정책연구
2024-14

한국의 세대간 사회이동에 관한 연구

고영우 · 신영민 · 이성원 · 이지은 · 황규성

한국노동연구원

목 차

요 약 ····· i

제1장 서 론 ····· (고영우) ····· 1

제2장 세대간 사회이동 연구의 흐름 ····· (황규성) ····· 5

제1절 해외 연구의 쟁점과 동향 ····· 5

1. 주요 쟁점 ····· 5
2. 개념과 방법론 ····· 8
3. 세대간 사회이동의 추이 ····· 11
4. 사회이동의 요인과 기제 ····· 19
5. 사회이동의 맥락 ····· 27

제2절 한국의 연구 동향 ····· 30

1. 사회이동의 현주소 ····· 30
2. 세대간 사회이동의 추이 ····· 34
3. 사회이동의 요인과 기제 ····· 40
4. 사회이동의 환경변화 ····· 45

제3절 세대간 사회이동 종합연구 ····· 52

1. 선행연구의 성과와 한계 ····· 52
2. 사회이동 실태 종합 분석 ····· 53
3. 생애과정 시각 ····· 54

제3장 한국의 세대간 교육이동성 ····· (이성원) ····· 57

제1절 서 론 ····· 57

제2절 세대간 이동성 측정 및 실증분석 방법론 ····· 60

1. 자 료 ····· 60
2. 교육의 세대간 이동성 측정 및 추정 방법 ····· 63
제3절 실증분석 결과 ····· 65
1. 교육의 세대간 상대적 이동성 ····· 65
2. 분위 회귀모형 추정 ····· 69
3. 세대간 이동성의 코호트별 이질성 분석 ····· 72
제4절 소 결 ····· 77

제4장 직업선택을 통한 사회이동성 분석 ····· (신영민) ····· 78
제1절 서 론 ····· 78
제2절 직업의 세대간 이전과 사회적 이동에 관한 연구 ····· 82
1. 직업이동에 대한 이론적 논의 ····· 82
2. 국내 실증연구 동향 ····· 86
3. 주요 연구 질문 ····· 90
제3절 연구 자료와 방법 ····· 92
1. 연구 자료와 변수 ····· 92
2. 분석 방법 ····· 96
제4절 한국의 세대간 직업이동 ····· 98
1. 세대별 절대적 · 상대적 사회이동 ····· 98
2. 자녀의 관리 · 전문직 여부에 부모의 직업과 자녀 교육수준이 미치는 영향 ····· 106
3. 관리 · 전문직 여부가 근로연령기 임금에 미치는 영향 ····· 112
제5절 소결 및 함의 ····· 116

제5장 주거자산의 세대간 이전 및 자산 증식에 미치는 영향 ····· (이지은) ····· 118
제1절 서 론 ····· 118
제2절 자료와 분석 방법 ····· 120

1. 분석 자료 ····· 120
2. 변수와 분석 방법 ····· 130
제3절 연구 결과 ····· 132
1. 기초분석 ····· 132
2. 주거자산 이전 효과 분석 ····· 142
3. 주거자산 이전을 통한 미래 자산 증식 분석 ····· 144
제4절 소 결 ····· 148

제6장 결혼이 세대간 계층이동에 미치는 영향 ····· (고영우) ····· 150
제1절 결혼과 세대간 사회이동 ····· 150
제2절 선행연구 ····· 151
제3절 실증분석 ····· 153
1. 분석 자료 ····· 153
2. 부모의 특성에 따른 동질혼 경향 ····· 154
3. 배우자 간 특성에 따른 동질혼 경향 ····· 160
4. 동질혼과 계층이동 ····· 163
제4절 요약 및 시사점 ····· 168

제7장 결 론 ····· (고영우 · 신영민 · 이성원 · 이지은 · 황규성) ···· 171
제1절 연구 결과 요약 ····· 171
1. 세대간 사회이동의 이론적 배경 ····· 172
2. 한국에서의 세대간 사회이동 : 교육, 직업, 주거자산, 결혼의 관점에서 ····· 174
3. 한국에서의 세대간 사회이동 : 생애과정 종합 ····· 176
제2절 정책적 시사점 ····· 178

참고문헌 ····· 181

표 목 차

〈표 3- 1〉 기초통계량 ····· 63
〈표 3- 2〉 자녀 출생 순위 분포 ····· 63
〈표 3- 3〉 교육수준 회귀분석 결과 (종속변수 : 자녀 교육수준) ····· 66
〈표 3- 4〉 교육의 세대간 이동 탄력성(종속변수 : log(자녀 교육수준)) ·· 67
〈표 3- 5〉 순위 회귀분석 결과(종속변수 : 자녀의 상대적 교육 순위) ····· 68
〈표 3- 6〉 분위 회귀모형 추정 결과 ····· 71
〈표 3- 7〉 자녀 출생 코호트별 이질성 회귀모형 추정 결과 I(교육변수 : 상대 위치) ····· 74
〈표 3- 8〉 자녀 출생 코호트별 이질성 회귀모형 추정 결과 II(교육변수 : 상대 위치) ····· 75

〈표 4- 1〉 분석 대상과 변수의 정의 ····· 95
〈표 4- 2〉 분석 대상의 세대별 특성 ····· 98
〈표 4- 3〉 부모 - 자녀세대별 직업 유출률표(교차검정 결과) ····· 100
〈표 4- 4〉 부모와 자녀 직업 간 상대적 이동(승산비) ····· 104
〈표 4- 5〉 세대별 자녀 관리 · 전문직 여부에 부모 직업과 교육연수가 미치는 영향 : 경로분석 ····· 108
〈표 4- 6〉 세대간 예측변수의 표준화 계수 차이에 대한 Wald 검정 결과 ····· 111
〈표 4- 7〉 세대별 임금 및 주요 특성 ····· 113
〈표 4- 8〉 전문관리직 여부가 임금에 미치는 세대별 차이 ····· 115

〈표 5- 1〉 연도별 분가가구 분포 및 분석 표본 사례 수 ····· 121
〈표 5- 2〉 출생연도와 조사연도 ····· 125
〈표 5- 3〉 출생연도별 분가가구의 특성 변화 ····· 125

〈표 5- 4〉 분가한 자녀가구의 특성 ····· 126
〈표 5- 5〉 분가한 자녀가구의 거주 형태 ····· 128
〈표 5- 6〉 분가한 자녀가구의 가구주 특성 ····· 128
〈표 5- 7〉 부모가구의 특성 ····· 129
〈표 5- 8〉 부모가구의 거주 형태 ····· 130
〈표 5- 9〉 분석 변수의 조작적 정의 ····· 131
〈표 5-10〉 자녀가구 가구주 특성에 따른 자녀가구 주거자산 차이 (분가 당시) ····· 133
〈표 5-11〉 자녀가구 특성에 따른 자녀가구 주거자산 차이(분가 당시) ··· 134
〈표 5-12〉 부모가구 특성에 따른 자녀가구 주거자산 차이(분가 당시) ··· 135
〈표 5-13〉 분가 5년 후 순자산 증가율(분가 당시 기준) ····· 136
〈표 5-14〉 자녀가구 특성에 따른 분가 5년 후 자녀가구 순자산 증가액 ··· 137
〈표 5-15〉 부모가구 특성에 따른 분가 5년 후 자녀가구 순자산 증가액 ··· 138
〈표 5-16〉 분가 10년 후 순자산 증가율(분가 당시 기준) ····· 139
〈표 5-17〉 자녀가구 특성에 따른 분가 10년 후 자녀가구 순자산 증가액 ····· 139
〈표 5-18〉 부모가구 특성에 따른 분가 10년 후 자녀가구 순자산 증가액 ····· 141
〈표 5-19〉 자녀가구 주거자산에 미치는 영향 분석(수도권 여부) ····· 142
〈표 5-20〉 자녀가구 주거자산에 미치는 영향 분석(분가 시기) ····· 143
〈표 5-21〉 분가 5년 후 자녀가구 순자산 증가율에 미치는 영향 ····· 144
〈표 5-22〉 분가 5년 후 자녀가구 순자산 증가액에 미치는 영향 (순자산 증가가 있는 집단) ····· 145
〈표 5-23〉 분가 10년 후 자녀가구 순자산 증가율에 미치는 영향 ····· 146
〈표 5-24〉 분가 10년 후 자녀가구 순자산 증가액에 미치는 영향 (순자산 증가가 있는 집단) ····· 147

〈표 6- 1〉 부부간 아버지 학력 : 남편 기준 1970년대생(678명) ····· 154
〈표 6- 2〉 부부간 아버지 학력 : 남편 기준 1980년대생(534명) ····· 154
〈표 6- 3〉 부부간 아버지 학력 : 아내 기준 1970년대생(593명) ····· 155

〈표 6- 4〉 부부간 아버지 학력 : 아내 기준 1980년대생(607명) ····· 155
〈표 6- 5〉 코호트별 부부간 아버지 학력 상관계수 ····· 156
〈표 6- 6〉 코호트별 아버지 학력 기준 동질혼 및 상향혼 비중 ····· 156
〈표 6- 7〉 부부간 어머니 학력 : 남편 기준 1970년대생(566명) ····· 157
〈표 6- 8〉 부부간 어머니 학력 : 남편 기준 1980년대생(472명) ····· 157
〈표 6- 9〉 부부간 어머니 학력 : 아내 기준 1970년대생(497명) ····· 158
〈표 6-10〉 부부간 어머니 학력 : 아내 기준 1980년대생(523명) ····· 158
〈표 6-11〉 코호트별 부부간 어머니 학력 상관계수 ····· 159
〈표 6-12〉 코호트별 어머니 학력 기준 동질혼 및 상향혼 비중 ····· 159
〈표 6-13〉 부부간 학력 : 남편 기준 1970년대생(710명) ····· 160
〈표 6-14〉 부부간 학력 : 남편 기준 1980년대생(545명) ····· 160
〈표 6-15〉 부부간 학력 : 아내 기준 1970년대생(621명) ····· 161
〈표 6-16〉 부부간 학력 : 아내 기준 1980년대생(623명) ····· 161
〈표 6-17〉 코호트별 부부간 학력 상관계수 ····· 162
〈표 6-18〉 코호트별 학력 기준 동질혼 및 상향혼 비중 ····· 162
〈표 6-19〉 남편의 계층이동에 미치는 영향 ····· 164
〈표 6-20〉 코호트별 남편의 계층이동에 미치는 영향 ····· 166
〈표 6-21〉 아내의 계층이동에 미치는 영향 ····· 167
〈표 6-22〉 코호트별 아내의 계층이동에 미치는 영향 ····· 168

그림목차

[그림 2- 1] 위대한 개츠비 곡선 ····· 16
[그림 2- 2] 본인세대 계층이동 가능성에 대한 인식 ····· 31
[그림 2- 3] 소득이동성 국제비교 ····· 31
[그림 2- 4] 사회이동성 지수 국제비교 ····· 32
[그림 2- 5] 다음 세대 계층이동 가능성에 대한 인식 ····· 32
[그림 2- 6] 주관적 계층의식별 다음 세대 계층이동 가능성에 대한 인식 ··· 33
[그림 2- 7] 한국 세대간 사회이동의 구조 ····· 34
[그림 2- 8] 교육수준과 사회경제적 지위의 세대간 상관계수 추이 ····· 36
[그림 2- 9] 부모의 지위가 자녀의 교육 결과에 미치는 영향의 경로 ····· 40
[그림 2-10] 가계수지 흑자율(1963~1999년) ····· 48
[그림 2-11] 가계수지 흑자율 추이(2000~2023년) ····· 50
[그림 2-12] 세대간 사회이동 종합연구의 세 가지 차원 ····· 53
[그림 2-13] 생애과정에 걸친 세대간 사회이동 ····· 55

[그림 3- 1] 분위 회귀모형 추정 결과(종속변수 : 자녀의 상대적 교육 순위) ····· 72
[그림 3- 2] 자녀 출생 코호트 이질성 분위 회귀모형 추정 결과 (종속변수 : 자녀의 상대적 교육 순위) ····· 76

[그림 4- 1] 부모와 자녀 직업 관계에 대한 OED 삼각형 ····· 80
[그림 4- 2] 세대별 관리 · 전문직 여부에 부모 직업과 교육수준이 미친 영향 : 경로분석 ····· 107

[그림 5- 1] 분가가구의 특성 변화 ····· 123
[그림 5- 2] 분가가구의 주거 형태 변화 ····· 123
[그림 5- 3] 분가가구의 자가 시가와 전세보증금 변화 ····· 124

요 약

1. 연구의 목적 및 필요성

본 연구에서는 사회 불평등과 밀접하게 연관되어 있는 세대간 사회이동(대물림)에 대해 다양한 실증분석을 수행하였다. 세대간 사회이동은 자식세대가 부모세대와 얼마나 다른 사회·경제적 지위를 갖게 되는가 하는 문제이다. 여기서 사회·경제적 지위는 교육, 직업, 소득과 부 같이 사회에서 중요하게 간주되는 사회·경제적 자원을 얼마나 갖고 있는가에 따라 정해지는 사회·경제적 위치를 말한다. 결국 세대간 사회이동은 자식세대와 부모세대 간의 사회·경제적 위치, 즉 계급·계층이 얼마나 유사하거나 이질적인지의 문제이다. 세대간 사회이동을 살펴봄에 있어서, 우리 사회가 직면한 심각한 문제들 중 하나인 불평등의 대물림에 주목할 필요가 있다. 청년기에 발생하는 불평등은 세대간 이동성과 깊게 연관되어 있다.

그동안 세대간 사회이동과 관련된 선행연구들은 주로 소득이동성 및 직업이동성 등에 집중되었다. 세대간 사회이동에 영향을 미칠 수 있는 요인들은 결혼, 교육, 취업, 소득이전 등 다양하게 존재하는바, 각 요인별 실증분석을 통해 세대간 사회이동과 관련된 종합적인 연구가 필요하다. 이에 본 연구에서는 전반적으로 생애과정 시각을 바탕으로 하여 세대간 사회이동 경로에 따른 이동성의 변화를 분석하였다. 그러나 세대간 사회이동의 경로를 빠짐없이 고려한다는 것은 거의 불가능에 가깝다. 따라서 본 연구에서는 교육이동, 직업이동, 자산이동 등 세 가지 경로에서 발생하는 세대간 사회이동성의 변화를 중점적으로 살펴보았다. 또한, 본 연구에서는 세대간 사회이동과 관련된 행위양식 중 하나인 결혼(동질혼)의 효과에 대해서도 함께 분석하였다.

2. 세대간 사회이동 연구의 흐름

제2장에서는 세대간 사회이동과 관련된 이론적 배경 및 선행연구들의 결과를 정리하였다. 기존 연구들이 제시한 사회이동의 요인과 경로는 역량개발, 행위양식, 직접이전, 공간분리로 나누어 볼 수 있다. 첫째, 기존 연구들은 집안 분위기, 문화역량 전수, 재정능력 등에 주목하여 역량개발의 차이를 지적했다. 둘째, 개인들의 행위양식에 착목한 연구는 가치관, 태도, 성향이 달라져 사회경제적 성과가 다르게 나타난다고 지적하는데, 그중에서 동질혼은 부모의 사회경제적 지위가 자식세대로 넘어가게 하는 환승센터로 여겨지고 있다. 셋째, 부모에게서 자식으로 자원이 직접 넘어가는 사적 이전은 특히 자산 및 주택 소유 여부에 큰 영향을 미친다는 연구가 적지 않다. 넷째, 공간분리에 눈길을 두는 연구는 부모가 아이를 환경이 좋은 곳에서 키우는 경우와 반대의 경우에 자녀의 사회경제적 지위가 크게 달라진다고 주장한다.

사회이동의 결정요인은 보편성을 띠겠으나 구체적인 양태와 맥락은 국가별로 다를 것이다. 복지국가 유형별로 교육, 직업, 소득의 세대간 이동을 검토한 연구는 국가군별로 사회이동의 양태가 다르다고 보고한다. 나아가 같은 국가군 안에서도 국가 간 차이가 있고, 같은 국가라도 시기에 따라 세대간 사회이동의 양태는 달라질 수 있다. 세대간 사회이동이 활발하게 일어나는 것이 사회·경제적으로 바람직하다는 것에 대부분의 연구자들은 공감한다. 세계적으로 사회이동의 발걸음이 무뎌지고 있더라도 모든 나라가 한결같지는 않다. 불평등이 심한 나라와 덜한 나라도 있고, 사회이동이 활발한 나라와 더딘 나라가 있다.

한국의 세대간 사회이동에 관한 종합연구는 교육, 직업, 소득, 자산 등 각 범주의 관계를 밝히는 영역이다. 세대간 사회이동의 범주와 경로를 파악하는 유력한 방법 중 하나는 생애과정 시각을 들여오는 것이다. 생애과정 관점과 세대간 사회이동에 접목할 때, 특정 시점에서 뿌려진 씨앗이 장기적으로 미치는 영향을 고려할 수도 있다.

3. 세대간 교육이동

제3장에서는 한국에서 교육의 세대간 이동성을 실증적으로 분석하였다. 부모세대와 자녀세대의 교육연수 변수를 이용하여 세대간 이동탄력성 및 상대적 이동성을 회귀분석하였다. 추정 결과에 따르면, 세대간 교육탄력성 및 세대간 상대적 이동성 등이 모두 통계적으로 유의한 것으로 추정되었다. 자녀 교육수준의 상대적 위치에 따라 부모 교육 순위가 미치는 효과의 이질성을 고려하기 위하여 실시한 분위 회귀모형의 추정 결과에 따르면, 세대간 이동성이 자녀 교육수준의 상대적 위치에 따라 매우 이질적일 수 있다는 점을 시사하는 것으로 추정되었다. 이와 더불어, 부모 교육 순위가 자녀의 교육 순위에 영향을 미치는 정도는 자녀세대 교육수준의 상대적 위치뿐만 아니라 자녀의 출생 코호트에 따라서 이질적이라는 것을 보여주었다.

4. 세대간 직업이동

제4장에서는 직업선택을 통한 한국의 사회이동 변화를 분석하였다. 첫째, 유출률표와 승산비 계산을 통해 살펴본 결과, 부모-자녀 간 직업의 절대적 이동에 있어서는 전반적으로 관리・전문직 및 사무직으로의 이동이 증가한 동시에, 직업군의 상・하층부인 관리・전문직과 사무직, 농민에서의 비이동 비율이 높은 것으로 나타났다. 둘째, 상대적 이동을 승산비로 살펴보면, 1950~60년대생에 비해 1970~80년대생에서 부모의 직업이 관리・전문직이거나 사무직일수록 자녀도 그와 같은 직업을 가질 가능성이 높아 계층이동성이 저하된 것으로 보이지만, 중간층에서는 뚜렷한 경향을 확인하기 어려웠다. 셋째, 경로모형 분석 결과에 따르면, 부모 직업이 자녀 교육에 미치는 영향은 대체로 유의하지 않고 최근 세대일수록 작은 반면, 자녀의 교육연수가 관리・전문직 여부에 미치는 영향은 증가하였다. 반면, 교육의 지역적 격차 역시 감소하였으며, 자녀의 관리・전문직 여부에 지역이 미치는 영향은 지속적으로 낮아진 것을

확인할 수 있었다. 넷째, 관리・전문직 여부가 임금에 미치는 영향을 분석하면, 최근 세대일수록 관리・전문직의 임금 프리미엄은 감소한 것으로 나타났다. 이상의 결과에서, 교육을 통한 직업이동 가능성은 여전히 열려 있으며 직업과 소득을 통한 사회적 계층화는 유효하지 않고 사회적 이동의 다른 영역, 가령 결혼과 자산으로 옮겨갔을 가능성을 시사한다.

5. 세대간 주거자산 이전

제5장에서는 부모의 자산이 자녀의 주거자산에 미치는 영향을 살펴보고, 자녀의 미래 자산 증식에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴보았다. 제5장의 주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 분가 시 자녀의 주거자산에 미치는 영향에 대하여 다중회귀분석을 실시한 결과에 따르면, 수도권일수록, 자가일수록, 연령이 높을수록, 기혼일수록, 자녀가구 소득이 높을수록 분가 당시 주거자산이 높았던 것으로 추정되었다. 즉, 부모의 경제적 상태가 자녀의 분가 시 주거자산에 영향을 미쳐 사회의 첫 출발선에 차이를 줌을 예측할 수 있었으며, 과거보다 최근 그 영향력 정도가 다소 강해진 것으로 추론이 가능했다. 둘째, 분가 5년 후 자녀의 순자산 증가율에 미치는 영향을 분석한 결과를 살펴보면, 어떠한 요인도 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았다. 다만, 분가 당시보다 순자산이 증가한 집단만을 대상으로 분석한 결과에 의하면, 수도권일수록, 연령이 높을수록, 비임금 근로자일수록, 자녀가구 소득이 높을수록, 부모가구 소득이 높을수록 순자산 증가액이 높아지는 것으로 나타났다. 셋째, 분가 10년 후 순자산이 증가한 자녀가구만 대상으로 분석한 결과에서는 분가 당시 주거자산이 높을수록, 연령이 높을수록, 부모가구 소득이 높을수록 분가 10년 후 순자산 증가액이 더 많은 것으로 나타났다. 이상의 결과를 바탕으로, 부모의 경제력은 자녀의 경제적 독립에 영향을 미치고, 이는 자녀의 미래 자산 증식 효과까지 이어지는 부의 대물림이 이루어지고 있는 것으로 유추할 수 있다.

6. 결혼과 세대간 사회이동

제6장에서는 사회·경제적 지위의 세대간 이동경로 중 하나로서 결혼을 살펴보았다. 특히, 새로이 부부가 되는 관계에서 유사한 환경적 요인에 기반한 결혼이 이루어지는지, 즉 동질혼이 존재하는지를 탐색적으로 살펴보고자 하였다. 이와 더불어, 본인들의 학력수준 이외 부모의 학력수준별 유사성을 분석하였다. 부부간 특성 이외 요인에 의한 동질혼 경향을 분석하기 위해, 남편과 아내 본인들의 학력수준 이외 부모의 학력수준 정보를 활용하였다. 부부간 학력수준 이외 부모의 학력수준을 기준으로 살펴보아도, 동질혼의 경향은 존재하고 최근으로 올수록 다소 경향이 약해지고 있음을 확인할 수 있었으며, 이러한 경향의 변화는 성별로 다소 차이가 있음을 유추할 수 있었다. 마지막으로, 동질혼(또는 상향혼)이 세대간 계층이동에 어떤 영향을 미치는지를 간단하게 회귀분석한 결과로부터, 결혼을 통한 세대간 계층이동의 결과는 성별로 차이가 있으며, 최근 세대로 올수록 부모보다 부부간 특성들이 주요한 요인이 되고 있음을 유추할 수 있었다.

7. 세대간 사회이동 확산을 위한 정책과제

부모세대의 사회경제적 지위가 자녀세대로 이전되는 것을 항상 경계하여야 한다. 국가 차원에서 전반적으로 사회이동성의 격차가 상당히 존재하기 때문에, 세대간 사회이동이 원활하게 이루어지고 양극화의 위험으로부터 국민을 보호하는 정책이 필요하다. 이를 위해 복지 증진을 위한 주요 정책을 강화할 필요가 있으며, 부모세대의 사회경제적 지위가 불리한 조건을 완화할 수 있도록 자녀세대의 권한 및 역량 구축을 위한 정책도 모색될 필요가 있다. OECD(2018)는 한국이 추진할 수 있는 주요 정책의 우선순위를 다음과 같이 보고하고 있다.

청년들이 노동시장 진입을 원활하게 하기 위한 정책으로, 마이스터 직업교육 학교와 일-학습 병행제도 등을 확대하여 학교와 기업의 연계

를 강화하고, 국가직무능력표준에 적합하게 직업교육 교과를 개편할 필요가 있음을 제안하였다.

여성의 노동시장 참여를 촉진하기 위해, 출산휴가 및 육아휴직 이용을 활성화하고, 육아휴직급여 인상을 고려할 필요가 있다. 보육서비스의 품질 향상을 위해 의무 인증제를 도입하고 경쟁을 강화한다. 장시간 근로 및 성역할 등 직장문화의 개선도 필요함을 지적하고 있다.

노동시장의 이중구조를 해소하기 위해, 고용보험 사각지대를 해소하고, 비정규직 노동자를 위한 사회보험 적용범위 및 직업훈련의 확대가 필요함을 지적하였다.

세대간 사회이동의 경직을 막기 위해서 노동시장에서는 괜찮은 일자리의 증가가 중요한 이슈이다. 질 좋은 일자리가 부족한 상황에서 해당 일자리를 누가 차지하느냐에 따라 계층이동의 양상은 전혀 달라질 수 있기 때문에, 다양한 집단의 사람들이 괜찮은 일자리를 가질 수 있도록 노동시장의 환경을 조성하는 것이 중요하다.

높은 직업 지위를 획득하게 하는 정책적 지원 이외에 소득수준 자체로 빈곤 상태로부터의 탈출을 유도할 수 있는 정책적 지원도 중요하다. 현재의 자녀세대 불평등 축소는 다음 세대로의 출발점에서 격차를 축소하는 효과를 갖는다는 점에서 정책적 효과가 더욱 클 것이다.

이상에서 논의한 바와 같이 객관적 현실을 개선하기 위한 정책적 개입만으로는 세대간 사회이동성을 확대하는 것에 한계가 존재할 것이다. 따라서 현실의 여건을 개선하기 위한 제도의 변화도 중요하지만, 사회구성원 개인의 주관적 인식을 변화시킬 수 있는 다양한 노력이 경주될 필요가 있다.

제 1 장
서 론

최근 한국에서는 세대간 사회이동에 대한 논쟁이 확산되고 있다. 그동안 대다수의 사람들은 개인의 노력과 능력에 따라서 부모세대와 다른 직업과 지위를 획득할 수 있다고 믿어 왔다(박현준, 2021). 열악한 가정환경의 자녀들도 개인의 노력에 따라서 부모세대보다 더 좋은 직업을 가질 수 있고, 더 높은 사회적 지위를 획득할 수 있다는 믿음은 "개천에서 용이 난다"라는 말로 오랫동안 한국 사회에서 유지되어 왔다. 그러나 최근에는 이러한 가치관을 점차 부정하는 주장이 많아지고 있다. 자녀의 직업과 지위는 개인적 노력보다는 부모의 학력이나 직업, 재산 등 다양한 가정배경 요인에 더 많은 영향을 받기 때문에, 사회이동 가능성은 더욱 줄어들며 불평등 구조는 더욱 고착화된다고 믿는 사람들이 늘어나고 있다(박현준, 2021). 이러한 주장은 "사회이동의 계층 사다리가 사라졌다" 또는 "사회적 지위 향상의 엘리베이터가 고장났다"라는 말로 표현되고 있다(박현준, 2021).

한국은 1960년대부터 1990년대 중반까지 빠른 경제 성장을 이룩하였다. 그 과정에서 '가난한' 농촌 출신들이 교육을 통해 성공하는 신화 같은 이야기가 많이 알려졌다. 소위 '개천에서 용 난다'라는 미담은 개인의 노력과 가족의 희생을 통해 계층 상승이 가능하다는 강력한 정신적 신념을 제공하기에 충분했다.

그런데 2000년대 이후로 이러한 성공 신화는 점차 힘을 잃어가고 있다. 1990년대 중반 이후 대학 교육이 급속하게 팽창하면서 1980~1990년대 출

생 세대는 이전 세대보다 훨씬 높은 교육수준을 갖게 되었다. 이처럼 청년들의 대학 졸업 비율은 훨씬 높아졌지만, 안정적이고 '양질'의 직장은 같은 속도로 늘지 못해 그만큼 경쟁도 심해지게 되었다(박현준, 2021). 경쟁과 취업 준비로 지친 많은 청년들이 결국 꿈을 포기하게 되면서, "88만 원 세대", "N포세대"가 되었다는 새로운 이야기가 "개천에서 용 난다"라는 이전의 미담을 대체하고 있다(박현준, 2021).

이러한 경향은 비단 한국에 국한되어 있지 않다. 대부분의 국가에서 소득 사다리를 통해 아래에서 위로 이동할 가능성이 지속적으로 낮아지고 있다. 소득 사다리 상층의 사람들은 높은 소득수준을 계속 향유하고 있는 실정이다. 이러한 경향을 반영하여, 한국에서는 "금수저", "흙수저" 등의 표현이 일상적으로 사용되면서, 계층구조의 고착화에 대한 우려가 증가하고 있다. 뿐만 아니라, 이러한 계층구조의 고착화는 계층 갈등 심화 및 사회 구성원 간 신뢰의 하락으로 연결되고 있는 실정이다.

한국에서는 부모의 부(wealth)를 비롯한 다양한 요인이 자녀의 삶에 많은 영향을 주는 것으로 인식되고 있다. 자녀의 출세에 있어서 부모의 교육수준이 중요하다는 데 41%의 사람들이 동의하고 있으며, 이 수치는 다른 국가(OECD 평균 37%)에 비해 다소 높은 편이다(OECD, 2018). 한국의 소득불평등 현황 및 세대간 사회이동 추세를 감안할 때, 한국의 소득 하위 10%에 속한 가구가 평균 소득 가구로 이동하는 데 다섯 세대가 걸리는 것으로 추정되며 OECD 평균(약 4.5 세대)에 비해 약간 긴 기간이 소요되는 것으로 조사되었다(OECD, 2018). 이로부터 한국은 부모의 경제적 지위와 자녀의 경제적 지위 사이의 상관관계가 상당히 높은 편임을 유추할 수 있다.

사회학 및 경제학을 비롯한 사회과학 분야에서는 사회적 불평등을 연구함에 있어서 세대간 사회이동을 중요한 연구주제로 다룬다. 세대간 사회이동은 자식세대가 부모세대와 얼마나 다른 사회·경제적 지위를 갖게 되는가 하는 문제이다(박현준, 2021). 여기서 사회·경제적 지위는 교육, 직업, 소득과 부 같이 사회에서 중요하게 간주되는 사회·경제적 자원을 얼마나 갖고 있는가에 따라 정해지는 사회·경제적 위치를 말하는데, 보통 사회학에서는 비슷한 사회적 위치의 사람들을 묶어서 '계급'이나 '계층'으로 일컫기도 한다(박현준, 2021). 다시 말하면, 세대간 사회이동은 부모세대와 자녀

세대 사이의 사회·경제적 위치, 즉 계급·계층의 변화가 얼마나 이루어지는지의 문제이다.

세대간 사회이동은 다양한 측면을 포괄하고 있다. 부모의 교육수준, 직업, 소득 및 건강 등이 자녀의 현재 상황에서 어떤 영향을 미쳤는지를 살필 수 있으며, '생애주기'의 관점에서 한 개인의 소득수준이 어떻게 달라지는지를 살펴볼 수 있다. 한국의 세대간 사회이동은 교육, 직업, 소득, 자산 등 분야에 따라 다르게 나타난다. 한국에서 개인의 소득수준이 단기간에 많이 변하는 경우는 상당히 드물며, 특히 최상위 또는 최하위 소득분위에서의 이동은 매우 제한되어 있는 실정이다. 최하위 소득집단(소득 하위 20%)이 보다 높은 소득집단으로 상향이동할 가능성은 낮았고, 4년 동안 관찰했을 때 절반가량이 같은 소득수준에 머물러 있는 것으로 나타났다(OECD, 2018). 같은 기간 동안 최상위 소득집단(소득 상위 20%)의 소득이동성은 더 낮아서 약 57%가 최상위 소득 분위에 그대로 머무르는 것으로 나타났다(OECD, 2018).

