점차 벌어지기 시작한다. 30세 이후 시점의 자녀소득은 부모소득 1분위와 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.

### 3. 자녀 성별에 따른 부모소득과 자녀소득의 관계

자녀 성별에 따라 소득계층 이동성 패턴이 다르게 나타날 수 있다. 이에 본절에서는 성별 구분 없이 자녀의 소득분위와 부모소득 분위의 관계를 이행행렬을 통해 살펴보았던 <표 4>와 같은 내용의 분석을 성별로 구분하고 이행행렬 대신 그래프를 통해 결과를 제시한다. 부모소득 1~5분위에 속하는 자녀의 평균소득을 남자-여자별로 계산하였다.

[그림 3]을 보면 부모소득 1분위에 속한 아들의 평균소득은 222만 5천 원이고 부모소득 5분

[그림 3] 자녀 성별에 따른 부모소득과 자녀소득의 관계



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

위에 속한 이들의 평균소득은 249만 원으로 부모소득 1분위에 비해 12% 정도 높다는 것을 알 수 있다. 딸의 경우를 살펴보면 부모소득 1분위에 속한 딸의 월평균 소득은 163만 원이지만 5분위에 속한 딸의 소득은 188만 원이다. 5분위에 속한 딸은 1분위에 속한 딸에 비해 소득이 15% 정도 더 높다. 특히 아들에 비해 딸의 평균소득은 분명하게 부모소득 분위와 비례하는 양상을 보인다.

#### IV. 소득계층 이동성에 대한 패널분석

자녀소득에 영향을 미칠 수 있는 자녀 특성 변수를 통제한 이후에도 여전히 부모소득과 자녀소득 간 유의한 인과관계(causality)가 존재하는지 패널 분석(panel analysis)을 수행하였다. 종속변수는 자녀  $i$ 의  $t$ 시점에서 소득 5분위 값이다. 따라서 범주형(categorical)이면서 순서형(ordinal) 변수이기 때문에 패널 순서형 로짓모형(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.<sup>8)</sup>  $u_i$ 는 관찰되지 않는 자녀 이질성에 해당한다.

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

관찰된 자녀소득 분위는 다음과 같이 잠재변수의 일정 범위하에서 주어진다고 가정한다.

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

또한 식 (5)에서 오차항에 대한 가정은 다음과 같다.

8) 모형에서 상수항은 cut point인  $\delta$ 에 포함되기 때문에 분리되어 추정되지 않는다.

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

식 (5)에서 독립변수인 부모소득 분위변수( $pincome_{fm}Q_{it}$ )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.<sup>9)</sup> 통제변수로 사용된  $age_{it}$ 는 소득이 관찰된 시점에서 자녀의 나이이므로 time-varying 변수이다.  $gender_i$ 는 자녀의 성별(남자=0, 여자=1) 변수이고,  $edu_{it}$  변수는 자녀의 교육수준(고졸 미만 / 고졸 / 전문대졸 / 대졸 이상)을 의미한다.

식 (5) 모형에 대한 추정량은 확률효과(random effects) 추정량을 적용하였다. <표 9>에서는 패널 순서형 로짓 추정결과를 정리하여 제시한다. 본 연구의 관심변수인 부모소득 변수는 모두

<표 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 : $\delta_1$	2.414 (0.420) ***
cut point : $\delta_2$	4.313 (0.420) ***
cut point : $\delta_3$	6.090 (0.422) ***
cut point : $\delta_4$	7.994 (0.424) ***
$\sigma_u$	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.

9) 부모소득 분위 변수는 연속형 변수로도 포함할 수 있지만, 본 연구에서는 부모소득 분위가 자녀소득 분위기를 결정하는 데 비단조적으로(non-monotonically) 영향을 미친다고 가정하고 범주형 변수로 설정한다.

(+) 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. 부모소득이 최상위 분위(5분위)에 속하면 자녀소득 분위기를 높이는 데 가장 큰 영향을 미친다. 자녀소득에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인을 통제하더라도 여전히  $t$ 시점 부모소득이 높을수록 같은  $t$ 시점의 자녀소득도 높아진다. 자녀소득에 영향을 미치는 자녀의 기본적인 특성에 대한 결과 역시 기존 선행연구와 일치한다. 나이가 많아질수록 소득분위가 높아지며 남자의 비해 여자의 소득분위가 더 낮다. 또한 교육수준이 높아질수록 소득분위가 높아진다는 것을 알 수 있다.