교육뿐 아니라 상속이나 증여라는 수단을 통해 금융자산이나 부동산 자산을 자녀에게 물려주는 식의 부의 대물림도 가능하다(이지은·정세은, 2021). '자산'의 세대간 이전을 통해 교육 투자와 같은 '기회'의 세대간 이전보다 보다 노골적인 부의 재생산이 이루어지고 있다(이철승·정준호, 2018). 부의 대물림 현상이 심각한 사회에서 주택을 소유한다는 의미는 단순한 주거 소유 여부를 넘어 계층 결정적 특성마저 갖는다(Levy, 2009; 신진욱·이민아, 2014).

그동안 세대간 사회이동과 관련된 연구들은 주로 소득이동성 및 직업이동성 등에 집중되었다. 세대간 사회이동에 영향을 미칠 수 있는 요인들은 교육, 취업, 소득이전, 결혼 등 다양하게 존재하기 때문에, 각 요인별 실증분석을 통해 세대간 사회이동과 관련된 종합적인 연구가 필요하다. 이에 본 연구에서는 세대간 교육이동, 직업이동, 자산(소득) 이전에 초점을 맞춰 자녀의 생애주기상에서 부모로부터 이루어지는 사회이동의 변화를 살펴보고자 한다. 아울러, 세대간 사회이동의 요인은 아니지만, 행위양식인 결혼을 통한 사회이동의 경향에는 어떠한 변화가 있는지를 살펴보고자 한다. 이상의 논의를 바탕으로 한 본 보고서의 구성은 다음과 같다.

먼저 제2장에서는 본격적인 실증분석에 앞서 그동안 국내 및 해외에서 이루어진 세대간 사회이동 연구의 흐름을 정리하고자 한다. 사회이동의 요인과 기제들을 정리하고, 선행연구의 성과와 한계를 바탕으로 하여, 본 연구의 목적을 제시할 것이다. 제3장에서는 세대간 교육이동에 관한 실증분석을 수행하고자 한다. 교육의 세대간 상대적 이동성을 살펴보고, 교육수준별 및 코호트별 이질성 등을 분석하고자 한다. 제4장에서는 세대간 직업이동을 통한 사회이동성의 변화를 살펴보고자 한다. 특히, 교육에서 직업선택으로 이어지는 경로를 바탕으로 코호트별 직업이동의 경향 변화와 이를 통한 세대간 사회이동의 함의를 도출하고자 한다. 제5장에서는 주거자산의 세대간 이전에 대한 실증분석을 수행하고자 한다. 세대간 주거자산의 이전은 어떻게 이루어지고 있으며, 이것이 이후 자녀세대의 자산 증식에 어떤 영향을 미치는지 등을 살펴보고자 한다. 제6장에서는 세대간 사회이동의 행위양식인 결혼을 통한 사회이동의 경향이 어떻게 변하고 있는지를 살펴보고자 한다. 특히, 부부 당사자뿐만 아니라 부모들의 교육수준을 기준으로 한 동질혼 및 상향혼의 변화를 살펴봄으로써, 결혼을 통한 사회이동성의 변화 가능성을 추론해 보고자 한다. 마지막으로, 제7장에서는 연구 결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

제 2 장
세대간 사회이동 연구의 흐름

제1절 해외 연구의 쟁점과 동향

1. 주요 쟁점

세대간 사회이동은 정치학, 경제학, 사회학, 사회복지학, 교육학, 심리학을 포함하여 사회과학 전반에 두루 걸쳐 있는 주제다. 이 가운데 선봉에 나서 가장 오랜 역사를 가진 분과는 사회학이다. 사회학에서 사회이동에 관한 연구는 초창기(1920~1959), 황금기(1960~1989), 논박이 오가면서 논의가 풍부해진 시기(1990~2012)로 나눌 수 있다(Nico, 2022). 사회이동의 하위 범주로서 세대간 사회이동에 관한 사회학 분야의 연구도 대체로 이런 흐름을 타고 전개되었다.

러시안 출신 미국 사회학자 소로킨은 1920년대에 세대간 사회이동에는 일정한 경향이 없고, 단지 시시때때로 오르락내리락할 뿐이라는 '추세 없는 파동(trendless fluctuation)' 명제를 제시하면서 세대간 사회이동 연구에 초석을 놓은 바 있다(Sorokin, 1959[1927]). 세대간 사회이동 연구는 20세기 후반부터 성수기를 맞는다. 이 시기에는 경험연구도 쌓이고 이론도 정교해지면서 상반되는 두 시각이 정립되었다. 하나는 근대화 이론의 전통에서 산업화가 활발한 사회이동을 낳는다는 입장이다(Lipset and Zetterberg, 1959;

Kerr et al., 1960). 반대로 아무리 산업화가 진행되어도 계급 · 계층의 이동이 쉽사리 바뀌지는 않는다는 입장도 제기되었다(Featherman et al., 1975). 1990년대부터는 가설들을 실증연구에 접목하는 시도가 풍성해지면서 연구가 심화 · 확장되었다(Breen, 2004; Erikson and Goldthorpe, 1992; Ganzeboom et al., 1989; Hout and Hauser, 1992).

출발은 사회학보다 늦었지만 경제학도 세대간 사회이동에 일가를 이룬다. 피케티는 경제학에서 세대간 사회이동에 접근하는 관점을 자유주의와 마르크스주의로 깔끔하게 정리한다. 자유주의의 핵심 논지는 기술적 · 경제적 합리성이 지배하고 기회의 균등이 보장되는 산업사회에서 합리성에 근거한 사회적 선택(social selection)이 이루어져 사회이동이 활발해진다는 것이다. 정반대에 서있는 마르크스주의는 자본주의에서는 소수인 자본가가 세대에 걸쳐 스스로를 복제하고 다수인 노동계급은 궁핍에서 벗어나지 못하는 계급 재생산(reproduction)의 논리가 지배한다고 본다(Piketty, 2000: 430~431).

두 연구 진영은 나름대로 독자적인 영역을 개척해 왔다. 이른바 주류 경제학에서는 인적자본이론(human capital theory)을 앞세워 세대간 사회이동을 설명하는 베커의 연구가 1960년대에 출현했다(Becker, 1964). 그 이후 베커의 입장을 수용하는 측이 한 진영을 이루고 있다. 반면 베커를 비판 · 수정하는 논지를 전개한 일군의 학자들이 있다(Atkinson, 1981; Solon, 1992). 마르크스주의 경제학 계열에서는 계급 · 계층이 세대에 걸쳐 대물림되는 이유와 경로에 초점을 두는 경향이 강하다(Bowles, 1972; Bowles and Gintis, 1976).

사회학과 경제학이 나름대로 힘을 쓰면서 다양한 시각이 개진되고 논의가 풍성해졌지만 세대간 사회이동 연구에 특화된 이론은 꼽기 어렵다. 그럴 만한 사정이 있다. 사회이동은 기초연구라기보다는 불평등과 사회이동 연구의 응용연구에 속한다. 불평등과 사회이동에 관한 이론도 여럿인 마당에 세대간 사회이동을 바늘 하나로 꿰기는 쉽지 않다. 이렇다 보니 세대간 사회이동에 관한 연구는 대부분 거대이론(grand theory)을 적용하는 방식을 취한다. 경제학에서는 인적자본론이라는 일반이론을 세대간 사회이동에 접목하는 경향이 강하다. 사회학에서 사회이동을 설명하는 '이론'도 있지만 내

용은 같아도 '가설'이나 '모형'이라는 겸손한 이름이 붙기도 한다. 세대간 사회이동 연구의 숲에서 무림의 고수들은 각자의 영역에서 터를 닦아 놓고 있는 형국이다.

실증연구가 주류를 이룬다는 것도 세대간 사회이동 연구의 특징 중 하나다. 이 분야 연구는 현세대의 지위가 부모세대의 지위와 어느 정도 관련되는지를 밝히는 데에서 출발했고 이 문제의식은 여전히 핵심 쟁점이기 때문에 실증연구가 대세를 차지하는 것은 자연스럽다. 그런데 실증연구가 쌓여도 연구자 대다수가 고개를 끄떡이는 명제는 찾기 어렵고, 비슷한 내용을 제시하는 연구의 모둠이 있는 정도다. 사실, 세대간 사회이동은 일반화하기 어렵다. 상당히 높은 규칙성(regularity)을 발견해야 일반화가 가능한데, 실증연구는 저마다 결과가 다르다.

그럼에도 경제학과 사회학이 애써 내놓은 결과물들은 등산 전에 미리 보는 안내지도 노릇을 톡톡히 한다. 선행연구의 결과를 쟁점별로 묶어 등산 가방에 주섬주섬 담아보면 몇 가지로 묶을 수 있다. 먼저, 개념과 방법론의 문제가 있다. 세대간 사회이동을 무엇으로 규정하고 어떻게 볼 것이냐는 쟁점은 오랫동안 논의되었지만 아직 논쟁이 계속되는 주제다. 둘째, 세대간 사회이동의 거시적 흐름이다. 세대간 사회이동의 역사적 · 구조적 추이는 이 분야 연구의 출발점이었고, 지금까지도 핵심 주제이면서 앞으로도 끊이지 않을, 나무의 뿌리 같은 쟁점이다. 셋째, 사회이동의 요인과 기제, 뒤집어 말하면 사회이동 저해요인과 세대간 지위 대물림의 경로다. 사회이동을 촉진하거나 가로막는 요인이 무엇이며, 부모세대가 가진 것이 어떤 컨베이어 벨트를 타고 어떻게 자식세대로 흘러 들어가는지에 대한 분석이다. 넷째, 세대간 이전의 사회적 환경 또는 조건도 빼놓을 수 없는 주제다. 사회적 이동이 활발한 나라도 있고 굼뜬 나라도 있는데, 그 나라의 사회 · 경제 체계가 사회이동과 어떤 관련을 맺는지를 다루는 연구다. 마지막으로, 개별 범주별 사회이동의 측정이다. 부모의 지위와 자식의 지위가 어느 정도 닮은꼴이냐를 교육, 직업, 소득, 자산 등 범주별로 나누어 측정하는 영역이다. 부모의 교육수준과 자식의 교육수준, 부모의 소득과 자식의 소득처럼 사회이동의 개별 범주가 1 : 1로 맺는 관계뿐 아니라 개별 범주가 결합되는 양태를 종합적으로 밝히는 작업도 진행되어 왔다. 여기에서는 각론보다는 총론에 초점을 두고

해외에서 세대간 사회이동에 관한 연구의 흐름을 짚어본다.[1)]

2. 개념과 방법론

사회학과 경제학을 필두로 사회과학이 100년 가까이 파왔지만 세대간 사회이동은 여전히 다가서기 쉽지 않은 주제다. 세대간 사회이동을 파악하는 기준은 교육부터 직업, 소득, 자산, 계급·계층에 이르기까지 여러 가지다. 얼핏 연구자가 알아서 고르면 될 것 같아도 그리 간단한 문제가 아니다. 세대간 사회이동을 무엇으로 파악할지에 대해서 사회학과 경제학은 결이 조금 다르다. 경제학은 주로 소득(earnings, income)이나 부(wealth)에 초점을 두는 경향이 강하다. 반면에 사회학은 소득도 소득이지만 직업(occupation), 계급(class), 계층(strata)에 눈길이 꽂힌다. 사회이동을 직업으로 보는 경우와 소득으로 보는 경우는 같은 자료로 얼마든지 다른 이야기, 심지어 상반되는 결론이 나올 수 있다. 예를 들어 미국은 소득이동은 낮지만 직업이동은 활발하다는 연구가 많다(Björklund and Jäntti, 2000; Blanden, 2013; Erikson and Goldthorpe, 1992). 다소 포괄적인 의미를 지닌 사회경제적 지위(Socio-Economic Status : SES)라는 용어가 두루두루 쓰인다.

세대간 사회이동을 판단하는 기준은 다양하지만, 적어도 절대적 이동과 상대적 이동은 구별하자는 데에는 일반적 합의가 있다. 사회이동을 계급·계층 또는 직업으로 측정할 때 절대적 이동은 부모의 지위와 자식의 지위가 얼마나 맞아떨어지느냐를 관찰한다. 절대적 이동은 경제발전, 기술변화, 인구변화와 같은 거시적 변동에 크게 영향받는다. 사회경제적 조건의 변화로 야기되는 구조적 이동(structural mobility)은 절대적 이동을 대표한다. 상대적 이동은 구조적 변동에 따른 이동을 제거할 때 개인의 출발지와 도착지의 관계에 주목한다. 해당 사회에 기회균등이 실현된 수준이나 열려 있는 정도(social fluidity)는 상대적 이동으로 가늠할 수 있다(Erikson and Goldthorpe, 1992).

세대간 직업이동은 절대적 이동으로 보느냐 상대적 이동으로 보느냐에

1) 이 밖에도 사회적 이동에 관한 주관적 인식, 사회이동이 사회에 미치는 영향도 묵직한 주제이나 이 보고서의 범위를 벗어나므로 검토 대상에서 제외한다.

따라 매우 다르게 나타날 수 있다. 예를 들어 농업사회에서 공업사회로 넘어가면 농민의 자식들이 대거 노동자로 변신하면서 절대적 이동은 크게 늘어날 것이다. 그러나 이 과정에서 지주의 자식은 회사를 차리고, 마름의 자식은 그 회사의 부장이나 과장이 되며, 소작농이나 마당쇠의 자식들은 말단 사원이나 청소노동자가 된다면 상대적 위치는 바뀌는 게 없다. 소작농과 마당쇠의 자식으로 태어나 사장이 되는 사람이 많다면 절대적 이동과 상대적 이동이 모두 높은 사회일 것이다. 절대적 이동과 상대적 이동은 모두 사회이동을 보여주는 두 얼굴이지만 산업화와 같은 구조적 변동이 일단락된 이후 사회이동의 진면목은 아무래도 상대적 이동에서 드러나기 마련이다(Bukodi and Goldthorpe, 2022).

세대간 이동을 소득으로 보는 경우에 절대적 이동은 부모와 자녀의 소득을 단순하게 비교하는 방식으로 측정된다. 예를 들어 부모보다 더 많이 버는 자녀들의 비중이 어느 정도인지, 부모가 소득 3분위일 때 자녀들은 평균적으로 몇 분위에 위치하는지는 절대적 소득 이동을 나타낸다. 반면에 상대적 소득이동은 부모의 소득에 따라 자녀의 소득이 달라지는 정도에 초점을 둔다. 부모의 소득이 1% 증가할 때 자녀의 소득이 몇 % 변하는지를 나타내는 세대간 소득 탄력성(intergenerational income elasticity)과 세대간 소득계층 이동의 기울기(intergenerational rank-rank slope)는 상대적 소득이동을 나타내는 지표다.

실증이 중요한 세대간 이동 연구에서 믿을 만한 데이터는 필수 등산장비와 같다. 적어도 두 세대 이상의 자료가 쌓여야 분석할 수 있기 때문에 자료에는 시간이 켜켜이 내려앉아야 한다. 1968년부터 구축된 미국의 소득동태패널(Panel Study of Income Dynamics : PSID)이 가장 오래된 자료다. 영국에서는 가구패널조사(British Household Panel Survey : BHPS)와 그 후신인 가구조사(Understanding Society, the UK Household Longitudinal Study : UKHLS)가 널리 쓰인다. 미국과 영국에서 사회이동 연구가 활발한 이유 중 하나는 자료가 상당히 오랫동안 축적되어 왔기 때문이다. 독일에는 사회경제패널(German Socio-Economic Panel : GESOEP)이 많이 쓰인다.

재료를 손질하는 방법도 고안되었다. 직업으로 세대간 이동을 파악한다는 것은 직업에 귀천이 있음을 전제한다. 미국에서는 1960~70년대에 직업

서열의 높낮이를 직업위세(occupational prestige)로 재보려고 했다(Duncan, 1961; Treiman, 1977). 1990년대에는 보다 정교해져 계급(직업)을 ① 서비스 계급, ② 일상적 비육체노동자, ③ 자영업자, ④ 농민, ⑤ 숙련노동자, ⑥ 비숙련노동자로 구분하기도 했다(Erikson and Goldthorpe, 1992; Erikson et al., 1979). 이를 EGP 모델이라고 부른다. 나아가 여러 나라를 한눈에 비교하기 위해 국제적으로 통일된 틀(international socio-economic index)을 만드는 작업도 이루어졌다(Ganzeboom and Treiman, 1996). 이 연구는 1998년 국제표준직업분류에 명시된 직업을 9개의 범주로 나누고, 2~4단위까지 세세하게 분류한 다음 각각의 직업에 16~85점까지 점수를 매겼다. 현재는 2008년판 국제표준직업분류(ISCO-08)에 따른 점수가 제공되고 있다(Ganzeboom, 2010).

조리하는 방법도 상당히 개발되었다. 세대간 직업이동 연구에서는 흔히 개인의 출발점(origin)과 도달점(destination)을 비교하는 방식을 채택한다. 특정한 출발점에서 특정한 도달점에 이를 확률은 승산비(odds ratio)로 측정된다. 예를 들어 부모의 직업과 자식의 직업이 같을 확률, 상향이동할 확률, 하향이동할 확률 등을 따진다. 학력변수를 넣어 교육이 중간에 어느 정도로 끼어드는가를 보기도 한다(Origin-Education-Destination : OED).

부모와 자녀의 직업상 닮은 정도를 측정하는 방법이 몇 가지 있다. 이른바 핵심모델(core model)로 불리는 방법이 있는데(Erikson and Goldthorpe, 1992), 여기에서는 위계(직업 지위의 차이), 대물림(같은 직업에 머무는 경향), 산업(농업과 비농업 직업의 장벽), 유사성(특정 직업들 사이의 연관도) 등 네 가지 기준으로 세대간 직업연관도를 측정한다. UNIDIFF(UNIversal DIFFerence) 모델도 널리 사용된다(Breen and Müller, 2020a). 이 방법은 행과 열의 교차표를 만들고, 모델에 따라 추정한 빈도를 실제 빈도와 비교하는 방식으로 직업이동의 정도를 측정한다. 이 방법은 log-multiplicative layer effect model로 불리기도 한다(Xie, 1992).

직업을 기준으로 보면 범주로 나누어 볼 수밖에 없지만 소득이나 자산은 연속형으로 쓸 수 있다. 소득 정보가 믿을 만하고 상세하다면 군더더기 없는 명쾌함(parsimony)을 확보할 수 있다. 세대간 소득 탄력성은 부모의 소득과 자식의 소득이 얼마나 닮았는지를 수치 하나로 표시한다. 이러쿵저러

쿵 말할 것 없이 그 수치만 보면 깔끔하게 파악된다.

3. 세대간 사회이동의 추이

가. 교 육

교육은 불평등과 사회이동 연구에서 중요한 관심사 중 하나다. 서구에서 20세기는 교육이 급속하게 팽창한 시기였다. 교육기회가 보편적으로 제공되면서 부모의 사회경제적 지위에 따른 교육격차는 점점 해소될 것이라는 낙관적인 전망이 우세했다. 실제로 부모와 자녀의 교육수준은 별다른 관계가 없다는 연구가 많다. 가족배경은 어릴 적에 크게 나타나지만 상급학교로 넘어올수록 비슷비슷한 아이들이 모여들어 동질성이 높아지기 때문에 영향력이 줄어든다고 한다(Mare, 1980). 대학이나 대학원에 이르면 아예 사라진다고 한다(Stolzenberg, 1994).

그런데 산업화가 상당히 이루어진 13개국의 실태를 파악해 보니 20세기 초반부터 잘나가는 집 아이들이 상급학교에 잘 가고 그렇지 않은 경우에는 상급학교에 들어갈 확률이 낮다는 것이 밝혀졌다(Shavit and Blossfeld, 1993). 분석 대상을 더 넓혀, 42개국에서 멀게는 1920년생부터 가까이는 1980년생까지 약 50년 동안 부모와 자녀의 학력(교육연수 기준) 관계를 계산해 보면 0.4로 나왔다(Hertz et al., 2007). 상관계수가 0.4 정도면 부모와 자녀의 학력이 꽤 닮아간다고 해석할 수 있다.

교육기회가 넓혀져도 실제로 상급학교에 진학하는 양태가 계급·계층에 따라 달라지는 이유를 두고 몇 가지 입장이 개진되었다. 전반적으로 교육수준이 향상되면 상층집단은 자녀의 입지가 좁아지는 게 두려워 아이들 교육에 돈을 쏟아붓는 "방어적 지출(defensive expenditure)"을 하는데 이로 인해 격차가 해소되기 어렵다는 입장이 있다(Thurow, 1972). 계급·계층이 자녀의 진학 불평등에 미치는 효과는 일정한 포화점에 이르기 전까지는 최대한 유지되는 경향이 있다는 "불평등 최대 유지(Maximally Maintained Inequality : MMI)" 가설도 제기되었다(Raftery and Hout, 1993). 초등에서 중등, 중등에서 고등으로 올라갈 때마다 문은 좁아지는데 좁은 문은 상층 3

집단의 자녀들이 먼저 열어젖힐 것이다. 막힌 도로에서 앞차가 빠져야 뒤차가 갈 수 있듯이 상층 집단의 자녀들이 그 문을 다 통과한 다음에야 비로소 중하층 자녀에게도 기회가 주어진다는 것이다. 이런 관점에서는 도로를 넓히면 교통체증이 해소되듯이 고등교육의 보편화가 달성되면 세대간 교육격차도 풀릴 수 있다.

하지만 현실은 그렇지 않다. 아무리 대학에 들어가는 문이 넓어져도 계급·계층 간 격차는 그대로 유지될 수 있다. 이 점에 착안하여 "불평등 효과적 유지(Effectively Maintained Inequality : EMI)"라는 명제가 나왔다(Lucas, 2001). 양적으로 진학 기회가 고르게 펼쳐지더라도 상층집단은 각 교육 단계 안에서 또는 상급학교에 진학할 때 우월한 지위를 유지할 수 있는 방법을 기어코 짜내는 성향이 강하다. 예를 들어, 보통 아이들이 다니는 그저 그런 고등학교가 아니라 우수한 학생을 골라 선발하고 가르치는 고등학교에 보내고, 그 고등학교를 나온 아이들은 명문대학에 들어갈 확률이 높아진다. 상위층이 불평등을 유지·관리하는 전략은 화수분 같다는 말이다. 불평등 최대 유지 명제와 불평등 효과적 유지 명제는 세대간 교육이동을 설명하는 두 가지 틀이다.

하지만 가설은 참고 사항일 뿐이다. 세대간 교육 이전의 현실은 이론이나 가설로 설명할 수 있을 만큼 간단하지 않다. 가설은 현실로 검증받아야 하는데 그 현실은 복잡다기하게 변해서 일률적인 설명을 허락하지 않는다(Shavit et al., 2004). 이런 사정을 감안하면 최성수·이수빈(2018 : 87)의 지적처럼 세대간 교육이동의 증가와 감소 등 추이를 진단하는 것도 중요하지만 역사적 변동을 파악하는 것이 더 적절한 질문인 것 같다.

나. 직 업

서양에서 근대 이후 사회이동의 엔진은 산업화였다. 농업사회에서 공업사회로 전환하고 임금노동이 보편적인 고용형태로 정착되면서 절대적 이동은 크게 늘어났을 것이다. 이 지점에서는 거의 이론의 여지가 없다. 쟁점은 상대적 이동이다. 서구에서 100년에 걸쳐 진행된 세대간 직업이동에 관한 연구는 주장하는 내용에 따라 활성화 명제, 불변 명제, 저하 명제로 나눌 수

있다.

직업이동 활성화 명제는 20세기에 풍미했던 근대화 이론(modernization theory)의 전통에 서 있다. 근대화 이론은 산업화가 진행되면서 기회가 균등해지고 상대적 이동도 활발해진다고 본다(Kerr et al., 1960). 근대 이전 사회는 타고난 팔자(fate)가 개인의 운명을 좌우했지만 근대사회로 넘어오면서 산업화가 급속히 진행되고 산업화는 합리성을 동반하여 개인의 성공은 각자가 하기 나름이라는 것이다. 립셋과 젯트버그는 프랑스, 독일, 스위스, 러시아, 핀란드, 영국, 이탈리아, 스웨덴, 미국의 자료를 분석한 결과 산업화로 세대간 사회이동이 매우 높아졌고 이런 양상은 어느 나라나 비슷하다고 주장했다. 이들은 "여러 나라들의 사회이동은 일단 산업화, 즉 경제적 팽창이 일정한 수준에 도달하는 한 상대적으로 높아"지고 "여러 서구 나라들의 산업사회에서 전반적인 사회이동 양태는 엇비슷하게 나타난다"라고 주장한다(Lipset and Zetterberg, 1959: 13). 후세 학자들은 이런 관점에 "LZ 가설"이라는 이름을 붙였다.[2)]

그 이후 LZ 가설을 뒷받침하는 연구들이 이어졌다. 산업화, 도시화, 대중매체 확산 등에 힘입어 점점 열린 사회로 바뀌었고 열린 사회가 되면서 사회이동이 활발해졌다는 주장이 제기되었다(Treiman, 1977). 35개국의 사회이동표를 살펴보니 세대간 사회이동은 장기적으로 늘었다고 한다(Ganzeboom et al., 1989). 유럽에서는 1970~90년대에도 상대적 이동이 늘었다는 연구도 있다(Breen, 2004). 유럽과 미국에서는 20세기 전반 출생자에서 중반 태생자로 옮겨오면서 상대적 이동이 늘었다고 한다(Breen and Müller, 2020a).

직업이동 불변 명제는 LZ 가설을 정면으로 반박한다. 절대적 이동과 상대적 이동을 개념적으로 구분한 다음 여러 나라의 세대간 사회이동을 검토해보니, 출발점과 도착지의 분포를 감안하면 상대적 이동기회는 큰 변화가 없

2) LZ 가설은, 산업화 초기에는 사회이동이 활발하다가 어느 시점에 도달하면 느려지는 경계선이 있다고 본다. 이런 측면에서 LZ 가설은 사회가 끊임없이 발전하면 사회이동이 계속 활발하게 일어날 것이라는 근대화 이론의 관점과는 결이 약간 다르다. 그럼에도 산업화와 함께 사회이동이 활발해진다는 핵심 요지는 근대화 이론의 자기장에서 멀리 벗어나지 않는다. 개별 국가들의 사회이동 양태가 일정한 방향으로 수렴(convergence)된다고 보는 입장도 근대화 이론의 전통을 반영한다.

다는 주장이다. 산업화로 사회가 아무리 요동쳐 봤자 상대적 이동은 크게 달라지지 않는다는 것이다(Featherman, Jones and Hauser, 1975). 후세 학자들은 이런 입장을 FJH 가설이라고 부른다. 대규모 조사연구 프로젝트(Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations : CASMIN)를 통해 12개국의 사회이동을 알아보니 상대적 이동은 그리 달라지지 않았다고 한다(Erikson and Goldthorpe, 1992). 이 프로젝트를 통해 발간한 책의 제목을 '꾸준한 유동(Constant Flux)'으로 뽑은 것은, 많이 바뀐 것 같지만 뜯어보면 별로 그렇지도 않다는 뜻을 담은 것으로 풀이된다. FJH 가설에 맞장구를 친 연구였다.

활성화 명제와 불변 명제는 세대간 직업 이전을 설명하는 양대산맥이다. 양대산맥 사이에서 직업이동 저하 명제라는 야트막한 봉우리 하나가 생겨나고 있다. 직업이동의 저변에는 산업화가 깔려 있듯이 탈산업화, 즉 공업사회에서 서비스산업으로 바뀌면 직업이동도 영향을 받을 수밖에 없을 것이다. 2차 대전 이후 일본을 관찰해 보니 산업화가 정점을 지난 이후로는 이동이 저하되었다는 분석이 나왔다(Ishida, 2001). 미국의 1965~1979년생을 파헤쳐 본 결과 여성은 크게 달라지지 않았는데 남성의 직업이동은 동력이 떨어졌다고 한다(Beller, 2009). 비슷하게 1970년대와 2000년대 25~45세를 보면 직업이동은 점점 활력을 잃고 있다고 한다. 처음에는 교육의 팽창으로 사회이동이 늘지만 나중에는 상층계급이 차지하는 몫이 늘어 이동이 준다는 분석이다(Mitnik et al., 2016). 중간이나 하층이 비집고 들어갈 틈이 없다는 것이다. 이 연구의 공통점은 최근으로 올수록 직업이동의 에너지가 약해졌다는 것이다. 나아가 이보다 과감한 이야기도 나온다. 미국과 영국에서 19세기 후반은 사회이동이 활발했던 예외적인 시기였을 뿐이고 그 이후로는 조금씩이나마 줄어드는 추세라는 주장이다(Long and Ferrie, 2013). 활발한 직업이동은 어쩌다 한 번 나타났을 뿐이라는 말이다. 직업이동 저하 명제는 아직 큰 줄기를 형성한다고 보기는 어렵지만 앞으로 눈여겨볼 만한 흐름인 것 같다.

직업으로 사회이동을 보는 해외 연구는 활성화 명제와 불변 명제가 큰 집을 짓고 있는 가운데 저하 명제가 슬그머니 도전장을 내미는 상황이다. 세 가지 시각이 서로 경쟁하는 상황이 안타까웠는지, 세대간 직업이동 연구를

평정할 일반이론을 만들어 보겠다는 야심찬 기획도 선보였다(Bukodi and Goldthorpe, 2022).

다. 소 득

세대간 소득이동 연구의 쟁점은 부모와 자녀의 소득이 어느 정도 비슷한지를 측정하는 문제와 불평등과 소득이동의 관계로 나눌 수 있다. 세대간 소득탄력성 측정은 자료가 상당히 축적된 미국에서 활발히 이루어졌다. 1980년대까지만 하더라도 미국의 세대간 소득탄력성은 0.2 정도로 매우 낮게 측정한 연구가 대다수였다(양정승, 2012). 그러나 1990년대 초반에 기존 연구가 자료도 부실한 상태에서 하향편의(downward-bias)를 낳는 방법이 쓰였음을 지적하면서 새롭게 분석한 결과, 세대간 소득탄력성을 0.4 언저리로 추정한 연구가 나왔다(Solon, 1992; Zimmerman, 1992). 그 이후 미국의 세대간 소득탄력성은 대부분 0.4~0.5 정도로 추정한 연구가 다수를 차지하지만 사회보험 자료를 활용하여 0.6까지 추정한 연구도 제시되었다(Mazumder, 2005). 세대간 소득탄력성을 시계열로 추정하는 연구도 한 흐름을 차지한다(Bloome, 2015; Lee and Solon, 2009; Song et al., 2022). 최근에는 2세대를 넘어 3세대 이상으로 범위를 넓혀보려는 시도가 나왔다(Solon, 2018).

영국의 세대간 소득탄력성은 아들은 0.24~0.59, 딸은 0.35~0.70로 추정되었다(Dearden et al., 1997). 그 이후 연구가 잇따랐는데 같은 연구자라도 사용하는 데이터와 분석 대상에 따라 추정치가 0.17~0.37 정도로 달라지기도 했다(Blanden, 2009; Blanden et al., 2004, 2013). 최근에는 1973~1991년생을 대상으로 세대간 소득탄력성을 0.25정도로 추정한 연구가 나왔다(Rohenkohl, 2023). 절대적 이동을 측정한 연구도 있다. 경제위기는 세대간 소득이동에 변화를 초래하기도 할 터인데, 소득이 부모를 넘어서는 자녀의 비중은 대침체 이전인 1995~2008년에는 60~65%에 이르렀지만 그 이후에는 44% 정도로 떨어졌다고 한다(Blanden et al., 2021).

미국과 영국을 중심으로 탐구되어 온 세대간 소득이동은 국제비교 연구로 확장되었다. 1990년대 말에는 스웨덴이 미국보다 소득이동이 활발하다는 연구가 선보였다(Björklund and Jäntti, 1997). 이 연구를 필두로 국제비

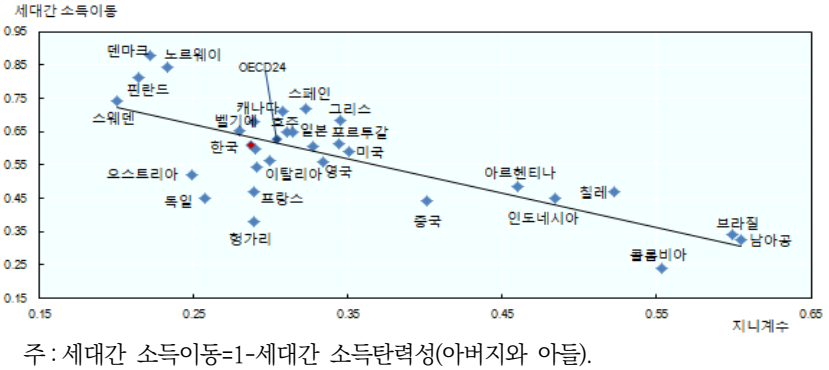
교연구는 상당히 널리 퍼졌다(Björklund and Jäntti, 2000; D'Addio, 2007). OECD는 여러 나라들의 자료를 모아 국제비교에 나서기도 했다(OECD, 2018).

소득불평등과 세대간 소득이동의 관계도 관심을 끄는 주제다. 자본주의와 불평등은 사이가 돈독하다. 소득이 고르게 분포된 나라일수록 세대간 소득이동이 활발하고 불평등이 심한 나라일수록 이동이 잘 일어나지 않을 것이고 예상할 수 있다. 이를 확인시켜 준 연구가 나왔다(Corak, 2006, 2013).

소득불평등과 세대간 소득이동의 관계는 학술적 논의를 넘어 정치적 파급효과가 큰 주제다. 2012년 1월 12일, 미국 경제자문위원회 의장은 양자의 관계에 "위대한 개츠비 곡선"이라는 이름을 붙여 미국진보센터(Center for American Progress)에서 연설했다(Krueger, 2012). 경제자문위원회는 직후에 같은 내용을 담은 보고서를 의회에 제출했다(US Council of Economic Advises, 2012). 이름은 잘 짓고 볼 일이다. 위대한 개츠비 곡선은 이름을 유명한 소설에서 따와서인지 미국뿐 아니라 세계적으로도 유명세를 탔다. OECD는 [그림 2-1]과 같이 국제비교 자료를 제시하기도 했다.

그런데 위대한 개츠비 곡선은 언뜻 이해되지만 선뜻 수긍하기 어려운 구석이 있다. 여러 나라들을 같은 도마 위에 올려놓고 보면 규칙성이 나타나지만 그 규칙성은 엉성한 게 사실이다. 따지고 보면 [그림 2-1]에서 시간의

[그림 2-1] 위대한 개츠비 곡선



주 : 세대간 소득이동=1-세대간 소득탄력성(아버지와 아들).
지니계수는 1980년대 중반 또는 1990년대 초반.

자료 : OECD(2018), *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*, p.196.

경첩은 틀어져 있다. 불평등은 한 시점에서 스냅샷으로 찍은 장면이고 세대간 소득이동은 20~30년을 동영상으로 찍은 화면이기 때문에 수평이 맞지 않는다(Hout, 2004). 위대한 개츠비 곡선은 인과관계를 나타내지 않기 때문에 소득불평등과 소득이동 사이에 놓인 다리가 무엇이냐는 숙제도 남겨 놓았다.

절반은 위대한 개츠비 곡선을 보완하고 절반은 비판하는 연구가 나왔다(Garnero et al., 2019). 이 연구는 24개국 패널데이터로 개인 소득과 고용이력을 장기적으로 추적했다. 알고 보니 소득불평등과 소득이동의 관계는 고용과 실업을 오가는 노동이동의 결과였다고 한다. 개츠비 곡선의 빈 구석을 메운 셈인데, 위대한 개츠비 곡선은 개츠비답게 허풍이었다고 해석할 수 있는 대목이다. 소득불평등과 소득이동의 관계는 여전히 숙제로 남아 있고 앞으로도 관련된 연구는 끊임없이 나올 것 같다.

라. 자 산

소득에 대한 관심은 자산으로 번지고 있다. 의레 자산불평등은 소득불평등보다 심한 것으로 인식된다. 하지만 그것도 정도가 있지 심하면 문제가 되기 마련이다. 실제로 일도 하지 않는 자산이 가만히 앉아서 불리는 액수가 사람이 일해서 버는 돈보다 많아졌다고 한다(Piketty and Saez, 2014; Piketty and Zucman, 2014).

피케티를 포함하여 자산 불평등이 심해지고 있다는 고발이 잇달아 제기되고 있다. 미국의 조세 자료를 읽어 보니 상위 0.1%의 자산점유율은 1970년대 후반에 7% 언저리였는데 2012년에는 22%로 높아졌다고 한다(Saez and Zucman, 2014). 자산분위 변동의 기울기로 보면 30대 초반에 자산분위가 10점 늘어나면 50대 후반에는 5.9점 늘어나 기울기가 0.59로 나타났다고 한다(Shiro et al., 2022). 나이가 들수록 세대 내 자산불평등이 커지고 있다는 말이다.

자산불평등에 대한 관심은 자연스럽게 세대간 자산이동에 대한 관심으로 이어지고 있다. 미국에서 세대간 자산탄력성은 대략 0.2~0.4 정도로 추정되고 있다. 세대간 자산탄력성을 0.28로 비교적 낮게 보고한 연구가 있다(Conley

and Glauber, 2008). 0.32 또는 0.37 정도로 미지근하다고 들려주기도 한다(Charles and Hurst, 2003; Mulligan, 1997). 이에 반해 0.4 정도로 비교적 높게 추정한 연구도 있다(Pfeffer and Killewald, 2015, 2018).

영국에서는 2012년에 세대간 자산탄력성을 0.35, 자산분위(Rank-Rank association) 변동 기울기를 0.3으로 측정한 연구가 있다(Gregg and Kanabar, 2023). 1974~1986년생의 세대간 자산탄력성을 0.31, 분위 변동의 기울기를 0.36으로 측량한 연구도 있다(Levell and Sturrock, 2023). 아버지와 아들의 자산탄력성은 0.4~0.5 정도라고 한다(Clark and Cummins, 2015). 영국에서는 세대간 자산탄력성이 대략 0.3~0.5 정도로 측정한 연구가 다수를 차지한다고 볼 수 있다. 장기적으로 볼 때 영국에서 부모의 자산과 자녀의 자산이 닮아가는 정도는 꾸준히 높아지는 추세라고 한다(Blanden et al., 2021; Bourquinet al., 2020).

서양에서 세대간 이동 중에서 부동산 자산, 그중에서 주택자산에 대한 관심이 늘고 있다. 내 집이 있고 없음은 계급·계층을 보여주는 요인 중의 하나로 인식된다(Levy, 2009). 뿐만 아니라 월세가 만만치 않은 상황에서 주택소유 여부는 임대료 지출 항목을 거쳐 소비의 불평등으로 연결되기 십상이다.

영국에서 1958년생과 1970년생 개띠들을 조사해 보니 부모가 자기 집을 가진 경우 자녀가 주택 보유자가 될 확률이 높고, 이런 경향은 최근으로 올수록 점점 강해지는 것으로 나타났다(Blanden and Machin, 2017; Blanden et al., 2023). 주택 소유에서 "엄빠은행(Bank of Mum and Dad)"이 차지하는 몫이 어느 정도인지 궁금해 시작한 연구는, 서른 즈음에 부모가 가진 재산이 없는 사람이 그렇지 않은 사람보다 집을 장만할 확률이 60% 떨어진다고 귀띔한다. 그리고 두 집단이 주택을 소유할 확률의 격차는 2000년 이후 꾸준히 늘어났다고 한다(Wood and Clarke, 2018). 세대간 자산의 상관관계에서 자녀의 주택 자산 불평등이 차지하는 몫도 매우 크다고 한다(Gregg and Kanabar, 2022). 미국에서도 부모가 주택 소유자인 경우 부모가 세입자인 경우보다 자기 집을 가질 확률은 7.4%p 높고, 부모가 가진 자산이 1% 늘면 자식이 주택 소유자가 될 확률은 0.021%p 늘어난다고 한다(Choi et al., 2018).

세대간 자산 이동에 관한 연구는 서서히 쌓여가고 있지만 소득에 대한 연

구만큼 양이 많지는 않은 상황이다. 무엇보다 믿을 만한 자료가 소득만큼 충분하지 않은 탓인 것 같다. OECD는 세대간 소득탄력성은 계산했지만 자산탄력성은 아직까지 제시하지 않고 있다. 그러나 향후에 세대간 이동 연구에서 자산이라는 범주는 지금까지보다는 무게감이 더할 것으로 전망된다. 여러 나라에서 기성세대가 곳간에 쌓아 놓은 게 점점 많아지기 때문이다(van der Erve, 2023). 2차 대전이 끝난 이후로 자본주의는 황금기를 구가했고, 때가 되면 위기에 봉착하더라도 금은보화를 챙길 만큼 챙겨 둔 집도 많을 것이다. 그 일부는 아마도 자식에게 흘러가고 있을 것이다.

교육, 직업, 소득, 자산을 중심으로 해외에서 세대간 이동의 실태와 추이를 파악하는 연구 동향을 수박 겉핥듯이 훑어보았다. 교육과 직업 이동에 관한 연구는 실증과 함께 이론이나 가설을 세워보는가 하면 소득과 자산은 측정에 집중하는 경향이 있다는 점을 확인했다. 하지만 실태와 추이는 세대간 사회이동의 결과일 뿐이다. 결과가 있으면 그 결과가 나오게 된 원인과 경로가 있을 터인데, 추이 분석은 그 내막까지 알려주지는 않는다. 그 장막 속으로 들어가 세대간 사회이동의 기제(mechanism)를 드러내는 연구들이 한 꾸러미 있다.

4. 사회이동의 요인과 기제

가. 개 요

세상에는 세대간 사회이동을 추동하는 힘과 억누르는 힘이 동시에 작동하고 사회이동은 두 에너지가 벌이는 힘겨루기의 결과일 것이다. 연구자의 눈길은 보통 후자에 쏠린다. 부모가 가진 것 중에서 무엇이 어떤 컨베이어 벨트를 타고 자식에게 넘어가는지에 대한 연구도 상당히 진척되었다.

세대간 지위 대물림의 기제에 대한 초기 연구에서는 "마태효과(Matthew effect)"라는 개념이 제기되었다(Merton, 1968). 잘나가는 과학자는 여기저기서 프로젝트를 많이 따는데 정작 지원이 필요한 과학자들은 손가락 빠는 현실을 "무릇 있는 자는 받아 풍족하게 되고 없는 자는 그 있는 것까지 빼앗기리라"라는 「마태복음」 25장 29절에 빗대어 만든 말이다. 하지만 마태효과

는 두루뭉술한 개념이다. 마태효과에는 교육, 직업, 소득, 자산이 세대에 걸쳐 이어지게 하는 요인이 망라되어 있을 터인데, 사회이동의 기제를 어렴풋이 짐작할 수는 있겠으나 샅샅이 찾아내기는 어렵다.

기술자들이 교육, 직업, 소득, 자산 등 각 범주별로 부모와 자녀를 연결하는 컨베이어 벨트와 그 벨트 위에 실린 물건을 뜯어보기 시작했다. 이론적 관점 차원에서 어쩌다 보니 그렇게 태어나서 그렇게 되었다며 타고난 복(social casuality)으로 설명하는 시각, 능력주의(meritocracy) 시각, 부모 자원 시각으로 나누는 연구도 있다(Thijssen and Wolbers, 2016). 이 연구는 특이하게 네덜란드에서 하향이동을 설명하려고 했는데, 관점 분류는 참고할 만하다.

사회이동의 요인을 물려받은 속성, 사회적 규범, 공공정책 등으로 지목하고, 이런 요인들이 자녀의 지위에 영향을 미치는 경로를 자녀의 노동생산성에 미치는 직접적 경로와 노동윤리 전수나 네트워크 형성과 같은 간접적 경로로 나누어 보는 관점이 있다(Causa and Johansson, 2010). 이런 시각은 교육과 노동시장 성과에서 세대간 대물림의 기제를 잘 포착할 수 있겠지만 자산에는 별다른 관심을 두지 않는다. OECD(2018)는 사회이동에 영향을 미치는 요인으로 타고난 능력 같은 물려받은 역량, 개인이 자라는 가정과 사회의 환경을 꼽으면서 환경요인으로는 사회규범, 노동윤리, 위험에 대한 태도, 사회 네트워크 등을 예시한다. 아동 보육과 교육에 대한 정책 지원을 포함한 인적자본 형성에 관련된 정책과 조세 및 소득이전과 관련된 재분배 정책이 주요 요인으로 꼽혔다. 여기에서는 기존연구들이 제시한 사회이동의 요인과 경로를 역량개발, 행위양식, 직접이전, 공간분리로 나누어 개관한다.

나. 역량개발

개인에게 지식이나 숙련 같은 역량은 평생의 밑천이다. 그 밑천은 인생을 살아가면서 교차로에서 신호등을 마주할 때 방향지시등 노릇을 한다. 역량은 어릴 적에 형성되는 몫이 크다. 부모는 자녀의 역량에 영향을 미치기 마련인데, 기존 연구들이 주목한 컨베이어 벨트는 집안 분위기, 문화역량 전수, 재정능력으로 나눌 수 있다.[3)]

미국 사회학자 콜먼은 집에서 부모가 자녀에 관심도 많고 사이도 좋으면 이야기를 많이 하게 되고 여기서 자녀의 역량이 개발된다고 보며 이를 사회자본(social capital)이라 이름 지었다(Coleman, 1988). 집안 공기가 따뜻하면 아이들이 인지능력도 높아지고 솜씨도 쉽게 늘지만, 공기가 차가우면 잘할 공부도 못하게 된다는 말이다.

프랑스 사회학자 브루디외는 상층계급은 문화적 자원도 많아 자식들의 성공을 위해 쓸 수 있고 하향이동의 위험을 줄이지만, 반대의 경우에는 그렇지 못하다고 한다(Bourdieu, 1973). 그는 이것을 문화자본(cultural capital)이라고 불렀다. 문화자본은 부모가 가진 교양수준, 의식, 취향 같은 것을 말한다. 부모가 머리에 든 것이 많은 집과 그렇지 않은 집, 오케스트라 공연이나 미술 전시회에 자주 다니는 집과 그렇지 않은 집은 아무래도 자녀의 역량 발달에 차이가 클 것이다.

부모가 자녀의 역량에 미치는 경로 중 우리에게 가장 익숙한 것은 돈이다. 베커의 인적자본이론에서는 부모가 소득의 일부를 자신이나 가계에 쓰기도 하고 아이들에게 투입하기도 하는데, 돈이 많은 집에서는 아이들에게 쏟을 돈에 여유가 있지만 가난하면 그만큼 쓸 수가 없어 부잣집 아이와 가난한 집 아이는 인적자본에서 차이가 나타나게 된다고 본다(Becker, 1964, 1994 [1981]).

집안 분위기, 문화역량, 돈은 자녀의 역량 형성에 영향을 미칠 것이다. 실제로 국제학업성취도평가(PISA) 자료를 보면 부모의 사회경제적 지위와 자식의 학업성취도는 상관도가 높게 나타난다(OECD, 2019),

집안 분위기, 문화적 역량, 돈이 행사하는 위력을 모아 보면 같은 집에서 자라난 아이들은 사회경제적 성적표가 엇비슷하게 나올 것이라고 예측할 수 있다. 전문가들은 형제자매 상관관계(sibling corelation)를 측정해 왔다. 미국에서 형제간 소득의 상관관계를 0.45 정도로 높게 측정한 연구가 있다(Solon et al., 1991). 후속 연구에서도 수치는 거의 비슷한 수준으로 측정되

3) 가장 노골적이면서 직접적인 설명은 유전적 요인을 들이대는 방식이다. 심리학이나 뇌 과학에서는 타고난 재능으로 설명하는 경향이 짙다. 부모가 머리가 좋으니 자식들도 똑똑하다는 것이다. 나름 들어볼 만한 구석이 있겠지만 이 보고서의 관심사와는 거리가 멀어 제외한다.

었고(Mazumder, 2008, 2011), 국제비교 연구로 확장되기도 했다(Schnitzlein, 2014).

집안 분위기, 부모의 문화적 배경, 돈이 작동하고 형제자매가 내는 성과가 엇비슷하게 나온다면 아이들의 역량은 어느 집에서 태어났느냐에 따라 크게 달라질 수 있다. 세상이 그렇지 뭐 하며 가만히 내버려 두면 문화든 돈이든 형편이 넉넉하지 않은 집 아이들은 아무리 뛰어난 재능을 가지고 있어도 잠재력을 실현하기 어려울 것이다. 국가의 정책이 요구되는 까닭이다. 실제로 여러 나라들에서 공교육 확대에 열을 올린다. 국가가 공교육 체계를 전면적으로 구축하면 집안 사정에 따라 좌우되는 교육비 지출의 격차를 줄여 사회이동을 촉진할 수 있다(D'Addio, 2007).

그러나 교육이 사회이동에 미치는 영향에 대해서도 자유주의자와 마르크스주의자는 입장의 차이가 있다. 근대화 이론의 전통에서 지위획득모형(status attainment model)을 제시한 연구에서는 부모의 사회경제적 지위가 인지능력에 영향을 미치지만, 교육이라는 제도를 거치면 영향력이 없지는 않아도 무시할 정도로 줄어든다고 주장한다(Blau and Duncan, 1967). 성취는 노력하기 나름이고, 개인이 자리한 위치는 노력을 반영한 것이라서 매우 합리적이라는 뜻을 내포한다.

반면에 마르크스주의 전통에 서 있는 관점은 교육의 효과에 회의적이다. 부잣집 아이들보다 가난한 집 아이들이 10살 무렵에 학교를 그만두는 경우가 많은데, 이는 돈이 없거나 주변 환경이 열악하거나 차별 때문이 아니라 부잣집 부모가 학교를 자기 아이들에게 유리하게 굴러가도록 영향을 미치기 때문이라고 한다. 그래서 부잣집 부모가 학교 이사회 같은 경로를 통해 학교에 관여하는 것을 끊는 것이 방법이라고 주장한다(Boudon, 1974). 마르크스주의 전통에서는 나아가 학교를 지배체제를 학습하는 무대이자 계급이 재생산되는 통로로 간주한다(Bourdieu, 1973; Bowles and Gintis, 1976). 학교도 부모가 자식에게 무언가를 퍼 나르는 데 일조한다는 것이다. 두 시각에 입장 차이는 분명하지만, 적어도 공교육이 사회이동을 촉진하는 기능을 가진다는 데에는 큰 이견이 없을 것 같다.

다. 행위양식

개인들의 행위양식은 사회경제적 지위가 다음 세대로 이어지는 경로 중 하나로 지목된다. 집안 환경에 따라 자녀의 가치관, 태도, 성향이 달라져 사회경제적 성과가 다르게 나타난다는 것이다. 미국 사회학자 머튼은 사람들이 주변 사람들을 준거집단(reference group)으로 삼아 자신을 바라보는 경향이 있다고 주장한다. 잘나가는 집에서 태어나면 자신을 주위에 잘나가는 친구들과 견주어 생각하게 되니 나도 잘해야겠다는 마음을 먹는 반면, 반대의 경우에는 그럭저럭 살아도 된다는 태도를 가지는 경향이 있다고 지적한다(Merton, 1953). "젊은이여! 야망을 가져라"라는 말에 대해 잘사는 집 아이들은 용기백배하지만 없는 집 아이들은 시큰둥하다는 말이다. 세대간 이동에서 동기부여 또는 성취지향성에 차이가 발생한다는 것이다.

비슷한 내용이 가설로 제시되기도 한다. 부모라면 자식이 자기보다 잘살길 바랄 것이다. 그러나 기준은 다르다. 중산층 이상의 가정은 머릿속에 적어도 중산층이나 그 이상의 지위를 그려 놓는 데 반해 하층인 경우 중산층만 되면 좋겠다는 태도를 가지게 된다. 이렇다 보면 결국 도달하는 위치도 다르게 될 것이다. 그럼에도 부모의 지위보다 자식의 지위가 낮아지는 경우가 더러 있다. 차이는 여기에서도 발생한다. 중산층 이상은 자식이 나락으로 떨어지는 것을 막기 위해 갖은 수단을 동원하는 데 반해 하층은 이렇다 할 수단이 별로 없다는 것이다(Breen and Goldthorpe, 1997). 이것을 상대적 위험회피(relative risk aversion)라고 하고, 이런 접근을 상대적 위험회피 가설이라고 부른다.

비슷한 환경에서 자라난 사람들의 행태에 주목하기도 하는데, 대표적인 것이 동질혼(assortive mating)이다. 평강공주와 바보 온달이나 드라마에 자주 나오는 신데렐라 이야기는 현실에서 흔치 않은 일이다. 결혼식장에는 가정배경이 비슷한 사람들이 신랑신부로 입장하는 것이 예사다. 인적자본이론은 동질혼을 계산에 입각한, 매우 합리적인 행위라고 본다(Becker, 1973, 1974). 이런 합리적 행위는 잘나가는 집에서 태어난 자식들은 계속 잘나가게 되고 하층민 자식들은 하층민 자식들끼리 결혼해서 계속 못살게 되는 결과를 낳을 것이다.

끼리끼리 결혼하면 세대간 이동이 어느 정도 달라지는지에 대한 실증연구가 제법 쌓여있다. 어떤 연구는 영국과 독일에서 동질혼으로 인한 소득의 변화를 검토한 후 "경제적 지위의 세대간 이전에서 동질혼은 주요 요인으로 보인다"라고 결론 내렸다(Ermisch et al., 2005). 동질혼은 부모의 사회경제적 지위가 자식세대로 넘어가게 하는 환승센터가 분명한 것 같다. 하지만 결혼하지 않는 사람이 많아지고, 결혼해도 아이를 낳지 않는 사람도 늘면 이 주제는 설 자리가 점점 좁아질 수 있다.

라. 직접 이전

부모와 자녀의 사회경제적 지위를 잇는 컨베이어 벨트 중에서도 가장 굵고 단단한 것은 아마도 부모에게서 자식으로 자원이 곧바로 넘어가는 사적 이전일 것이다. 이전의 대상은 현금도 있겠지만 뭐니뭐니 해도 자산이다. 자산 불평등이 심해질수록 부모에게서 자녀에게로 넘어가는 자산의 격차도 커질 것이다.

소득불평등과 세대간 소득탄력성이 다른 차원의 얘기이듯이 자산불평등과 자산의 세대간 이전도 차원이 다른 문제다. 그런데 연구 결과는 자녀들이 쟁여놓은 자산 중에서 물려받은 비중이 상당히 높다고 알려준다. 자산이전에 대한 문헌을 검토한 결과 미국의 가구자산 중에서 스스로 만든 것이 아닌 물려받은 자산의 비중은 35~45% 정도에 이른다고 한다(Kopczuk and Lupton, 2005). 영국에서는 1995~2005년에 가구자산 증가분의 30%는 부모세대가 찔러 준 몫이었다(Karagiannaki, 2017). 자산을 싣고 나르는 컨베이어 벨트는 폭이 넓은 것 같다.

부모에서 자녀로 넘어가는 자원은 주택 소유 여부에도 영향을 미친다. 영국에서는 35세가 되기 전에 집을 마련한 사람 세 명 중 두 명은 부모나 친지로부터 무언가를 받았다고 한다(Wood and Clark, 2018). 미국에서는 목적에 상관없이 부모로부터 5,000달러 이상을 받는 자녀가 그렇지 않는 자녀보다 주택 소유자가 될 확률이 HRS 자료로는 3.1%p, PSID 자료로는 7.3%p 높다고 한다(Lee et al., 2020).

자산의 세대간 이전에 관한 연구 수요는 기성세대가 자산을 축적하는 규

모와 추이, 부모로부터 자식으로 넘어가는 자산의 규모, 이것이 자식세대의 자산에서 차지하는 몫에 따라 달라질 것이다. 그런데 당분간은 불황이 없을 것 같다. 미국에서 "월가를 점령하라"는 시위가 벌어진 해는 2011년이었다. 그 이후 자산배분이 나아졌다는 소식은 좀처럼 들리지 않는다. 냄비 물이 끓는점을 향해 조금씩 올라가고 있는 중인지도 모른다.

마. 공간분리

월가를 지나쳐 세대간 사회이동의 길목을 걷다 보면 공간 문제와 마주하게 된다. 공간이 잘사는 곳과 못사는 곳, 백인 거주지역과 유색인종 거주지역으로 나뉘면 사회이동이 독특한 특징을 보이기 마련이다. 공간분리에 주목한 연구가 많은 까닭이다. 공간분리를 전면적으로 다루지 않더라도 계량분석에서는 지역이 환경요인이나 매개변수로 등장하는 일이 다반사다.

사회이동의 기제에서 공간에 주목한 연구는 역사가 길다. 예를 들어 준거집단 이론에서도 외부세계를 접할 기회가 많은 지역과 그렇지 않은 지역은 준거집단에 차이가 있어 서로 다른 성향과 태도를 가지게 된다(Merton, 1953). 여기저기 흩어져 내려온 공간에 관한 연구는 미국에서 이웃효과(neighbourhood effects) 개념을 제기한 연구가 등장하면서 한곳으로 집약되었다(Wilson, 1987). 윌슨은 가난한 동네에서 가난에 찌든 사람들과 어울려 지낸 사람들은 경제적 자립도 어렵고, 마약에 빠지지도 하며, 인지능력 발달이 지체되는 경향이 있다고 보았다. 부모가 아이를 환경이 좋은 곳에서 키우는 경우와 반대의 경우는 자녀의 사회경제적 지위가 크게 달라질 것이라는 추론으로 연결된다.

이웃효과가 당초에 지역단위에 초점을 맞추어 출발했다면 그 나라 전체를 대상으로 세대간 이동을 들여다 볼 수도 있다. 미국의 경우 사회이동의 전반적인 추세가 지역별로 달라, 서부에서는 상대적으로 사회이동이 활발한 편인데 남부지역은 사회경제적 지위가 굳어지는 경향이 강하다(Hertz, 2008).

최근에 미국에서는 인도계 경제학자 체티가 주도한 연구가 학술적 · 정책적 관심을 끌어 모았다(Chetty et al., 2014). 체티 연구팀은 1996~2012년 소

득세 자료에서 1980~1991년생으로서 미국 시민권을 가진 458만 명을 뽑아내고 부모의 소득세 자료와 연결했다. 통근권을 기준으로 미국 전역을 741개 지역으로 나누고(지역당 인구는 약 38만 명), 분석 대상 자녀들을 지역별로 배치시켰다. 그리고 미국 전역과 지역별로 소득탄력성과 소득분위 변동을 도출했다.

분석 결과, 미국 전역에서 부모의 소득이 10분위 늘어나면 자녀의 소득은 3.4분위 늘어났다. 연구의 알맹이는 지역에 있다. 공간분리가 덜한 곳, 소득이 평등하게 분배된 곳, 좋은 초등학교가 많은 곳, 사회자본이 풍성한 곳, 한부모 가정이 적고 양부모가 많은 곳에서 세대간 소득이 왕성하게 일어났다. 결론은 예상할 수 있는 것들이었다.

신선한 측면은 다른 곳에 있었다. 종전 연구에서는 소득이동이 국가단위로 분석되었다. 유명세를 탄 위대한 개츠비 곡선도 일국 단위에서 측정한 소득이동과 소득불평등을 국가단위로 비교한 것이었다. 소득이동의 요인과 경로도 주로 일국 단위로 논의되었다. 반면에 체티 연구팀은 세대간 소득이동의 실태를 미국이라는 국가단위를 넘어 지역별로 잘게 쪼개 보여주었다. 뿐만 아니라 소득이동이 왕성하면 왕성한 대로, 저조하면 저조한 대로 그 밑에 깔려 있는 요인과 경로가 지역별로 다르다는 점을 제기했다(van der Erve et al., 2023).

체티 연구팀은 방대한 자료의 저수지를 구축한 다음 후속 연구도 잇따라 내놓고 있다. 절대적 소득이동을 보니, 부모세대보다 자녀의 소득이 높은 비중은 1940년대생은 90%에 이르렀는데, 1980년대생은 50%로 뚝 떨어졌다고 한다(Chetty et al., 2017). 후속 연구 주제 중 하나는 이웃효과를 검증하는 것이다. 어릴 적에 환경이 좋은 곳에서 보낸 시간이 길면 길수록 나중에 사회경제적 성과가 나아지는데, 미국 전역에 걸쳐 그 수치는 1년당 약 4%로 측정되었다(Chetty and Hendren, 2018a). 저소득 가구 아이들이 고소득 지역으로 이사한 경우 고소득 지역에서 1년을 살면 성인이 된 다음 소득이 0.5% 늘었다. 그리고 세대간 소득이동은 지역별로 편차도 크게 나타났다(Chetty and Hendren, 2018b). 이웃효과는 실제로 있었다.

체티 연구팀을 따라가 이탈리아와 스웨덴을 대상으로 세대간 소득이동을 지역으로 나누어 본 연구가 나오고 있다(Acciari et al., 2022; Heidrich,

2017). 체티 연구팀의 발표는 정치적 파장도 컸다. 절대적 소득이동이 추세적으로 줄었다는 것은 '아메리칸 드림'이 허장성세일 수 있다는 것을 암시했다(Chetty et al., 2017). 이른바 '기회의 나라'인 미국에서 그 기회가 지역에 따라 다르다는 점이 드러나자 정치적 쟁점이 되기도 했다. 사실, 소득이동을 포함하여 세대간 사회이동은 정치적으로 민감한 사안이다. 그럴 만한 맥락이 있다.

5. 사회이동의 맥락

가. 이동의 사다리

세대간 사회이동을 둘러싸고 개념과 연구방법론에서 다양하고 서로 대립되는 시각이 갑론을박을 벌이는 상황이지만 연구자 대부분이 공감하는 바가 하나 있다. 마당쇠 자식들이 또 다시 마당쇠가 되지 않고 중소기업 사장이 되는 게 바람직하다는 것이다. 경제학에서 양극단에 위치한 자유주의와 마르크스주의 모두 활발한 사회이동이 바람직하다고 본다는 점에서는 일치한다(Piketty, 2000: 431).

그런데 최근에는 세계 도처에서 전문의들이 세대간 사회이동에 활력이 떨어졌다는 진단서를 발급하고 있다. 급기야 OECD는『승강기가 고장 났는가?』라는 제목의 보고서를 냈다. 회원국들의 사회이동을 점검해 보니 1990년대 이후로 소득계층이 정체 혹은 고착되는 경향이 있다고 한다(OECD, 2018). 세계경제포럼도 상층과 하층의 사회이동은 위아래에서 끈끈하게 달라붙어 있다고 진단했다(WEF, 2020).

연구는 세상 돌아가는 사정을 반영하기 마련인데, 세상이 바뀌긴 바뀌어가는 것 같다. 사회이동은 역사적 국면에 따라 모습이 다르다. 자본주의에서 사회이동은 산업화라는 맥락과 맞닿으면서 전개되어 왔다. 산업자본주의는 계급과 계층의 거대한 변동을 가져오면서 불평등의 구조를 바꾸었다. 그럼에도 사회 전반적으로는 상향 사회이동이 가능했다. 불평등이 상존하고 심해지더라도 소득, 교육, 이동성, 권리, 대중소비 등이 집합적으로 향상되었다. 이것이 승강기 효과다(Beck, 1986 : 122). 어제 산 명품 가방을 든 사람

도, 내일이면 헤질 것 같은 가방을 멘 사람도, 장을 본 물건을 검은 비닐봉투에 담은 사람도 같은 승강기 안에 있다. 불평등한 사람들이 모두 1층에서 2층으로, 2층에서 3층으로 올라간다. 대부분은 과거의 나보다는 지금의 내가 잘살고 있다. 불평등해도, 불평등이 심해져도 그러려니 하면서 감내할 마음도 생겨나기 마련이다.