## V. 소득계층 이동성의 동적 변화

마지막으로 본장에서는 소득계층 이동성의 시계열적인 변화를 분석한다. IV장의 <표 9>에서는 전체 분석대상 표본에 대한 소득계층 이동성을 패널 순서형 로짓 추정결과를 이용하여 제시하였다. 본장에서는 전체 표본 대신 자녀의 생년(birth year)을 기준으로 하위그룹을 나눈 후 각 하위그룹 표본에서 패널 회귀모형을 적용하여 소득계층 이동성의 시계열적 패턴을 파악한다. 전체 표본에서 (20세 이상으로 한정하였을 때) 자녀 생년은 1949~95년까지 존재하는데, 1949~59년생에 해당하는 자녀는 분석대상에서 제외하고 전체 표본을 구성하였다. 전체 표본에서 birth cohort로 하위그룹 표본을 구분할 때 <표 10>과 같이 특정 기간에 태어난 자녀를 하나의 birth cohort로 간주한다.

birth cohort (1)은 자녀의 생년이 1960~74년인 경우로 설정한다.<sup>10)</sup> 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.<sup>11)</sup> 특히 마지막 출생 코호트인 birth cohort (17)은 1981~95년생까지 포함하도록 구축한다.

17개의 birth cohort 표본에 IV장에서 제시한 식 (5)의 패널 분석(패널 순서형 로짓 분석)을 실행하여  $pincome_{fm}Q_{it}$  (5분위) 추정계수에 주목한다. 이 추정계수는 앞서 설명하였듯이 부모소득이 (1분위 대비) 5분위에 속하는 경우 자녀소득 분위에 미치는 효과라고 해석할 수

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

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

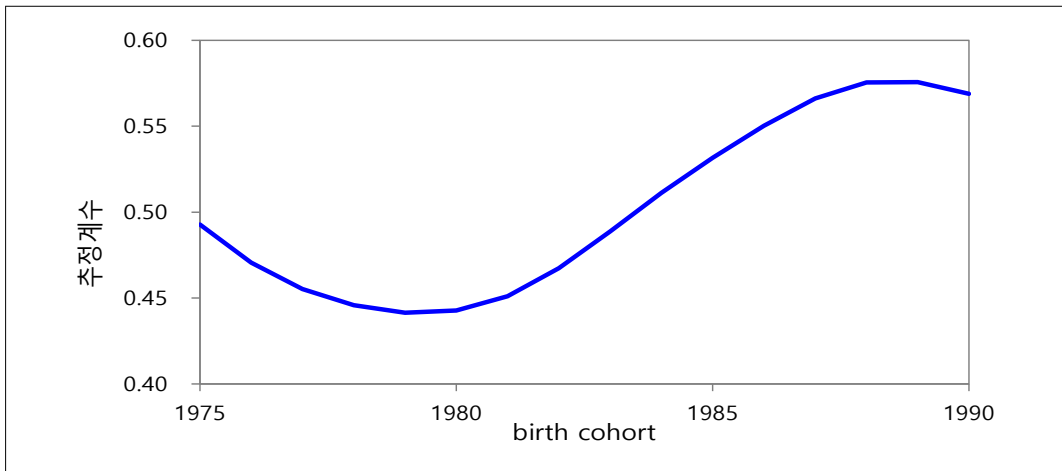
〈표 10〉 birth cohort 구성방법

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

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

있다. [그림 4]에서는 17개의  $pincome_{fm}Q_{it}$  (5분위) 추정계수를 그래프로 제시함으로써 소득계층의 세대 간 이동성의 시계열 패턴을 보여준다.<sup>12)13)</sup>

[그림 4] birth cohort별 추정계수



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

- 12) 지면 관계상 17개의 패널 분석결과를 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.
- 13) 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 소득 계층(소득분위)은 부모 소득계층에 더 많은 영향을 받는다는 것, 즉 소득계층의 세대 간 대물림이 심화되는 것을 확인할 수 있다.

## VI. 맺음말

본 연구의 분석결과에 따르면, 부모-자녀 세대 간 소득계층의 대물림 현상이 데이터에서도 관찰될 뿐만 아니라, 이러한 소득 측면에서의 계층 대물림 경향성이 시간이 흐름에 따라 증가하고 있다고 할 수 있다. 기존 연구결과에서 밝혀진 바와 같이, 부모의 계층은 자녀교육에 대한 투자를 통해 자녀에게 전달될 가능성이 크다. 본 연구에서도 부모소득 수준에 따라 자녀 사교육비 지출수준에 상당한 차이가 존재하는 것을 발견하였다. 이는 부모소득이 자녀 교육에 대한 투자로 이어지고 이러한 교육투자가 자녀소득의 연결고리로 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. **KLI**

## [참고문헌]

- 김연아(2015), 「비정규직의 직업이동 연구-세대 내 이동과 세대 간 전승」, 성공회대학교 일반대학원 박사학위논문.
- 민인식·최필선(2012), 『STATA 고급패널데이터 분석』, 지필미디어.
- 이경희·민인식(2016), 『직업 및 소득 계층의 세대 간 이전에 관한 연구』, 한국노동연구원.
- 정한나(2016), 「재학 중 근로경험 유형에 따른 근로자 특성 및 노동시장 성과 차이」, 한국고용정보원, 『고용이슈』 2016년 5월호, 기획특집 4, pp.76~87.
- 최필선·민인식(2015), 「한국의 세대 간 사회계층 이동성에 관한 연구」, 제10회 한국교육고용

패널 학술대회, pp.259~283.

Bartholomew, D.(1982), *Stochastic Models for Social Processes*, Chichester : Wiley.

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