OECD가 뽑은 보고서의 제목처럼 언젠가부터 승강기가 망가졌다. 산업화라는 거대한 흐름은 사회이동을 촉진하는 힘이 강해 다수에게 승강기 노릇을 했지만 이제 그 승강기가 삐걱거리고 있다. 정확하게 언제부터인지는 알기 어렵지만 OECD는 그 시점을 대략 1990년대로 잡는 것 같다. 그저 고장났을 뿐이라면 수리기사를 불러 정비하면 될 일이다. 그 정도가 아닐 수도 있다. 아예 승강기가 버킷 엘리베이터로 바뀌었다고 꼬집기도 한다(Butterwegge, 2009: 141).[4] 나는 에스컬레이터에서 내려가는 줄에 있는데, 반대편에서 올라가는 줄에 탄 다른 사람들을 멀뚱멀뚱 지켜만 본다. 불평등은 그럭저럭 참을 만했는데, 이제는 화가 치밀어 오른다. 세대간 사회이동이 정치적으로 휘발성이 큰 까닭이다.

세대간 사회이동은 과학과 이념이 엉겨 붙기 쉬운 주제다. 초기 세대간 소득이동 연구에서 미국은 세대간 소득탄력성이 낮아 소득이동은 활발한 나라로 제시되었다(Becker, 1964). 미국의 자존심 한켠에 있는 '아메리칸 드림'이 사실이라는 것이다. 이를 두고 북유럽 학자는 베커가 미국의 사회이동을 높게 측정한 것은 '아메리칸 드림'이라는 신화가 반영된 산물이라고 꼬집었다(Björklund and Jäntti, 1997). 미국식 시장경제가 최선이라는 '국뽕'이 한 움큼 들어있다는 것이다. 이런 상황에서 미국의 소득이동에 대한 체티 연구팀의 최신 연구는 마치 AI 심판처럼 등장했다. 이 연구가 학술세계에서 하나의 이정표가 되었을 뿐 아니라 정치적 발화점이 된 이유가 여기에 있다.

4) 버킷 엘리베이터는 위아래로 회전 운동하는 벨트에 양동이를 달아서 물건을 옮기는 장치다. 양동이는 모두 상향 또는 하향 이동하지 않고 일부는 올라가는 동시에 일부는 내려간다.

나. 국가별 차이

세계적으로 사회이동의 발걸음이 무뎌지고 있더라도 모든 나라가 한결같지는 않다. 불평등이 심한 나라와 덜한 나라도 있고, 사회이동이 활발한 나라와 더딘 나라가 있다. 각 나라는 사회이동을 촉진하는 힘과 억제하는 힘을 동시에 가지고 있는데, 그 싸움의 향배는 기본적으로 해당 사회경제 체제의 속성에서 결판난다. 각 나라마다 자본주의의 속성이 다르기 때문이다(Hall and Soskice, 2001).

이런 측면에서 사회이동의 국가 간 차이점을 들여다보는 데 복지국가 유형론이 큰 도움이 된다. 복지국가 유형론은 복지 자본주의의 특징을 비교하는 데에서 출발했지만 사회경제 체제의 특징을 두루두루 포착하기 때문에 여러 주제로 확장되고 있다. 복지 자본주의 유형은 사회이동에 들여오더라도 유효하다(Esping-Andersen, 2015). 기존 연구들은 이구동성으로 북유럽 사민주의 복지국가들의 사회이동이 활발하다고 지적한다(Beller and Hout, 2006; Meng and Li, 2023). [그림 2-1]의 소득이동 올림픽에서 시상대에 오르는 나라는 덴마크, 노르웨이, 핀란드, 스웨덴 등 북유럽 국가들이다.

복지국가 유형을 세대간 교육이동에 접목한 연구가 있다(양경은, 2016). 부모의 사회경제적 지위와 학생의 학업성취도는 보통 같은 방향으로 움직이는데, 화살표의 굵기는 복지체제 유형별로 양태가 다르다. 교육을 통한 지위향상 동기가 그다지 강하지 않은 유럽대륙의 보수주의 국가에서 세대간 교육지위가 세습되는 경향이 강하고, 탈상품화 수준이 낮은 영국과 미국 등 자유주의 복지체제에서는 상대적으로 세대간 교육이동이 활발하다고 한다.

직업이동 역시 복지국가 유형에 따라 양태가 다르다. 1999년 국제사회조사(International Social Survey Programme : ISSP) 자료를 활용하여 국가 간 비교한 연구에 따르면 북유럽 사민주의 국가가 직업이동이 가장 왕성했다. 이 연구는 국가별 차이를 후기 중등교육에 대한 접근과 복지국가 유형으로 설명한다. 공공정책의 관점에서는 교육정책과 사회정책이 세대간 직업이동에 미치는 영향이 크다고 지적한다(Beller and Hout, 2006)

복지국가 유형은 소득이동에 접목되기도 한다. 국제사회조사 자료를 써서 분석해 보니 자유주의 복지국가와 북유럽 사민주의 복지국가는 소득이

동이 활발한 데 반해 보수주의 복지국가에서는 부모의 지위가 자녀의 소득에 미치는 영향이 컸다(Meng and Li, 2023). 이 연구는 위대한 개츠비 곡선 뒤에 숨겨진 미세혈관을 짚었다는 의미도 있다.

복지국가 유형별로 교육, 직업, 소득의 세대간 이동을 검토한 연구를 보면 국가군별로 무언가 독특한 특징이 작동하고 있음이 짐작된다. 나아가 같은 국가군 안에서도 국가 간 차이가 있을 터이다. 또한 같은 국가라도 시기에 따라 세대간 사회이동의 양태는 달라질 수 있다는 추론을 세워볼 수도 있다. 그렇다면 한국은 어떨까?

제2절 한국의 연구 동향

1. 사회이동의 현주소

피가 막힘없이 흘러야 몸이 건강하다. 기름기가 쌓여 혈관이 좁아지면 고혈압이나 고지혈증 같은 병에 시달리고 심하면 동맥경화로 치닫기도 한다. 사회도 마찬가지다. 세대간 이동은 사회의 대동맥이다. 가난한 사람이 줄곧 가난하게 살고, 그 집에서 태어난 자식들도 가난에서 헤어 나오지 못하는 사회가 건강할 수 없다.

한국사회의 건강에 경고등이 들어온 지 오래다. 수저계급론은 어떤 수저를 물고 태어났느냐에 따라 운명이 결정되고 일생 동안 밥 먹는 숟가락이 바뀌지 않는다고 우리 사회를 고발한다. 아무리 애를 써도 뜻대로 되지 않는 상황이 반복되는 상황은 '희망고문'으로 표현된다. '헬조선'이라는 담론에는 현실에 대한 분노가 서려 있다. 열패자의 낙담과 분개 정도로 가볍게 넘기기에는 절규가 뜨겁다. 사회이동에 관련된 담론에 담긴 분노와 저주는 현실을 반영한다. 건강검진이 필요하다.

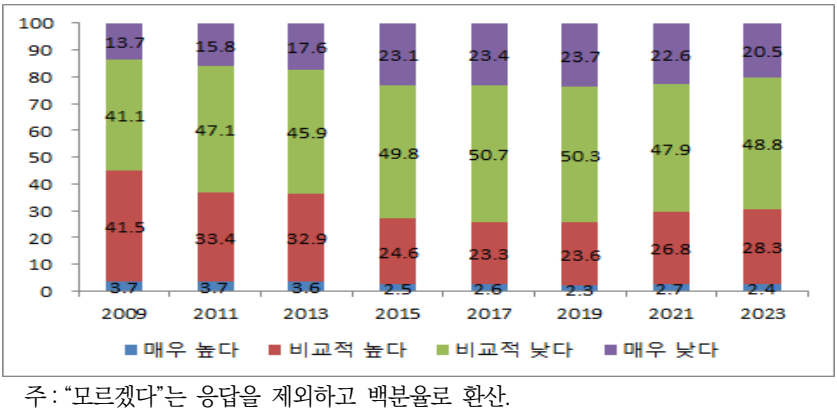
건강검진은 문진으로 시작한다. 문진표를 훑어보면 몸에 열이 나고 있음이 직감된다. 19세 이상 한국인에게 본인세대에서 계층이 이동할 가능성에 대해 물어 보니, 높다고 응답한 사람들이 점점 줄고 있다. 2023년에는 네 명

중 세 명이 본인세대의 계층이동 가능성이 낮다고 본다. 이동성을 고발하는 담론에 날이 서는 이유가 짐작된다.

실제로 다른 나라와 비교해 보면 한국은 사회이동이 낮은 편에 속한다. [그림 2-1]의 위대한 개츠비 곡선에서는 한국이 OECD 경향에 근접하게 나온다. 하지만 가난한 집에서 태어난 아이가 평균소득에 이르기까지 걸리는 세대의 수를 추산해 보면 [그림 2-3]과 같이 다섯 세대가 걸린다고 한다. 다른 나라와 비교해 보면 너무 오래 걸린다.

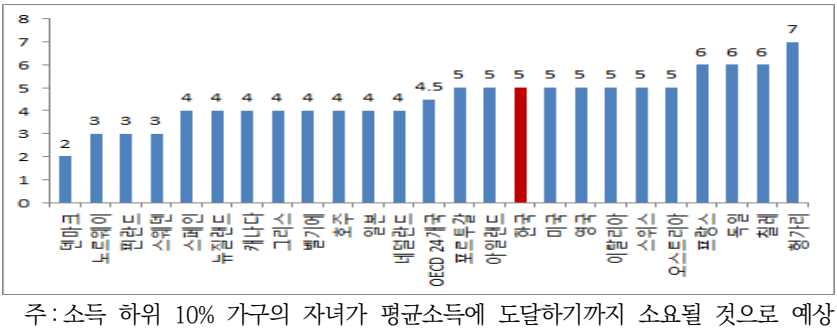
[그림 2-2] 본인세대 계층이동 가능성에 대한 인식

(단위 : %)



주 : "모르겠다"는 응답을 제외하고 백분율로 환산.
자료 : 통계청, 「사회조사」..

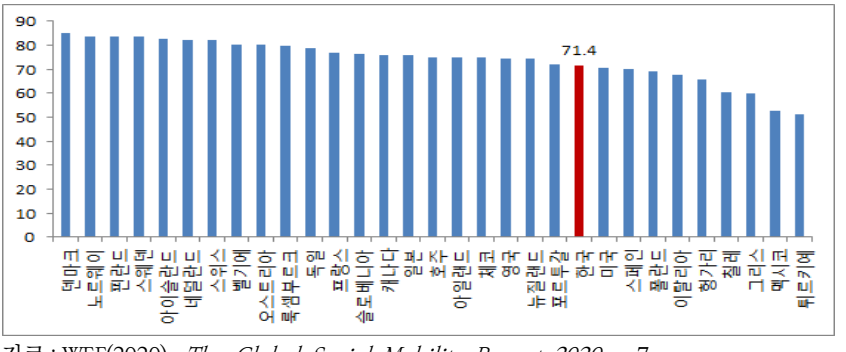
[그림 2-3] 소득이동성 국제비교



주 : 소득 하위 10% 가구의 자녀가 평균소득에 도달하기까지 소요될 것으로 예상되는 세대의 수.
자료 : OECD(2018), *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*, p.27.

세계경제포럼은 2020년에 사회이동성 지수(social mobility index)를 발표했다(WEF, 2020).[5] 한국은 71.4점으로 82개국 중에서 25위에 위치했다. 덴마크(85.2), 노르웨이(83.6), 핀란드(83.6), 스웨덴(83.5) 등 북유럽 국가들이 사회이동이 활발한 것으로 나타났다.

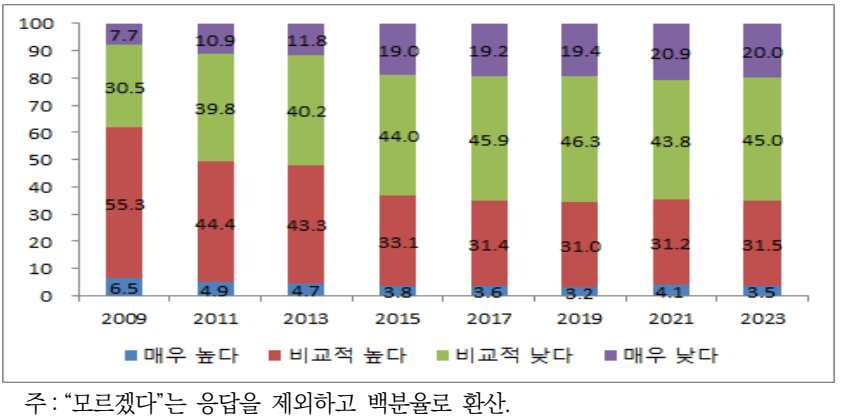
[그림 2-4] 사회이동성 지수 국제비교



자료 : WEF(2020), *The Global Social Mobility Report 2020*, p.7.

[그림 2-5] 다음 세대 계층이동 가능성에 대한 인식

(단위 : %)



주 : "모르겠다"는 응답을 제외하고 백분율로 환산.
자료 : 통계청, 「사회조사」.

5) 사회이동성 지수는 보건, 교육(교육 접근성, 교육의 질 및 형평성, 평생학습), 기술 접근성, 노동(일자리 기회, 임금의 공평성, 노동조건), 제도(사회보장, 제도의 포용성) 등 5개 분야, 10개 부문으로 구성되었다. 51개의 세부 지표로 점수를 매겼다. 세계경제포럼의 이동성 지수는 매우 포괄적이어서 이 보고서의 초점과는 다르지만 국가별 위치를 식별하는 데에는 어느 정도 도움이 된다.

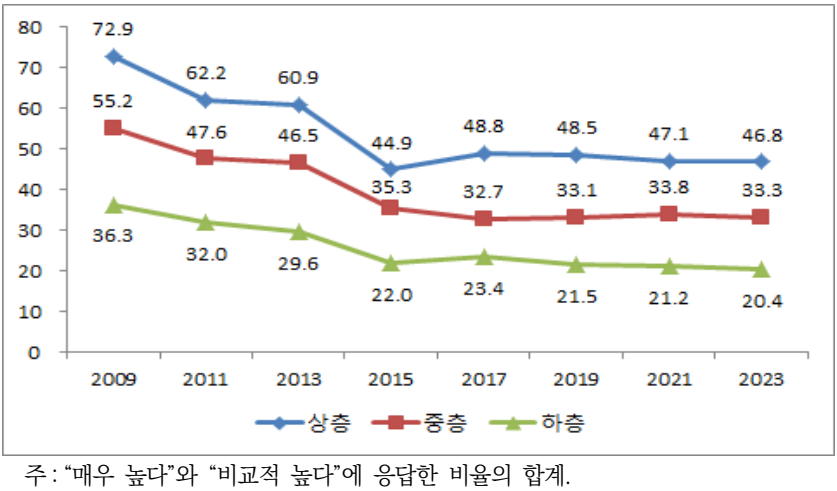
그렇다면 사회이동의 미래는 어떨까? 다시 한국인의 생각을 들여다 보면 앞으로도 계층이동이 점점 둔해질 것이라고 보는 사람이 다수다. 다음 세대에는 계층이동이 가능하다고 보는 사람은 2009년에 60%를 넘었는데 점점 줄어들더니 2023년에는 35% 정도로 떨어졌다. 계층이동 가능성을 매우 낮다고 보는 비중은 2009년에 7.7%에서 2023년에는 20%로 크게 늘었다.

계층이동 가능성은 자신이 어떤 계층에 속한다고 보느냐에 따라 다르게 나타날 수 있다. 여기에는 두 가지 일관된 경향이 발견된다. 하나는 상층에 속한다고 인식할수록 계층이동 가능성을 높게 내다본다는 것이다. 호주머니가 두둑할수록 미래가 밝은 모양이다. 다른 하나는 주관적 계층의식과 무관하게 2015년까지는 낙관적 전망이 급격하게 떨어지다가 2015년 이후부터는 평탄한 상태를 유지하고 있다. 자신을 하층으로 보는 사람은 다섯 명 중 네 명이, 중간층으로 보는 사람은 세 명 중 두 명이, 상층으로 보는 사람은 절반이 다음 세대의 계층이동 가능성이 낮다고 본다.

물론 주관적 의식이 실제보다는 과대하게 나타날 수 있다(박현준, 2021). 하지만 주관적 의식은 사회이동의 선행지표일 수 있다. 실증연구는 현실을 한두 발 뒤에서 따라갈 수밖에 없다. 사회이동의 현재 상태에 대한 한국인의

[그림 2-6] 주관적 계층의식별 다음 세대 계층이동 가능성에 대한 인식

(단위 : %)



주 : "매우 높다"와 "비교적 높다"에 응답한 비율의 합계.
자료 : 통계청, 「사회조사」.

생각, 다른 나라와 비교할 때 한국 사회이동의 좌표, 사회이동의 미래에 대한 한국인의 생각을 종합해 보면 우리는 사회이동이 활발했던 사회에서 사회이동이 둔해진 사회로 바뀌어가고 있다는 예비 진단서를 발급하는 데 무리가 없을 것 같다.

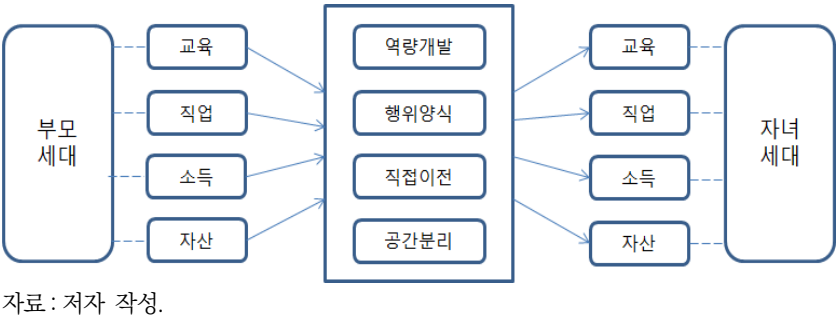
2. 세대간 사회이동의 추이

가. 세대간 사회이동의 구조

피는 혈관을 타고 흐르고 혈관에는 중요한 혈자리가 있다. 문진으로는 아프다고 해도, 정확하게 어디가 아픈지 가늠하려면 진맥이 필요하다. 사회의 혈액순환을 짚어보고 세대간 사회이동의 구조를 그려보면 [그림 2-7]과 같이 나타날 것이다. 사회이동의 주요 혈자리는 교육, 직업, 소득, 자산으로 꼽을 수 있다. 그리고 부모와 자녀를 연결하는 컨베이어 벨트는 역량개발, 행위양식, 직업이전, 공간분리로 추릴 수 있다.

[그림 2-7]의 사회이동의 구조를 놓고 선행연구는 크게 두 가지에 관심을 두어 왔다. 하나는 부모세대와 자녀세대의 관계가 어떠한지를 밝히는 분야가 있다. 뭉뚱그려 세대간 사회이동으로 부르지만 세대간 교육이동, 세대간 직업이동, 세대간 소득이동, 세대간 자산이동으로 나누어 보는 게 엄밀하다. 교육, 직업, 소득의 세대간 이동은 연구가 상당히 진척되어 연구의 동향을 정리하는 메타연구도 나온 바 있다(정인관 외, 2020). 다른 하나는 세대간 사

[그림 2-7] 한국 세대간 사회이동의 구조



자료 : 저자 작성.

회이동 사이에 놓인 장막을 걷어내면 어떤 컨베이어 벨트가 무엇을 실어 나르는지를 들여다보는 연구다.

여기에서는 직업, 소득, 교육, 자산 부문에서 사회이동의 추이를 다룬 연구의 흐름을 명제 중심으로 정리한다.[6] 선행연구를 현미경으로 들여다본 결과는 이 보고서의 각 장에서 서술하고 있으므로 여기에서는 큰 흐름에 초점을 두고 망원경으로 관찰한 선행연구의 모습을 그려낸다. 두 번째 핵심 주제인 사회이동의 요인과 경로에 대해서는 항을 바꾸어 살펴본다.

나. 교 육

교육은 국민적 관심사 중 하나인 만큼 선행연구가 상당히 쌓여 있다. 핵심 쟁점은 역시 세대간 교육이동의 추이로 모아진다. 이 주제에 대해서는 여러 색채의 논의가 있지만 대략 세 가지로 정리할 수 있다.

공교육의 팽창에 힘입어 부모와 자녀의 교육수준은 관계가 느슨해지고 교육이동성이 높아졌을 것이다. 대다수 연구는 이를 확인시켜 준다. 아버지의 교육수준이 자녀의 교육에 미치는 영향은 꾸준히 줄고 있다(방하남 · 김기헌, 2003). 요새 사람들까지 넓혀 보더라도 부모 학력에 따른 자녀의 학력 격차는 전문대의 경우 1960~70년생부터, 4년제 대학 이상의 경우 1970~80년대 생부터 줄어들었다고 한다(최성수 · 이수빈, 2018).

반면에 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 학업성취에 미치는 영향에 별다른 경향성이 나타나지 않는다는 연구도 있다(Park, 2007; 장상수, 2000). 학력의 가치가 세월이 흘러도 바뀌지 않는다고 가정하고 절대적 가치 측면에서 살펴보면 최근으로 올수록 부모가 자녀의 교육에 미치는 영향력은 줄어들지만, 동일 세대 내에서 대학졸업자의 상대적 비중 등을 고려한 교육수준의 상대적 가치를 기준으로 보면 불평등이 누그러지거나 강해지기보다는 지속되고 있을 뿐, 최근 들어 특별히 심한 건 아니라는 분석도 있다(변수용 · 이성균, 2021).

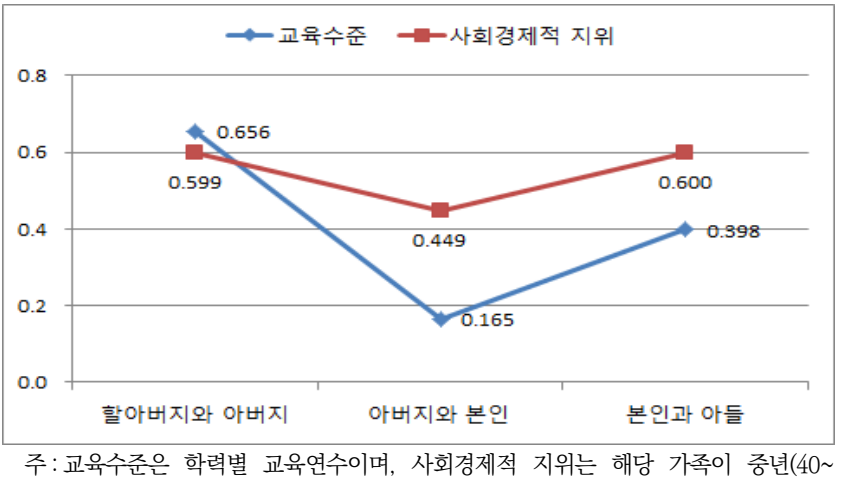
---

6) 교육, 직업, 소득, 자산 등 부문별 사회이동에 관한 연구동향은 이 보고서의 해당 장에서 상세히 다루고 있으므로 여기에서는 연구의 전반적인 흐름을 짚는 데 유용한 연구로 검토 대상을 한정한다.

그러나 최근으로 올수록 아이들의 학업성취도가 부모의 사회경제적 지위에 영향받는 강도가 더해지고 있다는 연구가 많다(김영미, 2016; 박병영 외, 2011). 이런 분석 결과를 내놓는 연구들은 대략 2000년과 2010년 즈음의 특정 시점을 잡아 약 10~15년 사이의 변화를 살펴보고 부모가 자녀의 학업성취도에 미치는 영향이 커지고 있다고 분석했다(김위정, 2012; 장상수, 2016; Byun and Kim, 2007).

시간의 지평을 넓히고 학력과 사회경제적 지위를 모두 관찰한 연구가 있다(김희삼, 2014). 전국 성인 남녀 3,000명을 대상으로 응답자의 조부모, 부모, 자신과 장남 또는 장녀의 교육수준과 각 세대 내의 사회경제적 지위를 질문하여 최장 4대에 걸친 정보를 수집했다. 분석 결과에 따르면 할아버지와 아버지 간 학력 상관계수는 무려 0.656이었으나 아버지와 본인 간에는 0.165로 급락했는데, 본인과 아들의 부자간 학력 상관계수는 0.398로 반등했다. 사회경제적 지위의 경우 교육수준만큼 변동폭이 크지는 않지만 할아버지와 아버지의 상관계수(0.599)는 아버지와 본인으로 오면 0.449로 떨어졌다가 본인과 아들은 다시 0.600으로 높아졌다.

[그림 2-8] 교육수준과 사회경제적 지위의 세대간 상관계수 추이



주 : 교육수준은 학력별 교육연수이며, 사회경제적 지위는 해당 가족이 중년(40~50대)인 시기를 기준으로 해당 세대의 전체 한국인과 비교했을 때의 상대적인 위치로서 응답자가 10점 척도로 평가한 수치를 나타냄.

자료 : 김희삼(2014), 「세대간 계층이동성과 교육의 역할」, 『인력자본정책의 새로운 방향에 대한 종합연구』, KDI.

부모의 교육과 자녀의 교육을 대비시킬 때 양자의 관계는 느슨해지고 있거나 특별한 경향이 발견되지는 않는다는 연구가 현실을 반영하기도 하는 것 같기도 하다. 웬만하면 대학에 들어가는 사회가 되었으니 당연한 결과인 것 같다. 반면에 부모의 사회경제적 지위와 자녀의 교육은 관계가 끈끈해지고 있다는 연구도 적지 않다. 보다 심층적인 분석이 필요한 지점이다.

다. 직 업

직업으로 한국에서 세대간 사회이동의 추이를 진단하려는 움직임은 1990년대 이후로 꾸준히 이어지고 있다. 한국의 절대적 사회이동은 산업화를 배경으로 크게 늘었다가, 최근으로 올수록 점차 둔해지고 있지만 여전히 활발한 수준이라는 데에는 큰 이의가 없을 것 같다(계봉오 · 황선재, 2016; 여유진, 2019; 박현준 · 정인관 2021; Chung and Park, 2019). 1998년과 2010년의 부모와 자녀 쌍을 만들어 분석한 결과에 따르면 상방이동이 50%에 가깝고 대물림은 34%, 하방이동은 17%라고 한다(최은영 · 홍장표, 2014). 이만하면 직업이동에 활기가 없다고 보기는 어려울 듯하다.

논의의 핵심은 상대적 이동의 추이다. 산업화를 거치면서 상대적 이동도 함께 늘어났는지, 공업화가 일정한 단계에 도달한 이후, 특히 외환위기 이후에는 어떻게 바뀌었는지에 대하여 연구 결과들이 엇갈린다. 상이한 연구 결과는 서구와 마찬가지로 세 가지로 분류할 수 있다.

직업이동 불변 명제는 초기 연구부터 현재까지 꾸준히 제기되고 있다. 초기 연구에서는 산업화라는 거대한 물결이 들이닥쳐도 상대적 이동은 별로 바뀌지 않는다는 연구가 나왔다(신광영, 1994; 차종천, 2002). 아무리 논밭에 공장이 들어서고 자식들이 도회지로 나가 취직하더라도 지위의 높고 낮음이 쉽게 바뀌지 않는다는 것이다. 당시만 하더라도 모두가 그전보다는 잘살게 되었다는 인식이 지배했던 상황에서 상식에 경종을 울리는 연구들이었다. 1943~1986년생까지 보아도 상대적 이동은 코호트별로 차이가 의미가 크지 않다고 한다(계봉오 · 황선재, 2016).

직업이동 저하 명제는 첫 번째 입장에서 한 발 더 나간 주장으로 사회이동이 별다른 변화가 없는 정도를 넘어 사회이동의 발걸음이 무뎌졌다는 입

장이다. 산업화 세대(1940~1959년생), 민주화 세대(1960~1974년생), 정보화 세대(1975~1995년생)로 구분한 연구에서는 세대간 직업이동이 떨어지고 있다고 보고했다(여유진, 2019). 특히 최근에 나온 연구일수록 이런 주장이 흔하다. 앞에서 본 대중적 인식과 맞아 떨어지는 연구다.

반대로 직업이동 활성화 명제로 묶을 수 있는 주장이 있다. 한국의 상대적 이동은 여전히 활발하다는 연구가 최근에도 나왔다. 한국 남성들을 노동패널 자료로 1950~1984년생을 5년 단위로 묶어 7개의 출생 코호트로 분류해 분석한 결과 최근에 절대적 사회이동은 낮아지고 있지만 오히려 상대적 이동은 활발해지는 경향이 있다고 한다(Chung and Park, 2019; 박현준, 2021). 1949~1968년생과 1969~1988년생 코호트를 비교해 보면 세대간 직업이동은 절대적 · 상대적으로 늘었다고 한다(박현준 · 정인관, 2021).

세대간 직업이동 역시 세대간 교육이동과 비슷하게 산업화를 배경으로 절대적 이동이 절대적으로 늘었다는 데에는 이견이 없을 것 같다. 그러나 상대적 이동에 대해서는 여전히 활발하다는 입장, 별다른 추세의 변화가 없다는 입장, 최근으로 올수록 활력이 떨어졌다는 입장이 병존하는 상황이다. 세대간 직업이동 역시 좀 더 따져볼 구석이 있다.

라. 소 득

소득이동은 주로 세대간 소득탄력성을 측정하는 연구가 주류를 형성하고 있다. 분석 결과는 부모와 자식의 소득은 그리 크게 닮지 않아 0.3 이하로 추정한 연구가 많다(김민성 외, 2009; 김봉근 외, 2012, 2013; 김희삼, 2009; 이진영, 2022; 현은주, 2018). 방대한 행정자료를 활용하여 1984년생 70만 명을 분석한 결과 18~21세의 부모 소득과 29~32세 본인 소득 사이에 상관계수는 0.1~0.15 정도로 추정되었다(계봉오 외, 2019). 반면에 세대간 소득탄력성을 0.3~0.4 언저리로 상대적으로 높게 측정된 연구도 있다(양정승, 2012; Kim, 2013).

세대간 소득탄력성의 추세를 분석한 연구도 있다. 1998~2019년까지 세대간 소득탄력성을 측정한 연구에 따르면 대략 0.11~0.17 사이의 값을 유지했다(이진영, 2022). 소득탄력성이 낮은 상태에서 소폭으로 오르락내리락하

고 있다는 얘기다. 반면에 글로벌 경제위기로 소득이동성이 저하되는 추세를 확인하거나, 부모의 소득이 자녀의 소득에 미치는 영향이 1971~1980년생 그룹 이후부터 커지고 있다는 보고가 있다(김봉근 외, 2012; 윤성주, 2018; 이경희 · 민인식, 2016).

소득 이외에 부모의 학력이나 자산도 자녀의 소득에 영향을 미칠 수 있다. 세대간 소득탄력성은 낮은 편이지만 부모의 학력과 자녀의 소득은 탄력성 수치가 0.3~0.4 정도로 꽤 높아진다고 한다(김민성 외, 2009; 최지은 · 홍기석, 2011). 부모의 재산도 마찬가지다. 월평균 임금, 월평균 소득, 가구 연소득으로 삼을 경우 0.10~0.14 정도에 머물지만 가구 순자산의 경우만 0.27로 상대적으로 높게 나타난다(김희삼, 2009). 이전 세대보다 정보화 세대(1975~1995년생)는 이전 세대와 달리 부모의 재산이 소득에 상당한 영향을 미친다고 한다(여유진, 2019).

부모의 사회경제적 지위와 자녀의 소득 사이에 성립하는 관계를 이른바 "개천용 지수"로 포착한 연구가 있어 눈길을 끈다(오성재 · 주병기, 2017). 부모의 사회경제적 지위를 아버지의 직업과 학력으로 잡고, 자녀의 소득과 맺는 상관관계를 0~1까지 측정했다. 개천용 지수가 0이면 기회가 완전히 평등한 상태를, 1이면 완전히 불평등한 상태를 뜻한다. 1998년, 2003년, 2008년, 2014년의 개천용 지수를 측정해 보니 지수가 높아져 한국사회는 소득기회가 점점 불평등해지고 있다는 결론을 제시한다.

마. 자 산

한국은 자산 중에서 부동산 자산의 비중이, 부동산 자산 중에서도 주택자산의 비중이 높다. 2023년 기준으로 가계 및 비영리단체의 순자산 중에서 주택은 50.3%, 주택 이외 부동산은 25.2%로 부동산 자산이 차지하는 비중이 75.5%에 이른다(한국은행 · 통계청, 2024). 소득도 소득이려니와 자산이 집단 간 격차를 굳게 만드는 주된 원인으로 작용할 가능성이 높다(이철승 · 정준호, 2018).

세대간 사회이동 중에서 자산에 주목한 연구는 다른 부문에 비해 활발하지는 않은 편이다. 아마도 쓸 만한 자료가 마땅치 않아서인 듯하다. 그래도

눈에 띄는 연구가 있다. 세대간 소득탄력성과 유사한 접근으로 분석한 결과를 보면, 부모의 부동산 자산이 2배로 많아지면, 자녀의 부동산 자산은 분가한 1년 차에는 13%, 3년 차에는 20%, 5년 차에는 19%가 높아진다(강은택 외, 2017). 부모의 부동산 자산이 1% 증가하면 자녀의 부동산 자산은 0.173% 늘어나고 부동산 자산의 모든 분위에서 통계적 유의성이 높게 나타났다(강정구 외, 2023).

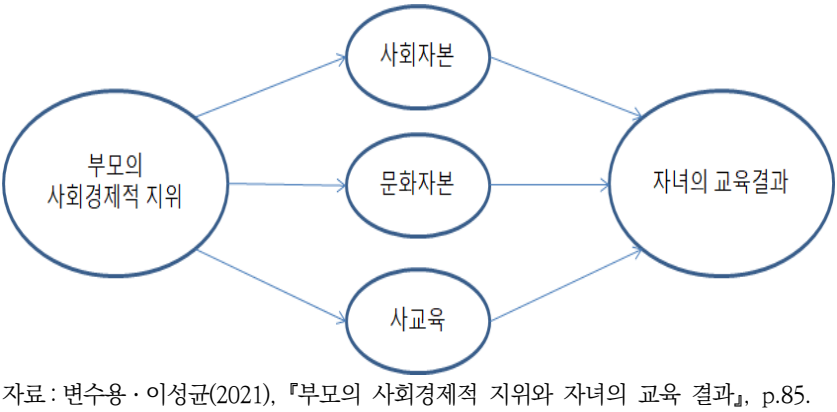
부동산 중에서도 주택은 한국사회를 뜨겁게 달구는 쟁점이다. 내 집을 가진 경우와 전세나 월세를 떠도는 경우는 삶의 질이 다를 수밖에 없다. 주택 소유 형태에서도 부모의 영향은 막강한 듯하다. 부모가 내 집이 있는 경우에는 자녀들도 자기 집을 가질 확률이 높아진다(마강래 · 권오규, 2013). 부모가 자기 집이 있으면 그렇지 않은 경우보다 자녀가 집을 마련할 확률이 높았고, 이런 경향은 최근으로 올수록 강해지고 있다(이지은 · 정세은, 2021).

3. 사회이동의 요인과 기제

가. 역량 개발

부모의 사회경제적 지위가 자녀의 교육에 미치는 경로는 [그림 2-9]와 같이 문화자본, 사회자본, 사교육 등 세 가지로 요약할 수 있다.

[그림 2-9] 부모의 지위가 자녀의 교육 결과에 미치는 영향의 경로



자료 : 변수용 · 이성균(2021), 『부모의 사회경제적 지위와 자녀의 교육 결과』, p.85.

부모가 갖고 있는 사회자본이 많으면 많을수록 아이들이 공부를 잘한다는 점에 거의 모든 연구가 공통된 목소리를 낸다(김은정, 2007; 김향신 외, 2018; 김현숙, 2011; 백병부 · 김경근, 2007; 이중섭 · 이용교, 2009). 문화자본도 마찬가지다. 부모의 교양수준이 높으면 높을수록 아이들이 공부를 잘한다고 한다(김은정, 2007; 김경근 · 변수용, 2007; 김현주 · 이병훈, 2005; 변수용 · 김경근, 2008; 장미혜, 2002).

사교육의 효과에 대해서는 엇갈리는 연구가 있다. 사교육을 많이 받으면 받을수록 성적이 좋아진다는 연구가 꽤 많다(김성식, 2022; 김위정, 2012; 김위정 · 김양분, 2013; 박경호 외, 2017). 반면에 아무리 사교육을 받아 봤자 별 소용이 없거나 있더라도 크지 않다는 연구도 있다(김은정, 2007; 김희삼, 2010; 유지연 · 박창순, 2015).

부모의 사회경제적 지위가 자녀의 인적자본 형성에 미치는 영향에서도 한국은 독특한 속성을 가지고 있다. 서양에서는 인적자본에 학업성취도뿐 아니라 숙련(skill)도 중요하게 취급하는 경향이 있다. 한국은 학업성취도가 인적자본을 대표한다. 한국에서 인적자본은 곧 학업성적으로 통용되고, 자녀의 교육 결과는 학업성적을 뜻한다. 학생의 역량은 십중팔구 공부 잘하는 것으로 판가름된다. 10명 중 7명이 대학에 들어가고 대학의 위계가 마치 공식처럼 수험생과 학부모의 머릿속에 자리 잡은 상황에서 안타깝지만 교육격차는 전문대와 4년제보다는 명문대와 비명문대의 구분이 현실에 부합할 것 같다.

대학 위계서열이라는 현실을 반영한 연구가 꽤 있다. 가장 직접적으로 서울대 사회과학대 입학생의 자료를 모아 본 결과 부모가 잘나가는 강남 8학군 출신 학생이 점점 많이 들어온다고 한다(김광억 외, 2003). 반면에 여러 자료를 분석한 연구에서는 부모 학력에 따른 격차가 상위 15개 대학의 졸업생에게 일정하게 유지되어 왔다고 한다(최성수 · 이수빈, 2018). 대학의 서열이 사회경제적 지위의 세대간 이동에 어떤 역할을 했는지를 탐색한 연구(이수빈 · 최성수, 2020)가 한국의 현실을 드러내는 데 도움이 될 것 같다.

한국에서 인적자본은 대체로 학업성취를 뜻하기 때문에 사회자본과 문화자본을 엄밀히 구별할 실익은 크지 않다. 한국의 맥락에서 사회자본은 부모가 얼마나 아이들 성적에 관심을 가지고 집에서 아이들과 공부 얘기를 많이

하느냐는 말이다. 문화자본은 부모가 얼마나 교양을 갖추고 학업성적 향상에 도움을 주느냐의 문제로 귀결된다. 아이 손잡고 오페라 공연을 보거나 클래식 음악을 듣는 것은 관련 전공자 말고는 중요한 일이 아니다. 부모의 문화자본은 곧 부모가 얼마나 해박한 지식을 갖고 있느냐를 말하게 된다. 그렇다면 한국에서는 사교육에 쓸 돈과 태도로 요약하면 될 듯하다. 형제자매가 거두는 사회경제적 성과가 어느 정도 유사한지에 대한 연구도 있는데, 교육과 임금을 기준으로 형제자매 효과는 적지 않은 비중을 차지한다고 한다(유혜림, 2022).

나. 행위양식

한국청소년패널 가운데 2003~2007년 중학교 2학년을 뽑아 계급과 성적의 상호작용을 분석해 보니 소득이 적을수록 부모의 교육 기대 수준이 낮고 이럴 경우 사교육에 투입하는 액수도 줄어 학업성적이 낮다는 점을 발견하면서 상대적 위험회피 가설이 들어맞는다는 연구가 있다(김위정 · 염유식, 2009). 이를 질적으로 보완하는 연구도 있다. 신명호(2010)는 29개 사례에 대한 질적연구를 통해 학력과 소득수준에 따라 교육에 대한 가치관, 열망, 공부 방법 등에서 차이가 있다고 들려준다. 부모의 사회경제적 지위에 따라 진취성 격차가 발생한다는 주장이다.

행태 중에서 동질혼에 관한 연구도 꽤 있다. 끼리끼리 결혼에 대한 연구는 크게 두 가지로 묶을 수 있다. 동질혼의 양태와 추이에 관한 연구가 한 꾸러미 있다. 동질혼의 기준은 몇 가지 있을 터인데 주로 교육과 직업을 보았다. 교육 동질혼은 1970년대 중반부터 1990년대 중반까지 늘어난 이후 감소하는 추세라고 한다(박현준 · 김경근, 2011, 2012; 이명진 외, 2018). 교육 동질혼의 비중은 높지만 최근에는 약간 줄어드는 추세라는 연구도 있다(신윤정 · 박신아, 2018). 우리 사회는 학력 동질혼은 높지만 직업(정확하게는 직종)에서는 이질혼이 많다고 한다(김성희 · 전혜정, 2020).

동질혼과 세대간 사회이동의 관계에 대해서는 끼리끼리 결혼하니까 사회경제적 지위가 확대 복사된다는 이야기를 들려준다. 부모와 자녀의 경제력은 동질혼으로 더 커지는데, 특이하게 장인과 사위의 소득 사이에 상당한 상

관관계가 있다고 한다(최기림 · 안태현, 2015). 부모의 경제력은 결혼에 상당한 영향을 미치고, 넉넉지 않은 집일수록 넉넉지 않은 집의 자녀를 배우자로 맞을 가능성이 높아 대물림은 소득 하위층에서 뚜렷해진다는 연구도 있다(오지혜, 2020; 오지혜 · 김솔, 2022). 교육 동질혼이 가구소득에 미치는 영향은 줄어들었어도 많이 배운 사람들끼리 결혼하면 소득이 높아진다고 한다(석재은 · 노혜진, 2013b). 또한 동질혼으로 사회경제적 지위가 대물림되는 길은 소득보다는 자산이 넓다고 한다(석재은 · 노혜진, 2013c). 이런 연구 결과는 우리의 직관과 상식에 부합하지만 어느 정도인지는 실증적으로 보다 더 연구할 만한 주제다.

그러나 동질혼 연구에서 한 가지 생각해 볼 지점도 있다. 사회과학이 일반적으로 전제하는 교육, 소득, 직업이 과연 현실을 반영하느냐는 점이다. 결혼정보회사 자료를 분석해 보니, 한국의 경우 배우자로 남성은 여성의 외모를, 여성은 남성의 소득을 중요한 기준으로 여기기 때문에 결혼시장에서는 남성의 연봉과 여성의 외모가 교환된다는 분석이 있다(김용학 · 윤호영, 2013). 사실이라면 계량분석으로 담아낼 수는 없지만 직업, 교육, 소득이라는 전형적인 기준 말고 중요하게 작용하는 요인이 있다는 것이다.

다. 직접이전

부모가 가진 것이 자녀에게 직접 넘어가는 경로에 대해서는 두 가지를 생각해 볼 수 있다. 하나는 부모가 자식의 호주머니에 꽂아주는 것이다. 특히 자식이 결혼이나 집 장만 같은 큰 사건이 있을 때 직접이전은 한몫 단단히 한다. 남녀 모두 결혼할 때 최대 걸림돌이 집 장만이라고 응답한 비중이 90% 가까이 이른다(김승권 외, 2012). 집을 마련할 때 남들이 10년을 고스란히 모아야 할 돈을 부모가 일거에 충전하는 집도 있는 반면에 빚을 안겨주는 부모도 더러 있다. 이런 점에서 결혼할 때 주는 현금보다는 자산으로 대물림이 이어진다는 연구가 현실을 반영하는 것 같다(석재은 · 노혜진, 2013c).

둘째는 사망 후 자식에게 물려주는 것이다. 국민소득 대비 연간 상속액의 규모는 1970년대에는 6.0%였다가 1980년대에 5.2%로 내려간 후 2010년대에는 7.2%로 다시 높아졌다. 부의 축적에서 상속이 차지한 몫은 1980년대에

37.7%에서 1990년대 이후로는 29% 전후로 떨어진 다음 2010년대에는 다시 38.3%로 높아졌다(김낙년, 2017).

증여나 상속을 통한 자산이전은 자산 불평등으로 이어질 것이다. 총자산 불평등 확대 재생산에 팔 걷고 나서는 요인들 중에서 세대간 자산 이전은 56%를 차지하고, 그다음이 주택자본의 차익으로 43.5%라고 한다. 자산 중에서도 부동산 자산만 따로 떼어 놓고 보면 자산이전이 설명하는 몫이 51.8%이고 주택자본 차익이 41.7%라고 한다(오민준, 2021).

한국은 내 집 마련이 국민 로망인데 본인이 차곡차곡 모아 집을 장만하기는 어려운 사회라는 점을 감안하면 주택 취득에서 세대간 자원의 이전은 사회이동의 폐부를 찌르는 주제다. 그러나 여기에도 난점이 있다. 자산의 이전은 통계로 잘 잡히지 않는 경우가 많을 것으로 짐작된다. 행정통계에서도 누락될 가능성이 높고, 조사통계에서도 응답하지 않거나 일부러 빠트리면 방법이 없다. 그럼에도 자산과 주택은 서구와 마찬가지로 세대간 이동을 들여다보는 데 중요하고, 앞으로 더 중요해질 것이다.

라. 공간분리

어느 지역 주민들이 아파트 단지와 단지를 넘나드는 통로를 막았다는 소식을 종종 접하게 된다. 이웃효과를 일부러 만들어 내겠다는 것인지 못사는 집 아이들하고 우리 아이들이 섞이지 못하게 하겠다는 발상이다. 실제로 사는 곳에 따라 자녀의 교육에 쏟는 돈은 적지 않은 차이가 있다(김형용, 2013).

공간분리를 전국적으로 확대하면 지역의 문제가 된다. 한국은 온갖 자원이 서울, 경기, 인천에 몰려 있어 수도권 집중이 심한 나라다. 지역균형발전이 국가적 의제 중 하나로 자리 잡은 지 오래되었다. 정책적 노력이 없었던 것은 아니지만 그다지 나아지지 않고 있다는 진단도 오래 되었다. 불평등과 격차 문제를 다루는 연구에서 지역이 빠짐없이 등장하는 데에는 이유가 있다.

어릴 적 어디에서 자랐는지에 따라 교육과 소득에 차이가 발생한다(김승정 외, 2024). 고령화 등 인구변동으로 인해 지역 간에는 인적자본의 격차가 심해졌다(김우영, 2014). 수도권으로 인구가 유입되면서 공간적 불평등도

심해졌다(최은영, 2004). 부모가 집이 있는 경우 자녀가 집이 있을 확률은 비수도권보다 수도권에서 높다(이지은 · 정세은, 2021).

4. 사회이동의 환경변화

가. 시기구분

내리는 비가 계곡을 내고 부는 바람이 바위를 깎아 산을 만든다. 세대간 사회이동에도 지형이 있다. 사회이동의 지형은 만들어지고 언제나 바뀐다. 몰아친 비바람이 쌓이고 쌓이면 봉나무 밭이 바다가 되듯 지형 자체가 바뀔 수 있다. 사회이동의 실태가 있으면 원인과 경로가 있고, 원인과 경로가 있으면 전반적인 맥락이 있을 것이다.

한국의 세대간 사회이동에 토대를 이루는 거시적 환경은 두 차례의 예리한 변곡점을 기준으로 세 시기로 구분할 수 있다. 제1기는 대한민국이 수립된 1948년부터 1963년까지로 사회이동의 토대를 닦은 시기였다. 제2기는 산업화가 급속하게 진행된 1963년부터 1990년대 말까지 약 35년 동안의 기간으로, 세대간 사회이동의 원형(prototype)이 형성된 시기였다. 제3기는 1990년대 말부터 현재까지 약 25년의 기간으로 제2기에 형성된 원형이 변형된 시기이다.

제1기는 사회이동의 전주곡에 해당한다. 이 시기에는 농지개혁과 전쟁으로 지주계급이 몰락했다는 사실이 주목된다. 지주가 자본가로 변신한 것도 아니어서 전근대적인 계급관계가 해소되고 새롭게 생겨났던 자본은 그야말로 신흥자본이었다. 산업화는 계급으로서 지주가 사라진 상태에서 시작할 수 있었다. 산업화의 초기 조건으로서 지주계급의 몰락은 대단히 중요한 지점이다. 제3세계 국가, 특히 남미지역에서는 산업화 초기에 지주가 산업자본가로 변신하면서 계급구조가 온존된 상태에서 자본주의를 얹는 방식으로 진행된 것에 비해 한국은 산업화의 초기화면을 리셋했다. 제2기는 사회이동의 1막, 제3기는 사회이동의 2막에 해당한다. 사회이동에 영향을 미치는 주요 변수인 산업화와 교육을 기준으로 두 시기를 통시적으로 살펴본다.

나. 사회이동의 원형 형성(1960~90년대)

1963년부터 1990년대 말까지는 한국에서 사회이동의 원형이 만들어진 시기였다. 다른 나라와 마찬가지로 한국에서도 공업화가 사회이동의 엔진이었음은 의문의 여지가 없다. 한국의 특징은 속도에 있었다. 한국은 서양에서 약 200~300년간에 걸쳐 진행된 공업화를 불과 20~30년 만에 이룩한 매우 예외적인 나라다. 산업화는 계급구조의 변동을 낳았다. 농민의 자식들은 푸른 작업복을 입은 이른바 공돌이와 공순이들로 변신했다. 대졸자는 물론 이거니와 중학교나 고등학교만 나와도 취직은 별 걱정이 없었다. 고등학교를 졸업하면 꽤 좋은 일자리가 기다리고 있었다. 개중에 대학을 나와 양복에 넥타이를 메고 출퇴근하는 자식은 집안의 자랑거리였다.

교육기회도 빠르게 넓어졌다. 농사짓던 부모는 자식들 중에서 공부 좀 하는 녀석들을 고등학교에 보냈다. 1960~70년대 고등학교 졸업은 지금의 대학 졸업과 위상이 얼추 맞먹었다. 상업고등학교나 공업고등학교가 인문계 고등학교에 밀리지 않았다. 1970년대만 하더라도 고등학교는 그야말로 '고등' 학교였다. 낮에는 일하고 밤에는 공부하는 산업체 고등학교도 있었다. 고등학교 졸업자 중에서 공부가 뛰어난 학생들은 다시 대학에 들어갔다. 수는 많지 않았다. 1990년대 초반까지도 대학 다닐 만한 연령대에 실제로 대학에 다니는 학생은 네 명에 한 명꼴 정도였다.

당시에는 아이도 많이 낳았다. 이른바 산업화 세대의 부모는 자식 많이 낳는 게 복이라는 관념의 지배를 받았던 세대의 자식이다. 인구팽창이 사회적 문제로 대두되자 국가가 나서서 "덮어놓고 낳다 보면 거지꼴 못 면한다"고 위협하거나 "둘만 낳아 잘 기르자"라고 타이르기도 하면서 산아제한 캠페인을 벌이기도 했다(조은주, 2018).

일자리, 교육, 가족은 사회이동을 촉진하기도 하고 억누르기도 하지만 이 시기에는 사회이동에 활력을 불어넣거나 적어도 지위의 대물림을 억제하는 힘이 강하게 작동했다. 어쩌다 보니 산업화의 특징 자체가 사회경제적 지위의 대물림을 억제하는 기제를 갖추게 되었다. 한국의 초기 산업화는 품질보다는 낮은 가격에 경쟁력이 있는 상품을 수출하는 전략에 의존했다. 생산비용을 낮추어야 했기 때문에 국가는 임금을 있는 힘껏 눌러버렸다. 임금은 하

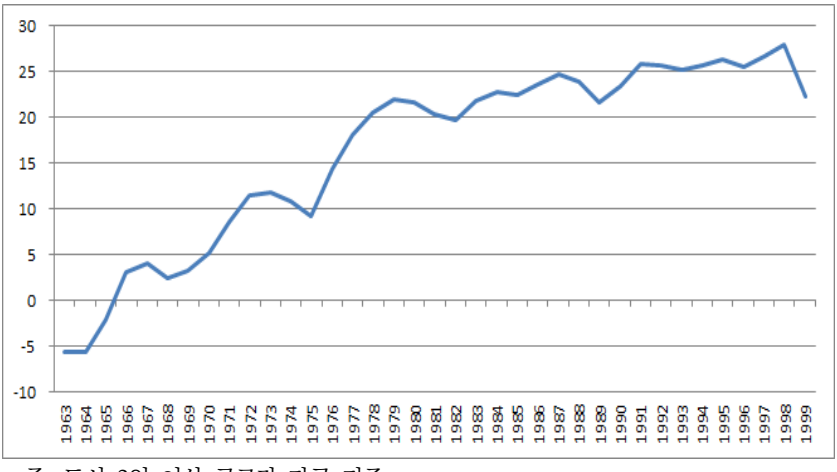
향 평준화 체계였다. 보편적 저임금은 임금소득 불평등을 낮추는 의도하지 않은 결과를 낳았다. 1980년대 후반 이전까지는 대기업과 중소기업의 임금 격차도 크지 않았다(전병유 외, 2018). 사교육을 받고 명문대를 나와도 다른 사람에 비해 상징자본은 우위를 점할지 모르지만 봉급은 거기서 거기였다. 저임금 정책의 목적은 딴 곳에 있었는데, 의도와 상관없이 사회경제적 지위의 대물림에 차단막 역할을 했다.

교육도 마찬가지다. 당시에도 계층 간 경제력 차이가 교육을 통해 대물림될 위험을 안고 있었고, 산업화 및 근대화 속도에 비례하여 심화될 수 있었다(장경섭, 2009: 170). 이를 억제하는 힘은 크게 두 가지로 요약된다. 하나는 교육기회의 급속한 확대로, 없는 집 아이들이라도 교육을 받을 기회가 빠르게 넓어졌다. 다른 하나는 사교육 금지다. 이른바 "빵빵이" 이전에는 중학교 입시도 경쟁이 치열했고 중·고등학교에도 서열이 정해져 있었다. 1960~70년대에는 대학생 입주 과외 형태를 포함하여 사교육이 성행했다. 없는 집들은 불만이 쌓여 갔다. 여기에 제동을 건 세력은 군사 쿠데타로 정권을 장악한 신군부였다. 정통성이 떨어지는 신군부는 불만이 팽배했던 사교육에 태클을 걸면서 정권을 정당화하고자 했다. 신군부는 1980년에 이른바 "7·30 교육개혁 조치"로 과외를 금지시켰다. 한국 현대사에서 사교육이 가장 위축된 시기는 그 이후 약 20년 동안일 것이다. 과외금지 세대의 세대간 소득탄력성은 이보다 0.165 감소한 것으로 추정된 바 있다(여유진 외, 2011)

가족의 재정상태도 두 가지 힘의 겨루기에서 적어도 지위의 대물림을 제어하는 구조를 갖추고 있었다. 가족은 소득에서 지출을 뺀 가계수지로 자산을 축적할 터인데, 자산을 쌓는 집도 있고, 그렇지 못한 집도 있었을 것이다. 평균적 가계수지 흑자율은 초기에는 축적할 자산이 많지 않았지만 서서히 남는 게 많아지는 경향을 보인다. 시간이 지날수록 물려줄 게 더 많아진 것이다.

가계수지 흑자로 쌓인 자산의 원천은 대부분 내 집 마련하는 데 들어갔을 것으로 추정된다. 한국은 예나 지금이나 내 집 마련이 국민 로망인 사회다. 집 한 채 말고는 자식세대에게 물려줄 게 거의 없다. 하지만 자식이 많았다. 물려 줄 게 있더라도 자식들 각자에게 돌아가는 몫은 적어질 수밖에 없다. 그것도 죽기 전까지는 부모세대가 살아야 하니 그 전까지는 자식세대가 스스로 번 돈으로 먹고 살아야 하는 상황이다.

[그림 2-10] 가계수지 흑자율(1963~1999년)



주 : 도시 2인 이상 근로자 가구 기준.
자료 : 통계청, 「가계동향조사」.

그렇다고 가족의 자산 축적과 자녀 수가 사회이동을 추동하는 것만은 아니다. 가족의 생존전략은 자녀를 차별하는 경향이 있었다. 자식이 많다 보니 모두 골고루 자원을 투입하기 어려운 가구는 공부 좀 하는 자식에게 '몰빵' 하고 다른 자식은 공장에 보내는 취사선택 전략을 채택하기 일쑤였다. 수혜는 대부분 장남에게 돌아갔다. 한국은 가족 대부분이 아들에게 자원을 쏟는 '아들 투자국가'였다(장경섭, 2009). 장남 프리미엄이 있었을 것이다. 사회이동의 문제는 가족 안에서 자식의 위치 또는 서열에 좌우되었다.

그러나 산업화와 일자리의 팽창은 가족 안에서 나타날 수 있는 불평등을 소화할 수 있었다. 오빠나 언니에게만 대학 등록금을 대준 게 못마땅한 자식은 억울하긴 해도 벼 심고 피를 뽑지는 않았다. 고향 지키면서 농사짓는 자식도 있었지만 대부분은 도회지에서 임금노동자로 살아갔다. 대학 나온 오빠와 언니보다는 못하더라도 그럭저럭 살아갔다.

이 시기에 사회이동을 북돋는 요소와 가로막는 요소 사이에 벌어지는 힘겨루기에서 전자가 우세를 점하는 독특하고 엉뚱한 방식을 장착했다. 이것은 행위자의 의도가 반영된 것일 수도, 아닐 수도 있다. 의도와 상관없이, 이 시기 무엇보다 중요한 특징은 계층이동의 상향 가능성이 골고루 열려 있었다는 점이다. 물론 산업화가 절대다수의 절대 빈곤 상태에서 출발했다는 점

에서 이 시기의 사회이동을 과대평가할 소지가 있다.

다. 사회이동의 지형 변화(2000년대 이후)

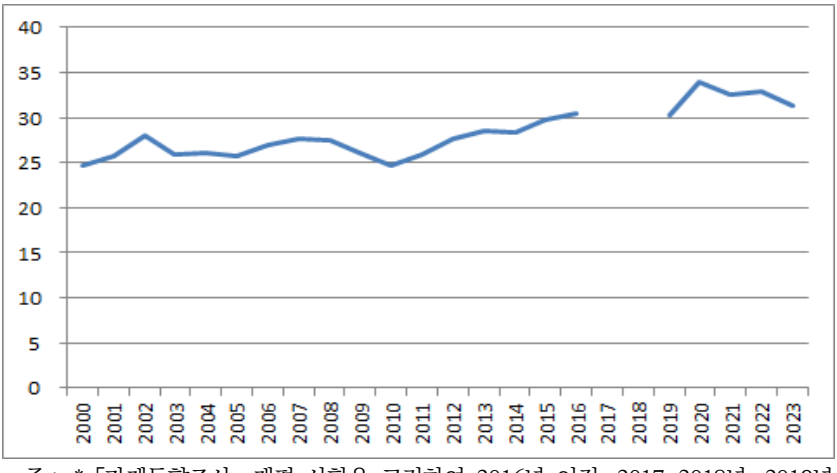
1990년대 말을 분기점으로 활발한 사회이동을 가능하게 했던 통로에 퇴적물들이 하나둘씩 쌓이면서 사회이동의 지형은 급변했다. 세계적으로 유행하던 신자유주의라는 물결이 들이닥친 것도 이 때였다. 이 과정은 압축적 산업화만큼 압축적이며 동시다발적으로 진행되었다. 1막에서 2막으로 넘어올 때 간주곡은 없었다.

교육에서는 2000년 헌법재판소 판결이 분기점이었다. 당시 「학원의 설립·운영에 관한 법률」 제3조는 "누구든지 과외교습을 하여서는 아니 된다."라고 했는데, 헌법재판소는 과외금지법이 배우고자 하는 아동과 청소년의 권리, 자녀를 가르치고자 하는 부모의 교육권, 과외교습을 하고자 하는 개인의 직업선택의 자유와 행복 추구권을 제한한다면서 위헌판결을 내렸다(헌법재판소, 2000). 사교육 시장에 봇물이 터졌다. 아무리 정책으로 사교육을 잡으려 팔 걷고 나서도 사교육 공급자는 우회로를 만드는 전략을 짜내서 정책을 무력하게 만든다(황규성, 2013).

일자리 영역에서도 빗장이 풀렸다. 고용구조는 상당히 변했다. 제조업 종사자의 비중은 줄고 서비스업 종사자가 크게 늘어 다른 나라와 마찬가지로 탈산업화가 진행되었다. 농업사회에서 산업사회로 넘어가는 과정과 산업사회에서 탈산업사회로 넘어가는 과정은 상당히 다르다. 산업사회의 일자리가 비교적 균질적이라면 탈산업사회는 이질성이 강하다.

탈산업화가 서서히 진행되는 와중에 맞이한 외환위기를 거치면서 한국의 사회경제 체제에 깊숙이 파고든 신자유주의 물결은 사회이동의 방파제를 무너뜨렸다. 1990년대 말부터 마치 시대정신으로 등극한 것 같은 노동시장 유연화는 사회이동을 가능하게 했던 제도와 관행을 허물고 그 자리에 잘난 사람 잘난 대로 살고 못난 사람 못난 대로 사는 게 공정이라는 문화를 세웠다. 노동시장의 문법이 근본적으로 바뀌었다. 취업자와 실업자, 정규직과 비정규직, 대기업과 중소기업, 노동조합이 있는 곳과 없는 곳 사이에 패인 골이 깊어졌다. 노동시장 불평등은 양극화(polarization)를 넘어 내부자와 외

[그림 2-11] 가계수지 흑자율 추이(2000~2023년)



주 : * 「가계동향조사」 개편 사항을 고려하여 2016년 이전, 2017~2018년, 2019년 이후의 시계열 비교 시 유의하여야 함.
** 2016년 이전(1인 이상, 비농림어가), 2017년 이후(1인 이상, 농림어가 포함). 2016년까지는 도시 2인 이상 근로자 가구, 2019년부터는 전국 2인 이상 근로자 가구 기준.
자료 : 통계청, 「가계동향조사」.

부자가 서로 다른 세상에 사는 이중화(dualization)로 치닫고 있다.

가계는 자산을 축적할 자원을 제법 쌓고 있다. [그림 2-11]에서 가계수지 흑자율을 보면, 2000년 이후로 25~30%를 넘나들다가 2019년 이후로는 30%를 넘었다. 물론 통계청 조사가 개편을 거쳐서 일관된 기준에 따라 시계열로 비교하기는 곤란한 측면이 있지만 가구가 자산으로 축적할 수 있는 규모가 커지고 있는 추세는 확인할 수 있다.

사회이동의 원형이 형성된 시기에 지위의 대물림을 막는 힘이 강하게 작동했다면 이제는 정반대가 되었다. 교육은 사회이동을 촉진하는 대표적인 요인이다. 고등교육 입학률에서 보듯 이제 대학 입학의 기회는 대다수에게 열려 있어 거의 완성 단계에 이르렀다. 교육기회의 측면에서 한국의 공교육은 세계 최강이다. 사교육은 우주 최강이다. 이제 10명 중 7명이 대학에 들어가는 상황에서 대학 자체는 더 이상 희소가치가 아니다. 대학 서열화가 굳어진 상황에서 한국에서 출신대학은 평생 지참하고 다니는 증명서이자 상징자본의 원천이기도 하다. 교육의 희소가치는 이른바 명문대다. 그 좁은

문을 비집고 들어가기 위해 부모들이 쏟는 열정은 어마어마하다. 부모뿐 아니다. 명문대에 입학하려면 할아버지의 재력이 필요하다는 이야기는 그냥 우스갯소리로 넘기기 어렵다.

교육 불평등과 노동시장 불평등이 소통하는 길은 넓어지고 끈끈해졌다. 명문대를 졸업하면 다른 사람에 비해 받는 임금이 높다(고영선, 2024; 김희삼 · 이삼호, 2007; 이지영 · 고영선, 2019; 장수명, 2006; 주휘정, 2012). 집에 돈이 많을수록 성적이 좋아지고, 성적이 좋으면 명문대에 들어갈 확률이 높아지며, 명문대를 나오면 다시 돈을 더 많이 버는 순환고리가 형성된 셈이다. 이 순환고리에 올라탄 사람은 소수일 것이고, 대다수는 그 바깥에 위치할 것이다.

가족은 자식에게 쏟아부을 자원이 많아진 데다 아이를 덜 낳는 탓에 자원을 분산할 아이도 많지 않다. 학원이며 과외며 자식 1인당 부모로부터 받을 수 있는 몫은 점점 커지게 된다. 이런 맥락에서 자녀 수와 자녀의 가족 내 위치에 따라 사교육 액수가 어떻게 달라지는지를 연구한 사례가 있다(강창희 · 현보훈, 2012). 아마도 자녀의 수가 가지는 영향력은 교육보다 자산에서 두드러질 것이다. 가구당 자녀의 수는 자산이전에 상당한 영향을 미친다(Bourquin et al., 2020). 한국의 경우에는 출생률이 떨어지는 속도가 빠르기 때문에 향후에는 세대간 자산이전이 사회이동에서 차지하는 몫이 커질 것으로 전망된다.

사회이동의 원형이 형성된 시기와 그 이후 시기의 달라진 모습 중 하나가 지역이다. 개발연대에는 도시화가 사회이동의 상징이었다. 그 결과 잉태된 사회경제적 자원의 수도권 집중 현상은 이제 도리어 사회이동의 장벽이 되었다. 과거에는 서울이 청운의 뜻을 품고 벅찬 가슴을 안고 입성하는 곳이었지만 이제는 시골은 물론이고 지방의 큰 도시 출신도 서울로, 서울로 쫓겨나고 있다. 서울을 포함하여 수도권에 온갖 자원이 집중되다 보니 나타나는 현상이다. 그런데도 자리를 잡기가 쉽지 않다. 비수도권 출신이 서울에 자리 잡는 유력한 방법은 다시 수도권 소재 대학을 나오는 것이다. 지방 출신에게 서울 소재 대학 졸업장은 서울에서 자리 잡을 수 있는 예비 비자를 발급받는 일이다. 비자를 받았다가 영주권을 얻는 데에도 시간이 한참 걸린다. 하물며 지방 출신으로 지방대학을 나온 사람들에게 서울에서 자리 잡기는

가시밭길이다.

제3절 세대간 사회이동 종합연구

1. 선행연구의 성과와 한계

한국의 사회이동에 관한 연구는 나름대로 성과가 적지 않았다. 우선 각 범주별 사회이동의 실태와 추이를 보여주는 연구가 수북하게 쌓였다. 세대간 교육이동에 관한 연구는 자녀의 학업성취도가 부모의 사회경제적 지위에 영향받는 바가 크다는 데에 한 목소리를 낸다. 다만, 사교육의 효과에 대해서는 분석 결과에 차이가 있다. 세대간 직업이동에 관한 연구는 여전히 이동이 활발하다는 연구, 큰 변동이 없다는 연구, 점점 둔해지고 있다는 연구가 각각 다른 이야기를 들려준다. 세대간 소득이동에 관한 연구는 소득탄력성 추정치에 차이가 있지만 최근에는 자녀의 소득이 부모의 지위에 영향받는 정도가 강해지고 있다는 연구가 다수를 차지한다. 세대간 자산이동 연구는 상대적으로 많지 않지만 부모의 지위에 따라 자녀가 쌓는 재산도 달라짐을 보여준다. 이를 통해 한국의 사회이동의 전반적 추이를 가늠해 볼 수 있다.

범주별 사회이동 저변에 깔려 있는 사회이동의 원인과 경로도 상당히 밝혀졌다. 부모의 지위가 사회자본, 문화자본, 사교육을 경유하여 자녀의 역량개발에 영향을 미친다는 연구가 많다. 진취성 격차, 동질혼 등 행위양식도 사회이동의 경로로 지적되었다. 부모가 자녀에게 직접 꽂아주는 경로를 통해 자녀의 자산격차가 커짐을 기존 연구를 통해 짐작할 수 있다. 지역이나 전국 수준에서 공간 분할도 부모의 사회경제적 지위가 자녀세대로 이어지는 통로임을 알 수 있다.

선행연구가 쌓아 올린 탑이 높지만 아쉬운 점도 남는다. 교육, 직업, 소득, 자산을 망라한 종합적인 연구는 드물다. 물론 활용하는 데이터 측면에서 범주별 종합연구로 볼 수 있는 연구가 있기는 하다. 예컨대 대대적인 조사를

통해 자료를 구축하거나 가용한 데이터를 모두 동원하여 세대간 교육이동을 추정한 연구가 있다(박병영 외, 2011; 최성수 · 이수빈, 2018). 세대간 직업이동 분야에서도 여러 데이터를 모아 분석하여 종합연구로 볼 수 있는 연구가 있다(박현준, 2021). 그러나 세대간 사회이동의 주요 범주들을 망라한 종합연구는 찾아보기 어렵다. 세대간 사회이동 연구에 공백이 있다.

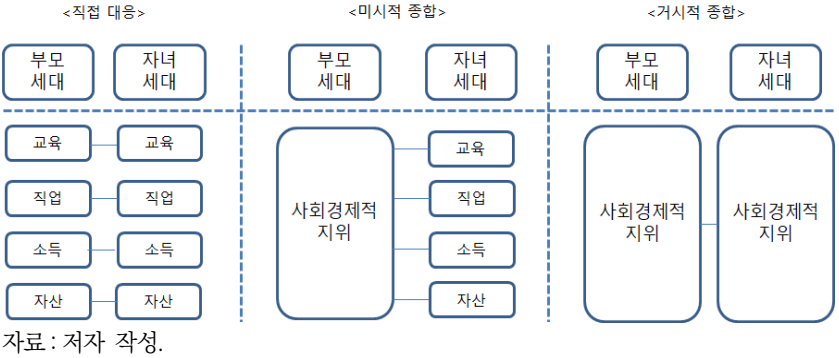
2. 사회이동 실태 종합 분석

세대간 사회이동 실태분석에는 [그림 2-12]와 같이 세 가지 차원이 있다. 다루는 범위에 따라 직접 대응, 미시적 종합, 거시적 종합이라고 부를 수 있다. 이 모두를 분석 대상에 포함해야 명실공히 세대간 사회이동의 종합연구라고 할 수 있을 것이다.

첫째, 각 범주별로 부모와 자녀세대를 직접 비교하는 것이다. 범주별로 1대 1의 직접 대응관계로 보고 세대간 교육이동, 세대간 직업이동, 세대간 소득이동, 세대간 자산이동의 실태를 각각 파악하는 것이다. 세대간 사회이동 분석의 출발점은 여기에 있기 때문에 거의 모든 연구에서 다루는 영역이다.

둘째, 자녀의 위치는 그대로 두고 부모의 위치를 포괄적인 의미를 담은 사회경제적 지위로 바꾸어 분석하는 것이다. 예컨대 세대간 소득탄력성은 부모와 자녀의 소득 사이에 상관관계를 보여주지만 부모의 사회경제적 지위와 자녀의 소득과의 관계를 드러내지는 않는다. 부모의 소득은 사회경제

[그림 2-12] 세대간 사회이동 종합연구의 세 가지 차원



자료 : 저자 작성.

적 지위의 일부분인데, 자녀의 소득은 부모의 소득뿐 아니라 부모의 학력, 거주지, 직업과 같은 소득 이외의 요소에 영향을 받기도 한다. 부모의 위치가 자녀의 교육, 직업, 소득, 자산에 각각 미치는 영향을 드러내는, 말하자면 미시적 종합분석에 해당한다.

셋째, 종합 건강검진에서 몸의 모든 기관을 검사하듯이 부모와 자녀의 위치를 포괄적인 의미에서 사회경제적 지위로 잡고 양자의 관계를 분석하는 것이다. 세 번째 차원은 세대간 사회이동의 거시적 종합연구의 성격을 띤다.

이 보고서는 기본적으로 직접 대응 수준의 종합연구를 수행한다. 각 장은 교육, 직업, 소득, 자산의 사회적 이동을 다룬다. 아울러 미시적 종합에 해당하는 연구를 부분적으로 수행한다. 말하자면 세대간 사회이동 종합연구의 수준을 1수준, 2수준, 3수준으로 나눌 때 1.5 수준의 연구에 해당한다. 세대간 사회이동의 거시적 종합연구는 향후 연구과제로 남겨둔다.[7)]

3. 생애과정 시각

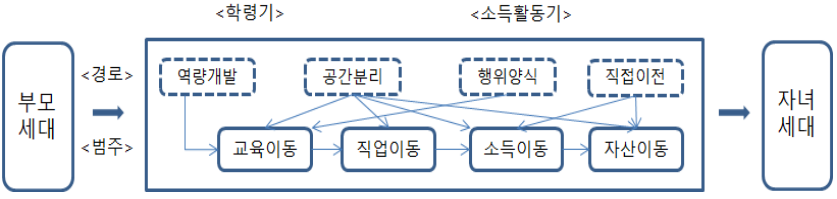
세대간 사회이동 종합연구는 교육, 직업, 소득, 자산 등 각 범주의 관계를 실증하는 영역이다. 그런데, 부모의 지위와 자녀의 지위가 일정한 관계가 있다면 그 사이를 연결하는 다리가 있을 것이다. 세대간 사회이동 종합연구라면 그 경로도 포착해야 한다. 그 경로는 우리가 일일이 알기 어려울 정도로 매우 복잡하겠지만, 적어도 결정적 분기점(critical juncture)이 있다는 데에는 이론의 여지가 없을 것이다.

개인의 입장에서 세대간 사회이동은 생애 전반에 걸쳐 나타나는 현상이다. 개인 차원의 사회이동에 공통된 양태가 있다면 그것은 세대간 사회이동에 사회적으로 통용되는 짜임새가 된다. 세대간 사회이동의 범주와 경로를 파악하는 유력한 방법 중 하나는 생애과정(life course) 시각을 들여오는 것이다. [그림 2-12]에서 본 세대간 사회이동의 구조를 생애과정 시각을 도입하여 재구성하면 [그림 2-13]과 같이 나타날 것이다.

---

7) 세대 내 사회이동 역시 세대간 사회이동과 동행하는 중요한 연구주제다. 세대 내 사회이동과 세대간 사회이동을 합치면 그야말로 사회이동 종합연구가 될 것이다. 그러나 이 보고서는 세대간 사회이동에 관심을 집중한다.

[그림 2-13] 생애과정에 걸친 세대간 사회이동



자료 : 저자 작성.

세대간 사회이동의 각 범주와 경로는 생애과정에 녹아들어 있다. 우선 학령기에는 가정환경에 따라 역량개발에 차이가 발생할 수 있고, 여기에 공간분리와 행위양식의 차이가 보태져 자녀의 역량 격차로 이어지며, 부모와 자녀세대의 교육이동에 영향을 미칠 것이다. 학업을 마치고 소득활동기에 접어들면 역량의 차이를 근간으로 하고 일자리의 지역분포가 보태져 직업이동에 영향을 미치게 된다. 직업이동은 다시 소득이동으로 이어지고 이는 다시 자산의 이동으로 연결되는데, 이때 직접이전이 큰 몫을 차지하게 된다.

생애과정에서 세대간 사회이동의 주요 매듭들이 있음이 짐작된다. 학교 다니는 시기에 형성되는 역량의 차이로 발생하는 진학의 격차가 있다. 학업을 마치고 일자리를 잡는 시기도 인생을 좌우하는 주요한 길목이다. 한참 돈 버는 나이에 얼마나 벌고, 누구와 결혼하는지는 소득이동에 영향을 미치게 된다. 본인이 벌어 둔 돈과 부모로부터 받는 직접이전의 크기는 자산이동에 영향을 주게 된다.

실제로 세대간 사회이동을 측정하는 데 생애과정을 신중하게 고려한 연구들이 있다. 예를 들어 세대간 소득탄력성을 측정하는 가장 이상적인 방법은 생애소득을 보는 것인데, 자료의 한계상 특정 시점이나 시기를 대상으로 할 경우에는 과대평가 또는 과소평가할 수 있다. 실증연구에서는 항상소득과 임시소득을 구분하는 등 생애주기나 생애과정 편의를 줄이려는 노력이 경주되어 왔다(Grawe, 2006; Gregg et al., 2017; Haider and Solon, 2006; Nybom and Stuhler, 2016).

생애과정의 관점을 세대간 사회이동에 접목할 때 특정 시점에서 뿌려진 씨앗이 장기적으로 미치는 영향을 고려할 필요가 있다. 가랑비에 옷 젖는다. 세대간 사회이동의 어떤 범주 중에는 처음에는 눈치채지 못할 정도로 미미

하더라도 나중에 생애 전반에 걸쳐 돌이키기 어려운 생애의 경로를 만드는 것이 있다. 어떤 범주는 눈덩이처럼 이자에 이자를 붙여 걷잡을 수 없을 만큼 인생을 좌우하게 된다. 반면에 햇볕이 들면 옷이 마르기도 한다. 사후적으로나마 회복할 수 있는 불평등도 있다.

세대간 사회이동의 첫 번째 관문은 아마 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 교육에 미치는 영향일 것이다. 그런데 이 경로는 단지 일회에 그치는 것이 아니라 두고두고 자녀의 일생을 좌우하게 된다. 특히 한국의 경우에는 출신대학이 꼬리표처럼 따라 붙어 다닌다.

불평등이 설상가상으로 쌓인다는 불평등 누적이론(cumulative inequality theory)은 생애에 걸친 세대간 사회이동을 설명하는 데 시사점을 준다. 머튼의 마태효과 개념은 아이디어 수준에서 불평등이 쌓이는 과정에 주목했지만 이후 연구자들은 주로 잘 못 나가는 사람들이 계속 잘 못 나가는 현상을 포착하는 이론으로 정립시켰다(Dannefer, 2003, 2018; O'Rand, 1996, 2003).

생애과정 이론과 불평등 누적 이론이 세대간 사회이동을 직접 설명하기 위해 고안된 것은 아니지만 이 주제를 연구하는 길잡이로서는 제격이다. 직업에 초점을 두고 일반이론을 개발한다는 포부를 밝힌 연구에서는 불평등 누적 이론을 이론적 자원의 하나로 쟁여두고 있다(Bukodi and Goldthorpe, 2022). 한국에서는 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 역량에 어떤 영향을 미치는지를 생애에 따라 밝힌 연구가 있다(권성오 · 김진영, 2019). [그림 2-13]에 비추어 보면 역량개발의 차이가 생애에 걸쳐 나타내는 효과를 밝히고자 한 연구에 해당한다. 세대간 소득탄력성도 소득의 개념을 가다듬고 연령을 도입하여 측정해 보았더니 기존 연구들이 추정한 0.204에서 16% 정도 높아진 0.236으로 추정한 연구도 있다(현은주, 2018). 소득을 생애의 어느 시점에서 포착하느냐에 따라 세대간 소득탄력성도 달라질 수 있음을 암시한다.

이 보고서는 각 장에서 명시적인 언급이 없더라도 생애과정 시각을 밑바탕에 깔고 있다. 그러나 세대간 사회이동의 경로를 빠짐없이 그려내기는 거의 불가능에 가깝다. 자료의 한계로 접근이 어려운 지점도 있다. 이 보고서에서는 사회이동의 경로 가운데 동질혼을 따로 분석한다.

제 3 장
한국의 세대간 교육이동성

제1절 서 론

최근 한국의 소득 불평등 정도가 가속화됨에 따라 사회경제적 불평등 완화는 매우 중요한 정책적 과제로 관심을 받고 있다.[8] 사회경제적 불평등을 결정하는 요소들은 매우 다양하지만 그중 세대간 이동성(intergenerational mobility)의 하락은 가족배경이 자녀세대의 소득, 자산, 교육수준 등의 사회경제적 결과물을 결정하는 데 그 역할을 증대시켜 불평등을 더욱 심화시키는 것으로 알려져 있다(Lemieux, 2006; Corak, 2013). 또한, 교육은 인적자본을 축적하고 개발하는 주된 수단이며 여러 가지 장기 경제적 결과물에 영향을 미치는 요소이다. 기존 문헌의 여러 연구들을 기반으로 봤을 때, 교육은 소득과 더불어 부모와 자녀세대 사이의 강한 세대간 전이가 일어나는 것으로 알려져 있다(Hertz et al., 2007). 또한, 한국에서는 교육이 개인의 사회경제적 지위를 향상시키기 위한 주된 방법으로 고려되고 있다 (Kim, 2021). 따라서, 교육의 세대간 전이 및 이동성에 대한 연구는 현대 한국사회가 직면하고 있는 중요한 문제 중 하나를 이해하고 해결하기 위해서 필수적이라고 할 수 있다.

본 연구는 「한국노동패널자료」를 활용하여 한국에서 교육의 세대간 이동

8) 한겨레(2023. 4. 10), 「한국 소득 불평등, OECD 2번째로 빠르다」.

성을 실증적으로 밝히는 데 그 주목적이 있다. 구체적으로, 부모와 자녀의 교육수준의 연관성을 밝히기 위하여 기존 문헌에서 사용된 다양한 세대간 이동성 척도를 추정하여 한국에서 교육의 세대간 이동성을 추정한다. 여러 가지 세대간 이동성 척도 중에서 본 연구는 상대적 이동성(relative mobility) 추정을 중점적으로 고려한다(Chetty et al., 2014). 이와 더불어, 세대간 이동성의 이질성(heterogeneity)을 알아보기 위하여 분위 회귀모형(quantile regression)을 활용하여 자녀의 교육수준에 따른 세대간 이동성 척도의 이질성을 고려한다.

본 연구의 결과는 사회경제적 불평등을 심화시키는 요소 중 하나인 교육의 세대간 전이를 실증적으로 추정함으로써 한국사회의 불평등을 완화할 수 있는 적절한 교육 관련 정책을 수립하는 데 도움을 줄 수 있을 것으로 예상된다.

본 연구는 기본적으로 한국의 교육적 세대간 이동성을 실증적으로 추정함으로써 세대간 이동성에 관한 기존 문헌에 공헌할 수 있을 것으로 판단된다. 세대간 이동성에 대한 기존 문헌은 주로 소득의 세대간 이동성에 대한 연구에 집중되어 있다(Solon, 1999; Black and Devereux, 2011 참조). 교육의 세대간 이동성에 대해서는 여러 가지 교육과 관련된 변수들의 부모와 자녀 간의 연관성을 밝힌 연구들이 존재하고 있다. Black, Devereux and Salvanes (2007)는 노르웨이 데이터를 사용하여 IQ 점수의 세대간 전이를 추정하였다. 이들은 아버지와 아들 간의 세대간 전이에 중점을 두었으며, 전이행렬(transition matrix)을 추정할 뿐만 아니라 간단한 회귀분석을 통해 IQ 점수의 세대간 상관관계를 추정하였다. 결과는 세대간 전이가 존재하며, 아버지의 18세 점수가 10% 증가하면 아들의 점수가 3.2% 증가하는 것으로 나타났다.

Anger and Heineck(2009)는 인지능력의 세대간 전이를 고려하였다. 이들은 부모와 자녀의 시험점수를 포함하는 독일 데이터를 사용하여 가족배경, 어린시절 환경, 교육배경을 통제하였다. 자녀의 인지능력 시험점수를 독립변수에 회귀분석한 결과, 가족배경 및 환경요인과 같은 통제변수들이 자녀의 시험점수에 유의미한 영향을 미치지 않는다는 것을 발견했다. 또한 실증적 결과는 부모와 자녀 간의 시험점수에서 긍정적인 세대간 상관관계가 존재한다는 것을 보였다.

Brown, Mcintosh and Taylor(2011)는 독해 및 수학 시험점수의 세대간 관계를 추정하였다. 이들은 가족의 사회경제적 지위와 자녀의 특성을 포함한 여러 통제변수를 고려하고, 부모의 시험점수에서 내생성 문제를 해결했다. 분석 결과에 따르면, 부모세대와 자녀세대 사이에 긍정적인 관계가 존재하며, 두 세대의 시험점수 사이에 긍정적인 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

Black et al.(2010)은 자녀의 IQ 점수에 가족의 규모가 어떤 영향을 미치는지를 연구했다. 가족의 규모, 즉 형제자매 수가 부모의 선택에 의해 결정된다는 점을 고려하여, 이들은 가족 내 자녀의 성별 구성을 도구변수로 활용하였다. 도구변수 분석 결과에 따르면, 가족 규모가 어떻게 결정되느냐에 따라 자녀의 IQ 점수에 미치는 영향이 상이할 수 있음을 추론하였다. 구체적으로, 가족 규모의 변화가 예상치 못한 경우, 가족 규모가 자녀의 IQ 점수에 부정적인 영향을 미칠 것이라 주장하였다.

Huang(2013)은 미국의 PSID 자료를 활용하여 가구 자산에 따라 세대간 교육이동성이 달라지는지를 연구하였다. 분석 결과에 의하면, 1994년생 남자아이들 사이에서 가구 자산은 부모와 자녀의 학년 수 간의 연관성을 강화하는 것으로 나타났다.

Alensia et al.(2021)은 아프리카 국가들의 자료를 활용하여 교육의 세대간 이동성을 추정하였으며, 지정학적 그리고 국가별로 세대간 이동성이 매우 이질적인 것을 발견했다.

한국의 교육적 세대간 이동성에 관한 연구는 매우 부족한 실정이다. Lee and Lee(2021)는 최근 한국과 여러 국가에서 교육의 세대간 상관관계를 추정하고, 이를 비교하였다. 여러 OECD 국가의 정보를 포함하는 자료를 활용하여, 이들은 이러한 국가들의 세대간 교육탄력성(intergenerational elasticity of education : IGE)을 시기에 따라 추정했다.

Kim(2021)은 한국 데이터를 사용하여 교육의 세대간 교육탄력성(IGE)을 추정하고 다른 국가들과 비교하여 한국의 교육에 대한 세대간 교육이동성이 상대적으로 높다는 것을 밝혔다.

Kim and Lee(2023)는 기존 문헌에서 사용한 회귀식을 이용한 세대간 교육이동성 추정 대신 비모수 방법론을 이용하여 한국의 세대간 교육이동성을 추정하였고, 이를 통해 일반적으로 57.2% 이상의 개인이 부모와 비교하

여 상대적인 순위에서 더 높은 또는 동등한 교육수준을 달성한다는 것을 보였다.

제2절 세대간 이동성 측정 및 실증분석 방법론

1. 자 료

본 연구에 활용한 자료는 「한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study : KLIPS)」로 가구와 가구원의 경제활동과 소득 활동 및 소비, 교육, 사회생활 등의 파악을 목적으로 한 패널조사이다. 모집단은 한국 도시 거주 가구와 해당 가구의 15세 이상 가구원이며, 1998년 표본(원표본)의 경우 1995년 「인구주택총조사」를 기준으로 5,000가구의 표본이 조사 대상이다. 표본이탈로 인한 대표성의 한계를 극복하고자 2차례 추가 표본을 추출하였는데, 2009년 1,415가구, 2018년에 5,044가구가 이에 해당한다. 연구에서는 1998년 패널 원년부터 26차 2023년 자료까지를 활용하였다.[9] 조사는 크게 가구조사와 개인조사로 나뉜다. 가구조사의 경우 가구 자체의 사회경제학 특성과 가구원들 간의 관계 정보를 담고 있다. 개인조사의 경우 개인의 학력, 소득을 포함한 비교적 자세한 개인의 사회경제학적 정보를 모두 담고 있다.

본 자료는 교육적 성과의 세대간 이동성의 문제를 살펴봄에 있어 다양한 장점을 가지고 있다. 우선, 가구 자료를 통해 부모세대와 자식세대를 연결지을 수 있음은 물론, 자식세대가 분가하게 되는 경우에도 추적조사를 통해 최종적인 교육적 성과를 확인할 수 있다. 「한국노동패널」은 모집단에서 발생하는 인구 동학이 표본 안에서도 이루어질 수 있도록 구현하기 위해, 최초 표집 당시의 가구에 속한 가구원을 추적하여, 그 가구원이 새롭게 형성한 가구 및 해당 가구원의 구성원도 조사하는 것이 특징이다. 한국의 경우,

9) 26차 조사자료는 학술대회용 자료이다.

고등교육(전문대학 졸 이상) 이수를 위해 다른 지역으로 이동하는 경우가 상당한 편인데, 이 같은 경우에도 본 자료의 추적조사 방식으로 인해 이동한 가구원의 최종적인 교육성과 관찰이 가능하다. 이는 표본이탈로써 발생하는 일종의 선택편의 문제가 본 자료의 활용으로 어느 정도 완화될 수 있음을 뜻한다.

자료의 관찰 기간과 대표성 또한 세대간 이동성 문제를 살펴보기에 적합하다. 한국의 「인구주택총조사(Census)」를 기반으로 표본이 추출되었기 때문에, 표본의 대표성이 충분히 확보된 자료라고 할 수 있다. 또한 최초 관찰 연도가 약 20년 전이며, 이에 따라 최종적인 교육적 성과 관찰에 있어 충분한 관찰 기간이 확보되었다고 평가할 수 있다.

분석 자료는 「한국노동패널」 1~22차까지 등장하는 모든 개인을 대상으로 부모-자녀 관계를 식별하여 기초 자료를 구성하였다. 부모가 동시에 존재하는 경우 해당 관측치가 중복되어 나타나는 문제를 해결하기 위하여 가구주 정보를 이용하여 부모는 가구주와 배우자 중 한 사람만 부모로 포함되도록 하였다. 또한, 한 부모에 대하여 첫째부터 다섯째 자녀의 정보를 연결하였다.

분석 자료에서 개인의 교육 변수는 교육수준별 이수 상태를 통하여 구성하였다. 여러 선행연구에서 교육연수를 주요 변수로 고려했다는 점에 근거하여 개인의 최종 교육적 성과를 교육연수 변수로 변환했다. 이때 각 교육수준별 이수 상태가 '중퇴'나 '수료'에 해당하는 경우, '졸업'에 해당하는 교육연수에 절반을 부여하였다. 예를 들어, 한국의 학제에서 학사 졸업에 해당하는 교육연수는 초등학교 교육 6년, 중고등학교 교육 6년, 대학 교육 4년으로, 교육연수를 계산하면 16년에 해당한다. 대학 중퇴자의 경우 대학 교육 4년의 절반을 이수한 것으로 간주하여 14년을 교육연수로 부여했다.

교육연수를 교육수준을 측정하는 변수로 사용하는 것은 교육의 세대간 이동성을 고려하는 기존 문헌에서 매우 일반적이다(Black and Devereux, 2011). 그러나, 이와 같은 교육연수는 소득 자료와 다르게 특정 교육수준 값에 관측치들이 몰려 있는 경우가 많다. 특히, 한국의 경우 '중퇴'의 비율이 높은 편이 아니기 때문에 교육연수를 사용하여 교육수준을 측정하는 것은 문제가 있을 수 있으나, 기존 문헌에서 널리 사용되는 변수임을 고려하여

본 연구에서는 이를 주 변수로 고려한다. 최근에는 이와 같은 교육 변수의 문제점을 해결하기 위하여 제시된 부분식별(partial identification) 모형 및 방법론을 적용하여 교육 변수의 이와 같은 문제점을 해결할 수 있음을 보였다(Asher et al., 2024).[10]

세대간 이동성에 관한 실증연구에서 중요한 사안 중 하나는 측정 오차(measurement error)이다. 구체적으로, 소득 또는 교육의 세대간 이동성을 추정하기 위해서는 자녀세대의 변수가 영구적(permanent) 소득 또는 영구적 교육을 관측할 수 있어야 한다. Black and Devereux(2011)에서 지적하였듯이, 교육은 일반적으로 일정 나이 이전에 완료되기 때문에 교육의 세대간 이동성을 추정하는 경우 이와 같은 측정오차 문제가 소득의 세대간 이동성을 추정하는 경우보다 관련 문제점이 발생할 가능성이 작다. 본 연구에서 사용하는 자료에는 아직 최종 학력을 마쳤다고 보기 힘든 연령대의 자녀가 포함되어 있으므로, 측정 오차 문제를 완화하기 위하여 일반적인 한국의 최종 학력 종료 시점인 만 26세 이상 자녀가 존재하는 관측치만 포함하도록 제한하여 자료를 구성하였다.

본 연구에서 사용하는 자료는 교육 변수 이외에 자녀세대의 교육수준에 미칠 수 있는 요소로서 부모의 나이, 부모의 결혼상태, 부모의 취업상태, 그리고 자녀의 출생 순위를 포함하고 있다. 이와 같이 구성된 자료는 총 4,090개의 관측치를 포함하고 있으며 주요 변수의 기초통계량은 〈표 3-1〉에 제시되어 있다. 해당 표본에서 자녀들은 평균적으로 초대졸 학력을 가지고 있으며 부모들의 평균 학력은 중학교 졸업 및 고등학교 중퇴로 나타났다. 부모와 자녀의 평균 나이는 각각 65.32세와 36.15세이며, 약 76%의 부모가 기혼이고 63%의 부모가 고용 중인 것으로 나타났다. 표본에서 부모의 성별은 약 81%가 남자이며 자녀의 성별은 약 58%가 남자이다. 〈표 3-2〉에 제시되어 있듯이, 자녀의 출생 순위를 살펴보면 첫째 자녀가 전체 표본의 63.91%를 차지하며 첫째부터 셋째 자녀가 차지하는 비율은 전체 표본의 약 98.88%이다.

10) 부분식별 모형을 사용한 분석은 세대간 이동성에 대한 척도를 하나의 값으로 제시할 수 없다는 단점을 지니고 있기 때문에 본 연구에서는 고려하지 않는다.

〈표 3-1〉 기초통계량

변수	관측치	평균	표준편차	중위값	최솟값	최댓값
자녀 교육연수	4,090	14.61	2.059	14	0	23
부모 교육연수	4,090	11.17	3.679	12	0	23
부모 나이	4,090	65.32	8.097	64	44	94
자녀 나이	4,090	36.15	7.861	35	26	64
부모 출생연도	4,090	1,956.46	8.816	1,958	1,919	1,980
자녀 출생연도	4,090	1,985.64	8.543	1,986	1,960	1,998
부모 기혼 여부	4,090	0.758	0.428	1	0	1
부모 고용 여부	4,090	0.632	0.482	1	0	1
부모 성별 =남자	4,090	0.814	0.389	1	0	1
자녀 성별 =남자	4,090	0.577	0.494	1	0	1

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 3-2〉 자녀 출생 순위 분포

출생 순위	관측치	상대도수(%)	누적 상대도수(%)
1	2,614	63.91	63.91
2	1,177	28.78	92.69
3	253	6.19	98.88
4	38	0.93	99.80
5	8	0.20	100

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

2. 교육의 세대간 이동성 측정 및 추정 방법

세대간 이동성에 관한 연구는 일반적으로 부모의 사회경제적 위치가 자녀의 사회경제적 '기회'에 어떻게 영향을 주는 것을 분석하는 데에 그 초점이 있다(Chetty et al., 2014). 그러나, '기회'라는 변수를 측정하기는 쉬운 일이 아니므로, 자녀의 사회경제적 요소가 부모의 그것과 어떠한 관계가 있는

지를 주로 고려하고 있다.

기존 문헌에서는 세대간 이동성을 측정하기 위한 다양한 방법이 고려되어 왔다. 예를 들어, 상향 이동성(upward mobility), 하향 이동성(downward mobility), 절대적 이동성(absolute mobility), 상대적 이동성(relative mobility) 등이 대표적인 세대간 이동성의 척도들로 사용됐다(Bhattacharya and Mazumder, 2011; Chetty et al., 2014; Alensia et al., 2021). 본 연구에서는 이와 같은 여러 가지 척도 중에서 교육의 상대적 이동성을 중점적으로 추정하고자 한다.

상대적 이동성을 추정하기 위한 여러 가지 방법 중, 본 연구에서는 (1) 세대간 교육탄력성(Intergenerational education elasticity : IGE)과 (2) 부모와 자녀의 순위(rank) 상관계수를 고려한다(Chetty et al., 2014). 세대간 교육탄력성은 부모와 자녀의 교육수준의 로그변환 값을 각각 독립변수, 종속변수로 사용하여 선형 회귀모형(linear regression model)을 추정할 때 부모 교육수준의 로그변환 변수의 계수값으로 추정할 수 있다. 반면, 부모와 자녀의 순위 상관계수는 먼저 부모와 자녀의 교육수준이 각각 부모세대와 자녀세대의 교육수준 분포에서 어느 위치에 있는지를 추정한 후 이를 독립변수와 종속변수로 활용하여 선형 회귀모형을 추정함으로써 얻을 수 있다. 구체적으로, P_i를 부모 i가 부모세대의 교육수준 분포에서의 백분위를 나타내고 R_i에서 자녀 i가 자녀세대의 교육수준 분포에서의 백분위 값을 나타낸다고 할 때, 부모와 자녀의 순위 상관계수는 R_i를 종속변수, P_i를 독립변수로 가지는 선형 회귀모형을 추정함으로써 얻을 수 있다. P_i와 R_i는 각각 부모와 자녀의 교육수준의 분포를 실증 누적 확률분포함수(empirical cumulative distribution function)를 이용하여 추정할 수 있다. 즉, $\widehat{F_{E_r}}(\cdot)$과 $\widehat{F_{E_p}}(\cdot)$을 각각 자녀 교육수준 변수 $E_{r,i}$와 부모 교육수준 변수 $E_{p,i}$의 실증 누적 확률분포함수라고 했을 때, $\widehat{R_i}= \widehat{F_{E_r}}(E_{r,i})$와 $\widehat{P_i}= \widehat{F_{E_p}}(E_{p,i})$는 각각 R_i와 P_i의 추정량으로 사용할 수 있다.

본 연구에서는 상대적 이동성에 초점을 맞추어 분석을 시행하지만, 절대적 이동성에 대한 척도로 절대 상향 이동성(absolute upward mobility)을 고

려할 수 있다(Chetty et al., 2014). 절대 상향 이동성이란 부모의 교육수준 (상대) 순위가 25%일 때 자녀의 평균적 (상대) 순위를 뜻한다. 절대 상향 이동성을 추정하기 위하여 다음과 같은 회귀식을 고려하자:

$$R_i = \beta_0 + \beta_1 P_i + U_i, \quad (1)$$

단, 여기서 U_i는 관측되지 않는 오차항이다.

식 (1)의 β_0와 β_1을 최소자승추정법(ordinary least squares : OLS)으로 추정한 값을 각각 $\widehat{\beta_0}$와 $\widehat{\beta_1}$이라고 했을 때, 절대 상향 이동성의 추정량은 $\widehat{\beta_0} + \widehat{\beta_1} \times 25$와 같다.

본 연구에서는 식 (1)에 추가적인 통제변수들을 포함하여 교육의 세대간 이동성의 이질성(heterogeneity)을 고려한다. 또한, 자녀의 교육 순위에 따른 세대간 이동성의 이질성을 연구하기 위하여 분위 회귀모형(quantile regression model)을 사용하여 분석하고자 한다.

정리하면, 본 연구에서 기본적으로 추정하는 모형은 선형 회귀모형과 분위 회귀모형이며, 이와 같은 모형을 이용하여 교육의 세대간 상대적 이동성 추정을 목표로 한다.

제3절 실증분석 결과

1. 교육의 세대간 상대적 이동성

교육의 세대간 이동성을 추정하기 위하여 먼저 선형 회귀모형을 이용하여 상대적 이동성 척도를 추정한다. 이를 위한 통상적인 회귀식은 다음과 같이 쓸 수 있다 :

$$Y_{r,i} = \delta Y_{p,i} + X_i^{'} \beta + U_i. \quad (2)$$

단, 여기서 $Y_{r,i}$와 $Y_{p,i}$는 각각 자녀와 부모의 교육 관련 변수이며, X_i는

관측 가능 변수들을 포함한 벡터, 그리고 U_i는 관측되지 않는 오차항이다.

$Y_{r,i}$와 $Y_{p,i}$를 위해서 자녀와 부모의 교육연수, 교육연수의 로그변환, 그리고 백분위 값으로 표현된 분포에서의 순위(rank) 등을 고려하였고, X_i는 부모와 자녀의 나이, 부모의 결혼 및 고용 여부, 첫째 자녀 여부, 자녀의 성별과 코호트 가변수들을 포함하고 있다. 본 연구에서 코호트는 자녀의 출생연도를 기준으로 작성되었으며, 총 4개의 코호트로 분류하였다. 구체적으로, 자녀의 출생연도가 1960년대 또는 그 이전, 1970년대, 1980년대, 그리고 1990년대로 분류하였고, 이를 각각 $y60$, $y70$, $y80$, $y90$으로 표시하였다.

기존 문헌에서 제시된 상대적 이동성을 추정하기 이전에 자녀 교육수준(교육연수)을 부모 교육수준과 추가적인 통제변수를 이용하여 회귀분석을 실시하였다. 〈표 3-3〉는 이에 대한 결과를 제시하고 있다. 통제변수의 유무

〈표 3-3〉 교육수준 회귀분석 결과(종속변수 : 자녀 교육수준)

	(1)	(2)	(3)	(4)
부모 교육수준	0.218***	0.217***	0.205***	0.200***
	(0.0211)	(0.0155)	(0.0155)	(0.00853)
부모 나이		0.0282***	0.0211***	0.0239***
		(0.00462)	(0.00340)	(0.00227)
자녀 나이		-0.0247**	-0.0174	-0.0176
		(0.00587)	(0.00872)	(0.0114)
첫째 여부		0.112	0.114	0.172
		(0.0548)	(0.0609)	(0.0752)
자녀 성별		-0.119	-0.115	-0.0871
		(0.0653)	(0.0669)	(0.0572)
부모 결혼 여부			0.435**	0.392**
			(0.108)	(0.115)
부모의 고용 여부			-0.00880	-0.0263
			(0.0607)	(0.0687)
상수항	12.17***	11.22***	11.23***	11.04***
	(0.282)	(0.364)	(0.418)	(0.375)
코호트 가변수	N	N	N	Y
N	4090	4090	4090	4090

주 : 괄호 안은 군집화 강건 표준오차이며 출생 코호트를 기준으로 군집화하였음.
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

와 관계없이 부모 교육연수와 자녀의 교육연수 간에는 강한 양의 상관관계가 존재하며, 부모의 교육연수가 1년 증가할 때 자녀의 교육수준이 약 0.2~0.22년 증가하는 것으로 나타났다. 또한, 자녀의 출생 코호트에 따른 이질성은 대부분 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 3-4〉는 다른 상대적 이동성 척도인 세대간 이동 탄력성 추정 결과이다. 이를 위하여 자녀의 교육연수의 로그변환 값을 종속변수로 사용하고 독립변수로 부모의 교육연수 로그변환 값을 사용하였다. 이 경우 세대간 이동 탄력성은 부모의 교육연수 로그변환 값의 계수 추정치이다. 〈표 3-4〉에서 볼 수 있듯이 해당 계수 추정치는 통제변수 구성의 변화에 강건하다고 볼 수 있으며, 추정된 세대간 교육탄력성은 대략 0.134~0.146로 나타났다. 자녀의 출생 코호트별로 세대간 교육탄력성의 이질성은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 3-4〉 교육의 세대간 이동 탄력성(종속변수 : log(자녀 교육수준))

	(1)	(2)	(3)	(4)
log(부모 교육수준)	0.146***	0.143***	0.136***	0.134***
	(0.00710)	(0.00873)	(0.00720)	(0.00862)
부모 나이		0.00192**	0.00136**	0.00148**
		(0.000453)	(0.000298)	(0.000316)
자녀 나이		-0.00192**	-0.00139*	-0.00133*
		(0.000380)	(0.000538)	(0.000486)
첫째 여부		0.00900	0.00891	0.0121
		(0.00393)	(0.00442)	(0.00536)
자녀 성별		-0.00735	-0.00722	-0.00571
		(0.00426)	(0.00442)	(0.00421)
부모 결혼 여부			0.0297*	0.0280*
			(0.00972)	(0.00991)
부모의 고용여부			-0.00127	-0.00306
			(0.00584)	(0.00658)
상수항	2.329***	2.278***	2.291***	2.282***
	(0.0166)	(0.0534)	(0.0568)	(0.0547)
코호트 가변수	N	N	N	Y
N	4003	4003	4003	4003

주 : 괄호 안은 군집화 강건 표준오차이며 출생 코호트를 기준으로 군집화하였음.
$^{*}\ p < 0.1,\ ^{**}p < 0.05,\ ^{***}p < 0.01.$
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 3-5〉는 자녀의 상대적 교육 순위를 부모의 상대적 교육 순위와 다른 통제변수에 대하여 회귀분석한 결과로서 부모의 상대적 교육 순위 변수의 계수는 기존 문헌에서 널리 고려되는 상대적 이동성의 한 척도이다(Chetty et al., 2014). 이를 위하여 본 연구에서는 자녀 출생연도를 기준으로 1980년대 이전 출생 집단과 이후 출생 집단으로 나누어 각 집단에서 부모와 자녀 교육수준의 상대적 위치를 먼저 추정하였다.[11] 교육수준의 상대적 위치를 추정하기 위하여 교육연수 변수의 실증분포함수(empirical cumulative distribution function)를 이용하여 상대적 위치를 추정한 후 퍼센트 단위로 변환하였다.

〈표 3-5〉 순위 회귀분석 결과(종속변수 : 자녀의 상대적 교육 순위)

	(1)	(2)	(3)	(4)
부모 교육 순위	0.334*** (0.0243)	0.335*** (0.0157)	0.317*** (0.0193)	0.325*** (0.0236)
부모 나이		0.448** (0.0833)	0.337*** (0.0500)	0.370*** (0.0402)
자녀 나이		-0.317** (0.0557)	-0.190 (0.0993)	-0.276 (0.124)
첫째 여부		2.562* (0.966)	2.602* (1.061)	3.049* (1.050)
자녀 성별		-1.579 (0.991)	-1.496 (1.006)	-1.284 (1.026)
부모 결혼 여부			6.605** (1.632)	6.035** (1.807)
부모의 고용여부			-0.426 (0.791)	-0.349 (0.762)
상수항	33.32*** (1.017)	14.78 (6.339)	13.51 (6.800)	12.23* (4.682)
코호트 가변수	N	N	N	Y
N	4090	4090	4090	4090

주 : 괄호 안은 군집화 강건 표준오차이며 출생 코호트를 기준으로 군집화하였음.
$^{*}\ p < 0.1,\ ^{**}p < 0.05,\ ^{***}p < 0.01$
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

11) 1980년대 이전과 이후 집단으로 나눈 이유는 교육연수가 세대별로 상이하기 때문이다. 예를 들어, 자녀의 출생연도가 1960년대 또는 그 이전의 코호트는 부모와 자녀의 절대적 교육수준이 다른 코호트에 비해서 현저히 낮기 때문에 코호트별 상대적 순위를 추정하는 것이 바람직하다. 또한, 10년 단위로 코호트를 정의하여 상대적 순위를 추정하는 경우에는 특정 코호트의 관측치 수가 매우 작아 추정치가 부정확할 수 있기 때문에 본 연구에서는 교육수준의 상대적 위치를 추정하기 위하여 표본을 두 개로 나누어 추정하였다.

〈표 3-5〉의 추정 결과는 부모의 상대적 교육 순위가 10%p 증가할 때 자녀의 상대적 교육 순위는 평균적으로 3.17~3.35%p 증가하는 것을 의미한다.

2. 분위 회귀모형 추정

세대간 이동성에 관한 기존 문헌들에서 고려한 이동성 척도들은 대부분 평균적인 측면에 집중하여 고안되었고 사용됐다. 그러나 세대간 이동성은 자녀의 상대적 위치가 분포상 어느 지점에 있느냐에 따라서 부모의 상대적 위치가 그에 미치는 영향이 상이할 수 있다. 예를 들어, 전체 교육수준 분포에서 최상위 분위에 해당하는 자녀는 부모의 교육수준 이외에 다른 사회경제적 백그라운드의 효과가 더욱 클 수 있고, 따라서 부모의 교육수준이 다른 분위에 해당하는 자녀에게 미치는 효과가 이질적일 수 있다.

이를 위하여 본 연구에서는 분위 회귀모형(quantile regression model)을 사용하여 자녀의 상대적 위치에 따른 부모 교육 순위의 잠재적인 이질적 효과를 추정하기 위하여 다음과 같은 모형을 고려한다 :

$$Q_{R|P,\ X}(\tau|P,\ X) = P\delta(\tau) + X'\beta(\tau) \qquad (3)$$

단, 여기서 $Q_{R|P,\ X}(\tau|P,\ X)$는 자녀의 상대적 순위의 부모의 상대적 순위 및 통제변수에 대한 $\tau \in (0, 1)$ 번째 조건부 분위 함수(conditional quantile function)이며, $\delta(\tau)$와 $\beta(\tau)$는 각 분위수에 따라 이질적일 수 있음을 허용한다.

식 (3)의 분위수별 모수는 Koenker and Bassett(1978)에서 제안한 방법론을 통하여 추정할 수 있다. 위의 식에서 관심 모수(parameter of interest)는 $\delta(\tau)$로서, 이에 대한 해석은 부모 교육수준의 상대적 위치가 한 단위 증가할 때 자녀 교육수준의 상대적 위치가 $(\tau \times 100)$%인 집단이 겪는 종속변수의 변화로 해석할 수 있다. 또한, 평균적 세대간 이동성 척도와 비교를 위해서 〈표 3-5〉의 모형 (4)에 포함된 통제변수들을 포함하여 추정하였다. 이전 회귀분석과 마찬가지로 자녀 출생 코호트별 군집화 강건 표준오차를 추정하였다.

〈표 3-6〉은 0.05부터 0.95까지 각 분위수별 $\delta(\tau)$와 $\beta(\tau)$의 추정치와 표

준오차를 제시하고 있으며, [그림 3-1]은 0.05부터 0.95까지 각 분위수별 $\delta(\tau)$ 추정치와 95% 신뢰구간을 보여주고 있다. 〈표 3-6〉과 [그림 3-1]에서 볼 수 있듯이, 순위 분위 회귀모형 결과는 세대간 (상대적) 이동성이 자녀 교육수준의 상대적 위치에 따라 매우 이질적임을 보여주고 있다. 구체적으로, 자녀 교육수준의 상대적 위치가 하위 10%인 경우 부모 교육수준의 상대적 위치가 10%p 증가할 때 자녀 교육수준의 상대적 위치는 약 2.19%p 증가하는 것으로 나타나지만, 자녀 교육수준의 상대적 위치가 50%인 경우에는 그 효과가 약 4.3%p 증가하는 것으로 나타났다. 이와 동시에, 부모의 (상대적) 교육수준이 자녀의 (상대적) 교육수준에 미치는 효과는 분위수에 대하여 역-U자 형태를 띠는 것으로 나타났다. 즉, 자녀의 상대적 교육수준이 낮은 집단에서는 부모의 교육수준이 자녀의 교육수준에 미치는 효과가 작고, 자녀의 상대적 교육수준이 높은 집단일수록 그 효과가 커지는 양상을 보인다. 이와 같은 증가 추세는 자녀의 상대적 교육수준이 일정 수준 이상이 되면 감소 추세로 전환되며, 결과적으로 자녀의 상대적 교육수준이 매우 높은 집단(예를 들면 τ가 0.85 이상)에서는 부모의 상대적 교육수준이 자녀의 상대적 교육수준에 미치는 효과가 상대적으로 낮을 것으로 예상할 수 있다.

[그림 3-1]에 나타나 있듯이, 관심 분위수가 매우 낮은 경우는 관심 분위수가 증가하면서 부모 교육수준의 순위 계수가 증가하는 추세를 보인다. 그러나, 이와 같은 증가 추세는 관심 분위수가 50%인 지점부터 감소 추세로 바뀌고 있으며, 자녀 교육수준의 상대적 위치가 95%인 집단을 고려하면 부모 교육수준의 순위가 10%p 증가할 때 자녀 교육수준의 순위는 0.73%p 증가하는 것으로 나타났다.

결론적으로, 〈표 3-6〉과 [그림 3-1]의 결과는 세대간 이동성이 자녀 교육수준의 상대적 위치에 따라 매우 이질적일 수 있다는 점을 시사한다.

〈표 3-6〉 분위 회귀모형 추정 결과

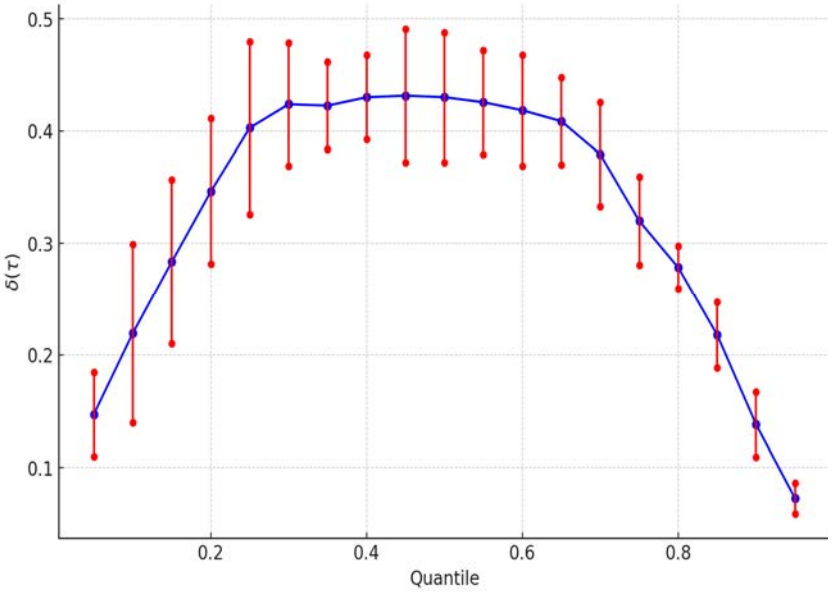
분위수	0.05	0.1	0.15	0.2	0.25	0.3	0.35	0.4	0.45	0.5
부모 교육 순위	0.147***	0.219***	0.283***	0.346***	0.403***	0.424***	0.423***	0.430***	0.431***	0.430***
	(0.0190)	(0.0407)	(0.0374)	(0.0330)	(0.0391)	(0.0278)	(0.0198)	(0.0191)	(0.0302)	(0.0296)
부모 나이	0.0727	0.242	0.260***	0.388***	0.512***	0.613***	0.597***	0.564***	0.595***	0.522***
	(0.0599)	(0.154)	(0.0990)	(0.0981)	(0.0670)	(0.0342)	(0.0385)	(0.0396)	(0.107)	(0.0754)
자녀 나이	-0.131	-0.281	-0.284	-0.315	-0.439*	-0.532***	-0.514***	-0.413***	-0.451***	-0.345***
	(0.127)	(0.245)	(0.220)	(0.278)	(0.233)	(0.162)	(0.166)	(0.0992)	(0.0549)	(0.0841)
첫째 여부	-0.120	0.374	0.869*	0.778	1.868***	3.821***	4.641***	5.102***	5.013***	5.322***
	(1.089)	(0.752)	(0.523)	(0.716)	(0.527)	(0.478)	(0.669)	(1.351)	(0.243)	(0.340)
자녀 성별	-1.221	-1.413	-1.540	-1.856	-1.288	-0.328	-0.910	-1.067*	-2.015***	-2.194***
	(1.071)	(1.031)	(1.239)	(1.631)	(0.814)	(0.353)	(0.775)	(0.573)	(0.718)	(0.609)
부모 결혼 여부	2.059	2.959	3.600*	5.232**	6.062***	6.257***	7.648***	7.913***	7.840***	8.690***
	(1.597)	(1.990)	(1.946)	(2.227)	(2.156)	(2.207)	(1.967)	(1.767)	(1.500)	(1.847)
부모의 고용 여부	1.166**	1.227*	-0.0606	-0.342	-0.0862	0.179	-0.454	-0.510	-0.431	-1.350
	(0.536)	(0.632)	(0.854)	(0.830)	(0.536)	(0.757)	(0.675)	(0.625)	(1.165)	(1.249)
코호트 가변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090

	0.55	0.6	0.65	0.7	0.75	0.8	0.85	0.9	0.95
부모 교육 순위	0.426***	0.418***	0.409***	0.379***	0.320***	0.278***	0.218***	0.138***	0.0726***
	(0.0235)	(0.0252)	(0.0198)	(0.0235)	(0.0201)	(0.00974)	(0.0150)	(0.0147)	(0.00700)
부모 나이	0.500***	0.504***	0.465***	0.408***	0.300***	0.205*	0.217**	0.186	0.132
	(0.139)	(0.113)	(0.137)	(0.0886)	(0.0955)	(0.122)	(0.0966)	(0.152)	(0.113)
자녀 나이	-0.310***	-0.371***	-0.289***	-0.271***	-0.277***	-0.0490	-0.0966	-0.127	-0.126**
	(0.0367)	(0.125)	(0.0947)	(0.0996)	(0.0831)	(0.169)	(0.0872)	(0.114)	(0.0498)
첫째 여부	4.806***	4.863***	4.216***	4.694***	4.493***	2.247	2.070	1.826	1.145
	(0.714)	(1.140)	(1.063)	(1.787)	(1.328)	(2.622)	(2.155)	(1.461)	(0.771)
자녀 성별	-1.962**	-1.925*	-0.648	-1.164	-2.918**	-1.794***	-0.247**	-0.0893	0.492
	(0.987)	(1.104)	(1.561)	(1.481)	(1.140)	(0.662)	(0.111)	(0.847)	(0.557)
부모 결혼 여부	8.388***	8.551***	7.961***	7.979***	6.752***	6.353***	5.093***	3.610**	1.349**
	(1.244)	(1.428)	(1.784)	(1.589)	(1.495)	(1.950)	(1.409)	(1.486)	(0.576)
부모의 고용 여부	-0.957	-1.110	-0.0757	-0.383	-0.356	0.433	-0.0190	0.902	0.226
	(1.521)	(1.265)	(0.887)	(0.751)	(1.038)	(1.409)	(0.911)	(1.022)	(0.512)
코호트 가변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090

주 : 괄호 안은 군집화 강건 표준오차이며 자녀 출생 코호트를 기준으로 군집화하였음.
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

[그림 3-1] 분위 회귀모형 추정 결과(종속변수 : 자녀의 상대적 교육 순위)



주 : 가로축은 분위수를 나타내며 파란색 선 위의 각 점은 부모의 상대적 교육 순위 변수의 계수 추정치임. 빨간색 막대는 각 분위별 계수의 95% 신뢰구간임.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

3. 세대간 이동성의 코호트별 이질성 분석

본 절에서는 앞 절에서 추정한 교육의 세대간 이동성의 강건성과 이질성에 대하여 논의한다. 먼저 자녀세대의 코호트 간 교육의 세대간 이동성이 이질적인지에 대하여 분석한다. 앞서 언급한 바와 같이, 본 연구에서는 자녀세대의 코호트를 1960년대 및 이전 출생 코호트, 1970년대, 1980년대, 1990년대 출생 코호트로 분류하여 세대간 이동성을 추정한다. 출생 코호트별 이질적 효과를 분석하기 위한 회귀모형은 다음과 같이 쓸 수 있다:

$$Y_{r,i} = \sum_{j=1}^{4} \delta_j Y_{p,i} \times C_{ij} + X_i^{'} \beta + U_i \qquad (4)$$

단, 여기서 $Y_{r,i}$와 $Y_{p,i}$는 각각 자녀와 부모의 교육 관련 변수이며, X_i는 관측 가능 변수들을 포함한 벡터, C_{ij}는 개인 i가 j-코호트 그룹에 포

함되면 1, 아니면 0의 값을 갖는 가변수, 그리고 U_i는 관측되지 않는 오차항이다.

〈표 3-7〉과 〈표 3-8〉은 자녀 출생 코호트별 이질적 교육수준의 상대적 위치의 세대간 이동성을 추정한 결과를 제시하고 있다. 추정 결과를 비추어 봤을 때, 자녀의 출생 코호트별로 세대간 이동성이 이질적인 것을 볼 수 있다. 구체적으로, 교육수준의 상대적 위치를 이용한 추정 결과를 볼 때, 1960년대 및 이전 출생 세대의 교육수준의 세대간 전이 추정치는 0.348인 반면, 1970년대 출생 세대는 그 값이 0.324, 1980년대 출생 세대는 0.359, 그리고 1990년대 출생 세대는 0.286로 추정되었다. 교육수준의 세대간 전이 정도가 높을수록 세대간 이동성의 낮다는 점을 고려하면 〈표 3-8〉 첫째 열의 추정 결과는 1960년대 출생 코호트의 세대간 이동성보다 1990년대 출생 코호트의 세대간 이동성이 더 높아졌다는 것을 의미한다. 그러나 해당 추정 결과는 자녀의 출생연도와 세대간 이동성의 추세가 단조적으로 변화했다는 실증적 증거를 찾기 어렵다는 것과 1960년대 출생 코호트와 1980년대 출생 코호트 사이의 세대간 이동성의 차이는 통계적으로 유의하지 않은 반면, 1960년대 출생 코호트와 1970년대 또는 1990년대 출생 코호트 간의 세대간 이동성의 차이는 각각 유의수준 5%와 1% 하에서 유의한 것으로 나타났다.

이와 더불어 〈표 3-7〉과 〈표 3-8〉은 식 (4)의 분위 회귀모형 버전을 추정한 결과를 보여주고 있다. 부모 교육수준의 상대적 위치가 자녀 교육수준의 상대적 위치에 미치는 효과는 〈표 3-6〉에 나타난 결과와 유사한 패턴을 보이고 있다. 그러나, 1960년대 또는 그 이전 출생한 자녀세대들에 대해서는 다소 상이한 패턴의 추정 결과를 나타내고 있다. 구체적으로, 1960년대 코호트를 제외한 나머지 코호트들은 자녀 교육수준의 상대적 위치가 낮을 때 부모 교육수준의 상대적 위치가 미치는 효과가 점차 증가하다가 그 효과가 감소하는 역-U자 형태를 보이지만, 1960년대 코호트는 부모 교육수준이 미치는 효과가 전반적으로 증가하는 추세를 보인다. 구체적으로, 자녀 교육수준의 상대적 위치가 0.8분위수보다 작은 경우(즉, 자녀의 교육수준이 상대적으로 낮은 집단)에는 부모의 교육수준과 자녀의 교육수준이 연관되어 있는 정도가 증가하는 경향을 보이며, 그 통계적 연관성이 자녀의 교육수준이

매우 높은 경우에 낮아지는 것으로 나타났다.

이와 더불어, 1970년대, 1980년대, 1990년대 출생 코호트의 세대간 이동성 추정 결과로부터 부모의 교육수준이 자녀의 교육수준에 미치는 효과가 관심 분위 집단과 관계없이 전반적으로 1980년대 출생 코호트 집단에서 가장 크게 나타났으며, 1990년대 출생 코호트 집단에서 가장 작게 나타났음을 알 수 있다. 이는 평균 효과 추정 결과와 일치함을 알 수 있다.

〈표 3-7〉과 〈표 3-8〉에 제시된 결과를 기반으로 다음과 같은 흥미로운 함의를 도출할 수 있다. 먼저, 1960년대 출생 코호트의 상대적으로 낮은 세대간 이동성은 다른 출생 코호트와 대조적으로 자녀 교육수준의 상대적 위치가 높은 집단에서 세대간 교육수준의 통계적 연관성이 크다는 추정 결과에서 기인한 것으로 사료된다. 또한, 1990년대 출생 코호트가 겪은 타 코호트에 비하여 상대적으로 높은 세대간 이동성은 자녀 교육수준의 상대적 위치와 무관하게 코호트 전체적으로 부모와 자녀세대의 교육수준의 통계적 연관성이 감소한 것으로 나타났고, 이는 전반적으로 1990년대 출생 코호트 집단이 다른 코호트 집단에 비하여 세대간 이동성이 더 크다는 것을 시사한다.

〈표 3-7〉 자녀 출생 코호트별 이질성 회귀모형 추정 결과 I(교육변수 : 상대 위치)

분위수(τ)	Mean	0.05	0.1	0.15	0.2	0.25	0.3	0.35	0.4	0.45
부모 교육수준 ($\delta_1(\tau)$)	0.348*** (0.0106)	0.0608*** (0.0146)	0.112*** (0.0138)	0.202*** (0.00875)	0.199*** (0.0156)	0.211*** (0.00895)	0.306*** (0.0136)	0.343*** (0.0134)	0.331*** (0.0190)	0.384*** (0.0109)
부모 교육수준* y70($\delta_2(\tau)$)	-0.0238** (0.00628)	0.0575*** (0.0116)	0.0850*** (0.00935)	0.0984*** (0.00482)	0.141*** (0.0130)	0.181*** (0.0106)	0.123*** (0.0199)	0.113*** (0.0190)	0.119*** (0.0196)	0.0837*** (0.00611)
부모 교육수준* y80($\delta_3(\tau)$)	0.0108 (0.00874)	0.156*** (0.0215)	0.184*** (0.0117)	0.167*** (0.00903)	0.217*** (0.0150)	0.247*** (0.00964)	0.159*** (0.0140)	0.117*** (0.0139)	0.145*** (0.0187)	0.0929*** (0.00905)
부모 교육수준* y90($\delta_4(\tau)$)	-0.0624*** (0.00833)	0.0681*** (0.0149)	0.0610*** (0.00885)	0.0324*** (0.00753)	0.118*** (0.0162)	0.136*** (0.00877)	0.0866*** (0.0149)	0.0488*** (0.0123)	0.0528*** (0.0168)	-0.0128 (0.00845)
통제변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090

〈표 3-7〉의 계속

분위수(τ)	0.5	0.55	0.6	0.65	0.7	0.75	0.8	0.85	0.9	0.95
부모 교육수준 ($\delta_1(\tau)$)	0.383*** (0.00975)	0.502*** (0.0291)	0.526*** (0.00437)	0.492*** (0.0167)	0.486*** (0.0124)	0.526*** (0.0273)	0.524*** (0.104)	0.411*** (0.0342)	0.343*** (0.0427)	0.175*** (0.0113)
부모 교육수준* y70($\delta_2(\tau)$)	0.0624*** (0.00658)	-0.0732** (0.0329)	-0.115*** (0.0156)	-0.0938*** (0.00968)	-0.125*** (0.00766)	-0.225*** (0.0248)	-0.238** (0.100)	-0.163*** (0.0275)	-0.201*** (0.0469)	-0.0916*** (0.0131)
부모 교육수준* y80($\delta_3(\tau)$)	0.0893*** (0.00825)	-0.0363 (0.0317)	-0.0754*** (0.00436)	-0.0601*** (0.0131)	-0.0911*** (0.0124)	-0.176*** (0.0214)	-0.243** (0.102)	-0.209*** (0.0304)	-0.227*** (0.0466)	-0.120*** (0.0141)
부모 교육수준* y90($\delta_4(\tau)$)	-0.0182** (0.00833)	-0.139*** (0.0306)	-0.141*** (0.00553)	-0.112*** (0.0151)	-0.153*** (0.0118)	-0.233*** (0.0247)	-0.269*** (0.104)	-0.213*** (0.0308)	-0.195*** (0.0415)	-0.100*** (0.0110)
통제변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090

주: 괄호 안은 군집화 강건 표준오차이며 자녀 출생 코호트를 기준으로 군집화하였음.
* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$.
자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 3-8〉 자녀 출생 코호트별 이질성 회귀모형 추정 결과 II(교육변수 : 상대 위치)

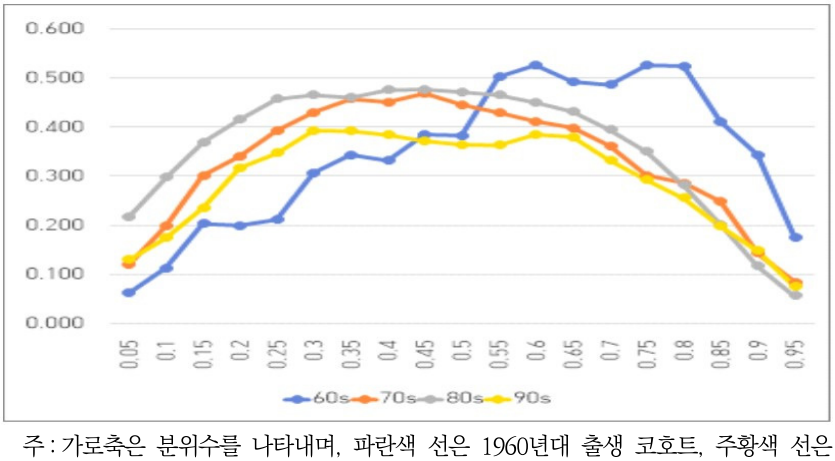
분위수 (τ)	Mean	0.05	0.1	0.15	0.2	0.25	0.3	0.35	0.4	0.45
1960년대 코호트 효과 ($\delta_1(\tau)$)	0.348*** (0.0106)	0.0608** (0.0146)	0.112*** (0.0138)	0.202*** (0.00875)	0.199*** (0.0156)	0.211*** (0.00895)	0.306*** (0.0136)	0.343*** (0.0134)	0.331*** (0.0190)	0.384*** (0.0109)
1970년대 코호트 효과 ($\delta_1 + \delta_2$)	0.324*** (0.005)	0.118*** (0.009)	0.197*** (0.006)	0.301*** (0.012)	0.340*** (0.011)	0.392*** (0.010)	0.430*** (0.011)	0.456*** (0.008)	0.450*** (0.007)	0.468*** (0.008)
1980년대 코호트 효과 ($\delta_1 + \delta_3$)	0.359*** (0.003)	0.217*** (0.009)	0.297*** (0.004)	0.369*** (0.004)	0.416*** (0.006)	0.458*** (0.009)	0.466*** (0.006)	0.461*** (0.002)	0.476*** (0.003)	0.477*** (0.002)
1990년대 코호트 효과 ($\delta_1 + \delta_4$)	0.286*** (0.003)	0.129*** (0.002)	0.173*** (0.006)	0.235*** (0.005)	0.317*** (0.003)	0.346*** (0.006)	0.393*** (0.010)	0.392*** (0.005)	0.384*** (0.006)	0.372*** (0.003)
통제변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090

〈표 3-8〉의 계속

분위수 (τ)	0.5	0.55	0.6	0.65	0.7	0.75	0.8	0.85	0.9	0.95
1960년대 코호트 효과 ($\delta_1(\tau)$)	0.383*** (0.00975)	0.502*** (0.0291)	0.526*** (0.00437)	0.492*** (0.0167)	0.486*** (0.0124)	0.526*** (0.0273)	0.524*** (0.104)	0.411*** (0.0342)	0.343*** (0.0427)	0.175*** (0.0113)
1970년대 코호트 효과 ($\delta_1+\delta_2$)	0.445*** (0.008)	0.429*** (0.009)	0.411*** (0.013)	0.398*** (0.012)	0.361*** (0.007)	0.301*** (0.010)	0.286*** (0.006)	0.247*** (0.010)	0.142*** (0.005)	0.084*** (0.002)
1980년대 코호트 효과 ($\delta_1+\delta_3$)	0.472*** (0.003)	0.466*** (0.006)	0.450*** (0.002)	0.432*** (0.006)	0.395*** (0.005)	0.350*** (0.007)	0.281*** (0.005)	0.202*** (0.005)	0.116*** (0.005)	0.055*** (0.004)
1990년대 코호트 효과 ($\delta_1+\delta_4$)	0.364*** (0.005)	0.363*** (0.004)	0.385*** (0.003)	0.380*** (0.002)	0.332*** (0.003)	0.292*** (0.003)	0.255*** (0.008)	0.198*** (0.005)	0.148*** (0.010)	0.075*** (0.002)
통제변수	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090	4090

주 : 괄호 안은 군집화 강건 표준오차이며 자녀 출생 코호트를 기준으로 군집화하였음.
$^{*}\ p<0.1$, $^{**}\ p<0.05$, $^{***}p<0.01$.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

[그림 3-2] 자녀 출생 코호트 이질성 분위 회귀모형 추정 결과(종속변수 : 자녀의 상대적 교육순위)



주 : 가로축은 분위수를 나타내며, 파란색 선은 1960년대 출생 코호트, 주황색 선은 1970년대 출생 코호트, 회색 선은 1980년대 출생 코호트, 노란색 선은 1990년대 출생 코호트의 부모와 자녀의 교육수준의 연관성을 나타냄. 모든 추정치는 1% 유의수준에서 유의함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

제4절 소 결

본 연구는 한국에서 교육의 세대간 이동성을 실증적으로 분석하였다. 이를 위하여 부모세대와 자녀세대의 교육연수를 나타내는 변수를 이용하여 세대간 이동 탄력성 및 상대적 이동성을 회귀분석을 통하여 추정하였다. 추정 결과, 세대간 교육탄력성은 대략 0.134~0.146이며, 이는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 또한, 교육의 세대간 상대적 이동성 추정 결과는 부모의 상대적 교육 순위가 10%p 증가할 때 자녀의 상대적 교육 순위는 평균적으로 3.17~3.35%p 증가하는 것으로 나타났으며, 해당 결과 역시 통계적으로 유의한 결과를 보였다.

본 연구에서는 자녀 교육수준의 상대적 위치에 따라 부모 교육 순위가 미치는 효과의 이질성을 고려하기 위하여 분위 회귀모형을 이용하여 세대간 이동성을 추정하였다. 분석 결과, 자녀의 교육수준에 대한 분위수가 매우 낮은 경우는 분위수가 증가하면서 부모 교육수준의 순위 계수가 증가하는 추세를 보인 반면, 관심 분위수가 상대적으로 높은 경우에는 부모의 교육수준이 미치는 효과가 감소하는 추세를 보였다. 이는 세대간 이동성이 자녀 교육수준의 상대적 위치에 따라 매우 이질적일 수 있다는 점을 시사하는 것으로 해석할 수 있다.

이와 더불어 부모 교육 순위가 자녀의 교육 순위에 영향을 미치는 정도는 자녀세대 교육수준의 상대적 위치뿐만 아니라 자녀의 출생 코호트에 따라서 이질적이라는 것을 보여주고 있다.

본 연구의 결과는 한국 교육의 세대간 전이를 실증적으로 추정함으로써 사회불평등을 완화할 수 있는 적절한 교육 관련 정책을 개발하고 수립하는데 도움을 줄 수 있을 것으로 기대한다.

제 4 장
직업선택을 통한 사회이동성 분석[12)]

제1절 서 론

이 장은 직업선택을 통한 세대간 사회이동을 분석한다. 부모의 직업이 자녀의 교육수준에 미치는 영향, 자녀의 교육수준이 직업에 미치는 영향과, 부모의 직업과 자녀의 교육수준이 직업에 미치는 영향, 자녀의 일자리가 임금에 미치는 영향을 분석한다. 앞서 제2장, 제3장의 논의를 통하여 살펴보았듯, 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 교육적 성취에 영향을 미친다는 점은 이미 잘 알려져 있다. 높은 사회경제적 지위와 교육수준을 지닌 부모일수록 자녀 교육에 관심이 많고, 적극적인 교육 투자로 이어진다. 사회경제적 지위가 높은 부모일수록 자녀 교육에 많은 투자를 하므로, 이러한 부모 밑에서 자란 자녀의 학업성취 수준이 높고 자녀의 높은 교육적 성취는 좋은 일자리와 소득으로 이어진다(예 : Erikson and Goldthorope, 1992; Egerton, 1997; OECD, 2011; Corak, 2013; Putnam, 2001; Heckman, 2006 등).

국내에서도 부모의 사회경제적 지위와 자녀에 대한 교육비 투자 수준(특히 사교육), 자녀의 학업 성취 간의 관계를 분석한 연구는 적지 않다(김은정, 2007; 김영은 · 엄명용, 2018; 김영미, 2016; 박병영 외, 2011; 김위정, 2012;

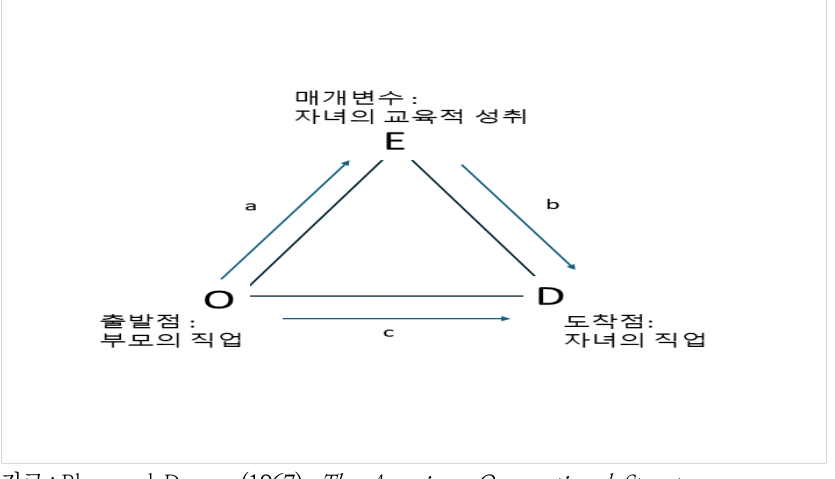
12) 본 장의 내용은 연구 수행 중에 2024년 한국노동패널 학술대회(2024. 10. 18)에서 「직업선택을 통한 사회이동성 분석」으로 발표된 바 있다.

장상수, 2016). 이러한 연구들은 2000년대 이후 부모의 자녀 교육에 대한 투자가 학업 성취도에 미치는 영향이 커졌다고 지적한다. 자녀의 교육적 성취가 직업선택에 미치는 영향을 분석한 연구도 있다(성수빈, 2017; 김진영 · 유백산, 2015). 이러한 연구의 공통적인 결과는 부모의 학력, 직업 지위가 높을수록 자녀의 직업적 포부도 크고, 고소득과 안정적인 직업을 선택하며, 이는 부모가 자녀의 교육적 성취에 대해 갖는 기대가, 실제 학업 성적을 통해 매개된다는 것이다. 나아가 이러한 부모의 교육열을 매개로 한 자녀의 교육적 성취 및 직업선택이 격차의 세대간 이전으로 이어지는 것을 지적하는 연구도 적지 않다(예 : Boudon, 1974; Breen and Goldthorope, 1997; 장상수, 2000; 방하남 · 김기헌, 2003; 남인숙, 2011 등).

이는 부모의 사회경제적 배경이 자녀 직업에 미치는 직 · 간접적인 효과를 보여주며, 불평등의 누적적인 효과를 짐작할 수 있게 해준다. 부모의 지위가 자녀의 교육에 미치는 영향을 분석한 연구의 결과나, 최근의 수저계급론 같은 사회적 담론은 한국에서도 직업과 교육을 매개로 한 불평등과 사회적 이동성의 저하가 문제가 되고 있음을 보여준다. 그러나 이러한 연구 결과나 사회적 담론과 달리, 직접적으로 부모와 자녀의 직업을 비교한 연구에 의하면, 대체로 이러한 '직업의 대물림' 경향이 한국에서 크지 않거나, 직업의 상대적 이동이 여전히 활발하다고 설명한다(예 : 계봉오 · 황선재, 2016; 박현준 · 정인관, 2021; Chung and Park, 2019 등).

일반적인 사회적 인식과 부모 직업이 자녀 교육에 미치는 영향에 관한 연구는 한국의 사회이동성이 낮아진 것으로 보지만, 직업이동 연구는 사회이동이 여전히 활발하거나, 적어도 논쟁적이라고 진단함으로써 괴리를 보인다. 이러한 괴리는 어떻게 설명할 수 있을까? 이를 살펴보기 위해 부모의 직업, 자녀의 교육, 자녀의 직업 간의 관계를 간략히 도식화하여 살펴보자. 이를 일반적으로 [그림 4-1]과 같이 OED 삼각형이라고 한다(Blau and Duncan, 1967; Pfeffer and Hertel, 2015). 여기서 O는 Origin, 즉 출발점인 부모의 직업을, E는 교육(Education), 부모의 직업이 자녀의 교육에 미치는 영향, D는 도착점(Destination)으로 자녀의 직업을 의미한다. 부모의 지위가 자녀의 교육수준에 미치는 영향에 관한 연구, 수저계급론 등의 사회적 담론은, 한국사회에서 $\overline{OE}$(a)의 관계가 최근 들어 강해졌다고 본다. 반면, O와 D의 관계

[그림 4-1] 부모와 자녀 직업 관계에 대한 OED 삼각형



자료 : Blau and Duncan(1967), *The American Occupational Structure*.

만을 살펴본 직업이동 연구는 부모-자녀 간 직업 이전이 약해지거나 큰 변화가 없다고 본다. 물론, 정확하게 말하면, $\overline{OD}$는 교육을 통하지 않은 직접적인 효과(c), 예를 들어 자녀가 부모의 가업을 물려받는 것 등을 의미한다. 후술하겠지만, 부모의 직업과 자녀의 직업을 대조하는 것은 표면적으로는 $\overline{OD}$의 관계를 살펴보는 것이지만 실제로는 교육이 미친 영향까지 고려한 결과를 검토하는 것이다(a×b+c).

만약 $\overline{OE}$의 관계가 최근 들어 강해졌다면, 이러한 상충되는 설명에 대해 생각해 볼 수 있는 것은 두 가지이다. 첫째, 부모-자녀 간 직업이동에 관한 기존의 국내연구와 달리, 실제로 직업이동의 관계는 강해졌다. 둘째, (두 연구가 상충되지 않는다면) 부모가 자녀 교육에 미치는 영향이 강해지고(a) 부모 직업이 자녀 직업에 미치는 영향(a×b+c)이 약해진 것은, b, 교육이 직업에 미치는 영향이 약해졌기 때문이다.[13]

이 장에서는 두 경우를 모두 고려한다. 즉, 먼저 기존 부모와 자녀의 직업 간의 관계에 관한 연구를 검토하여 측정과 분석 방법을 살펴보고, 부모 직업과 자녀 직업 간의 관계를 대조한다. 이는 기존의 직업이동 연구와 크게

13) 혹은 반대로, a는 약해지고 b가 강해질 수도 있다.

다르지 않다. 둘째, 부모 직업이 자녀 교육수준에 미치는 영향, 그리고 부모 직업과 자녀 교육수준이 자녀 직업에 미치는 영향을 분석한다. 이에 더해 세 번째로, 자녀가 얻는 직업이 소득에 미치는 영향을 분석한다. 이는 제5장 이후에 분석할 결혼 및 소득, 자산의 이전과 관련하여, 개인의 일자리가 생애 소득에 미치는 영향을 살펴보기 위해서이다.

기존 직업이동에 관한 국내 연구는 대체로 부모-자녀 직업 간의 유출률표(mobility table)와 부모 직업이 자녀 직업에 미치는 영향에 대한 직업군별 승산비(odds ratio)를 계산하여 사회이동성에 대한 결론을 도출하였다. 이 점에서 본 장에서는 「한국노동패널조사」 1~26차 자료를 활용, 부모 직업과 자녀 직업 간의 연결에 대해 구체적인 현황을 살펴보는 것을 일차적인 목적으로 한다. 사회적 평판이나 보수가 좋은 특정한 직업군, 특히 전문 · 관리직 자녀 중 부모의 직업 위세와 유사한 직군을 얻게 되는 비율은 몇 % 정도인가? 반대로 직업 위세가 낮은 부모의 자녀는 어느 정도나 낮은 직업 위세를 이어 받으며, 반대로 부모의 낮은 직업 위세에도 불구하고 안정적인, 소위 좋은 일자리를 얻는 비율은 어느 정도나 되는가?

한편 (직업이동에 국한되지 않는) 세대간 사회이동에 관한 국내외 실증연구는 자녀의 교육적 성취나 직업선택, 소득에 있어 부모의 사회경제적 지위, 교육수준, 직업(위세) 등의 영향력이 어느 정도이며 유의한 영향을 미치는지 검증한 경우가 많고, 이러한 차이를 국가 간, 계층별로 비교하였다. 연구의 둘째 목적은 직업이동의 결과를 살펴본 후, 이러한 직업이동에 부모의 자녀 교육에 대한 투자와, 교육이 자녀 직업에 미치는 영향, 그리고 자녀의 직업이 자녀의 소득에 미치는 영향을 살펴보는 것이다. 직업의 세대간 이전이 분명한 관계를 보인다면, 직업의 세대간 이전에 교육수준과 지역 등은 유의미한 차이가 있는가? 등이 이 연구의 주요한 질문이다.

이 장은 다음과 같이 구성된다. 먼저 제2절에서는 직업의 세대간 이전과 사회적 이동성에 관한 기존 주요 연구를 검토하고 연구의 주요 질문을 도출한다. 제3절에서는 연구 자료와 방법을 소개한다. 제4절에서는 세대간 직업이동, 직업이동에 부모의 직업과 자녀의 교육수준이 미치는 영향, 직업이 소득에 미치는 영향 등 주요 분석 결과를 제시한다. 결론에서는 연구의 함의와 한계를 정리한다.

제2절 직업의 세대간 이전과 사회적 이동에 관한 연구

1. 직업이동에 대한 이론적 논의

직업이동은 부모, 주로 아버지 특정 연령의 직업군과 자녀 특정 연령의 직업군을 비교하여 측정한다. 통상 자녀가 14세일 때 아버지 직업군과 응답자(자녀)의 직업군이 직업이동 측정에 활용된다. 자녀 직업군이 부모와 같다면 '비이동'이고, 자녀 직업군의 위신이 부모보다 높다면 '상방이동(upward mobility)', 낮다면 '하방이동(downward mobility)'으로 정의된다. 연구의 목적과 필요에 따라 세부적인 차이는 있으나, 대체로 직업의 기준은 직업 대분류상 직업군이다. 그리고 대부분의 직업이동 연구는 부모와 자녀의 직업군을 대조한 행렬인 유출률표에서 주대각(principal diagonal), 즉 비이동 비율, 주대각선 상단의 하방이동 비율, 주대각선 하단의 상방이동 비율을 각각 구해 세대간 이동이 과거에 비해 증가했는지, 감소했는지 판단한다.

한편 직업이동을 분석할 때 구분해야 할 것은 '절대적 이동'과 '상대적 이동'이다. '절대적 이동'은 사회경제적 상황과 계층구조의 변화를 고려하지 않고, 단순히 직업군 이동의 비율만을 계산한다. 반면 '상대적 이동'은 산업과 일자리 공급의 변화로 인한 계급구조의 변화를 감안하여 이동 비율을 산출한다. 제2장에서도 소개하였으나, 산업화 이전 사회에서는 농업에 종사하는 인구의 비율이 압도적으로 많았으며 한국도 전후에는 인구의 절대다수가 농민이었다. 그러나 산업화로 인해 많은 사람이 일자리를 찾아 도시로 이동하면서 농업인구는 줄어들고 제조업 종사 인구의 비율이 크게 늘었다. 최근에는 경제의 서비스화로 과거보다 제조업 종사자는 크게 줄고, 서비스업 종사자 비율이 높아졌다. 만약 계급구조의 변화를 고려하지 않고 단순히 부모-자녀 간의 직업만을 비교한다면 많은 경우 상방이동으로 나타날 것이다. 그러나 이는 부모가 자녀에게 미치는 영향만을 고려한 것이 아니므로, 본 연구에서 주목하는 세대간 이전을 분석하는 목적에는 적합하지 않다.

반면 상대적 이동은 이러한 사회적 배경의 변화를 감안해 전반적인 이동

비율 중 상대적인 특정 직업 간 비율을 승산비로 계산함으로써, 사회경제적 배경의 영향을 제외한 부모 영향의 순 효과를 분석하는 데 목적이 있다. 단순하게 생각해서, 부모-자녀 간 직업이동에 아무런 제약이 없고 독립적인 사건이라면 자녀의 직업은 부모의 직업과 큰 관계가 없고, 사회경제적 변화에 따른 세대간 직업군 분포의 차이만 있을 것이다. 그러나 실제로는 그렇지 않다. 이는 제1절에서도 논의하였지만, 부모 직업과 사회경제적 지위에 따라 자녀 직업에 관한 관심과 투자 수준이 다르기 때문이다. 절대적 이동이 다른 요인은 고려하지 않고 결과만을 비교한다면, 상대적 이동은 부모의 영향에 초점을 맞추는 것이다.

사회이동과 관련하여 Sorokin(1959/1927)은, 사회이동에 대한 실증조사가 본격적으로 수행되기 이전에, 절대적 이동과 상대적 이동의 구분도 있기 이전에 거시 역사적 연구에서 사회이동이 지속적으로 증가하는 사회도, 지속적으로 감소하는 사회도 있을 수 없다는 견해를 제시하였다. 그는 전근대사회의 사회문화적 장벽이 계층화를 정당화하던 시기에는 사회이동이 정체되어 있었으나 서구사회가 산업화로 진입하면서 이러한 장벽들이 사라졌고, 특히 (미국에서 두드러지는) 근대적 교육제도의 출현이 사회적 이동을 촉진하는 사다리의 역할을 하고 있다고 주장하였다. 하지만 장기적으로는 근대사회에서도 사회이동을 막는 제도와 관습이 출현하면서 다시 이동성이 정체될 것으로 예견하였는데, 따라서 역사적으로 인간사회는 이동성 증가와 하강을 반복적으로 경험하고, 사회이동의 특정한 경향이 지배적이지 않는 '경향 없는 유동(trendless fluctuation)'을 경험할 것으로 예측하였다(Sorokin, 1959/1927). 소로킨의 논의는 특히 사회이동의 열쇠로서 교육을 강조하는 동시에, 일정한 경향 없는 흐름이 반복된다는 아이디어를 제시함으로써 이후의 직업이동 연구에 큰 영향을 미쳤다.

소로킨의 논의 이후 실증연구의 흐름은 크게 세 가지로 정리할 수 있다. 산업사회 진입 후 사회이동이 증가했다는 입장, 큰 변화가 없다는 입장, 오히려 과거보다 사회이동은 감소했다는 입장이다. 먼저, 과거에 비해 직업이동이 늘었다는 견해는 앞서 제2장에서도 소개하였지만, 활성화 명제 혹은 Lipset and Zetterberg의 연구를 따라 LZ가설이라고 한다. 립셋과 제터버그는 현대사회가 높은 사회이동성이라는 점에서 이전 사회와 질적으로 구별

되고, 소로킨의 주장과 달리 현대사회는 지속적으로 높은 계층 간 이동을 보인다고 주장했다(Lipset and Zetterberg, 1959). 이들은 산업사회 발전이 지속적으로 자녀세대에게 기회를 창출하고, 지위 상승의 동기적 요소를 촉진한다는 점에서 부모세대보다 상향 이동하는 비율이 높으며, 비슷한 발전 단계에 있는 유럽과 미국의 비교연구 결과 대체로 상이한 문화적 가치체계에도 불구하고 이전 사회에 비해 높은 사회적 이동성을 보인다고 분석하였다(Lipset and Zetterberg, 1959: 13, 48~56). 립셋과 제터버그는 엄밀하게 절대적 이동과 상대적 이동을 구별하진 않았으나, 이러한 사회이동의 자유이론(liberal theory)은 추후 상대적 이동을 고려하더라도 현대사회가 이전 사회에 비해 높은 사회적 이동성을 보인다는 연구 결과를 제시하였다(Treiman, 1970; Bell, 1973; Ganzeboom et al., 1989). 이들의 논의를 살펴보면 앞서 립셋과 제터버그가 지적한 산업화로 인한 직업구조 변화와 개인의 동기 외에도 대중매체의 확산과 도시화가 사회이동에 긍정적 영향을 미쳤다고 주장한다. 또한 소로킨이 교육을 계층이동의 사다리라고 표현한 것보다 적극적으로, 지속적인 교육기회의 확대와 현대사회의 능력주의로 인해 교육이 직업에 미치는 영향이 증가했으며, 이것이 사회적 이동성 증가에 영향을 미쳤다고 분석한다(Bell, 1973). 이러한 논의는 비단 전 산업사회와 산업사회의 비교에 그치지 않는다. 전후보다 1970년대 이후 유럽에서 상대적 이동이 증가했다는 주장(Breen, 2004), 20세기 전반 출생자보다 중반 출생자의 상대적 이동성이 증가했다는 연구(Breen and Müller, 2020b)도 직업이동의 증가를 지지하는 결과이다.

반면 산업화 사회 이전과 현대사회가 큰 차이를 보이지 않는다는 견해 역시 있다. 이러한 견해가 등장한 주요 원인은, LZ가설의 주장과 달리 20세기 후반부에 계층이동성을 측정한 결과 더 이상 이동성이 증가하지 않았다는 연구 결과가 발표되었기 때문이다. Featherman, Jones and Hauser(1975)는 기존의 자유주의 내지 기능주의 이론이 절대적 이동과 상대적 이동을 엄밀하게 구분하지 않았다는 점을 지적하면서, 절대적 이동은 증가하였을지 몰라도 상대적 이동을 살펴보면 큰 차이가 없었다고 주장하였다. Erikson and Goldthorope(1992)도 유럽 주요 국가의 사회이동 조사 자료를 비교한 결과 대부분 국가에서 상대적 이동률에는 20세기 초와 후반에 큰 차이가 없다고

분석하였다. Breen and Müller(2020c)의 연구도, 20세기 전반기보다는 중반기 출생자의 상대적 이동이 증가했지만, 중반기 출생자보다 후반기 출생자의 상대적 이동률은 감소하여 20세기 전반기와 후반기 출생자를 비교하면 큰 차이를 보이지 않는다고 주장하였다. 이들은 이러한 결과의 주요 원인을 OE 연결에서 찾는다. 앞서 자유주의 이론은 교육이 상대적 이동 증가에 긍정적 영향을 미친 것으로 주장하였으나, Shavit and Blossfeld(1993)의 유럽 주요 국가에 대한 사례연구 결과, 부모의 직업이 자녀의 교육수준에 미치는 영향은 과거와 크게 달라지지 않았다고 한다. Breen and and Müller (2020b, 2020c)도 20세기 사회이동성의 역 U자형 변화를 OE의 변화를 통해 설명하는데, 이들은 20세기 전반기 출생자에 비해 중반기 출생자의 사회이동성이 높아진 것은 중반 출생자의 교육기회가 확대되었기 때문(부모의 직업이 자녀의 교육수준에 미치는 영향력은 약화)이지만, 20세기 후반 출생자는 이전 세대와 비교할 때 여성은 부모 직업이 교육수준에 미치는 영향이 중반기 출생자에 비해 크게 달라지지 않았으며, 남성은 여성과 마찬가지로 일정하거나, 일부 국가에서는 강화되었다고 설명한다. 이로 인해 사회이동성이 정체되거나 낮아지게 되었다고 주장한다. 또한 Breen and Luijkx (2004)는 20세기 후반부에 교육이 직업에 미치는 영향(ED)이 약해졌으며, 이 역시 사회이동성의 정체에 영향을 미쳤다고 주장한다. 사회이동성이 정체되었다는 주장은 자유주의 이론이 교육을 계층이동의 사다리라고 주장한 것과 달리, 교육이 실제로는 그와 같은 기능을 수행하지 못하거나, 오히려 계층이동을 약화시키는 요인이라고 보기 때문이다.

마지막으로 이전에 비해 계층이동이 약화되었다는 주장은 Ishida(2001)의 연구가 대표적이다. 이시다는 전후 일본을 분석한 결과, 산업화 초기에는 사회적 이동이 활발했으나 1980년대 초 이후에는 사회이동이 오히려 감소하고 사회적 상층계급이 자녀세대에서도 계급을 유지하는 경향이 강해졌다고 주장하였다. 이러한 논의에서 흥미로운 것은, 일본의 가업 승계 경향이 교육의 사회이동 기능을 억제함으로써 사회적 이동성이 감소했다고 주장한 점이다(Ishida et al., 1995). 이를 일본의 예외적 현상이라고 볼 수도 있겠으나 미국의 1960년대 중반부터 1970년대생에 대한 연구(Beller, 2009), 1970년대와 2000년대 노동시장의 주요 연령(prime age)을 비교한 연구(Mitnik et

al., 2016)에서도 사회적 이동성 저하가 관찰되었다. 사회적 이동성 저하 명제를 설명하는 주요 논리는 앞서 서론에서 국내의 주요 연구 동향을 설명한 바와 같이, 부모의 직업과 교육수준이 높을수록 자녀 교육에 투자하며, 교육에 그치지 않고 자녀의 사회적 네트워크 형성에도 적극적으로 간섭하기 때문이라는 것이다(Kramarz and Skans, 2014; Bukodi and Goldthorope, 2019).

요컨대, 세대간 직업이동의 핵심은 교육이다(Bukodi and Goldthorope, 2022). 산업화 초기의 LZ가설은 교육을 세대간 이동의 열쇠로 이해하고 교육기회의 확대가 직업의 상승이동을 촉진한다고 보았으나, 큰 차이가 없다는 입장은 부모의 직업이 자녀의 교육에 미치는 영향이 정체되거나, 자녀의 교육수준이 직업에 미치는 영향이 약화되어 결과적으로 사회이동이 활발하지 않다고 보았다. 사회이동이 이전 사회보다 약화되었다는 주장은 교육이 계층을 재생산하는 데 영향을 미쳤기 때문에, 즉 직업군 상층의 부모에게서 태어난 자녀일수록 좋은 직업을 선택할 가능성이 높아졌기에 사회이동성이 낮아졌다고 이해한다.

2. 국내 실증연구 동향

상기의 이론적, 국제적 논의를 검토하면, 일관된 경향을 발견하기 어렵다. 활성화 명제를 지지하는 연구가 대체로 산업화 초기를 배경으로 하거나 절대적 이동에 초점을 두어 분석하였으나, 비교적 최근의 자료를 활용하여 상대적 이동을 분석한 경우에도 직업이동이 활발하다는 결과가 있기 때문에(Breen, 2004; Breen and Müller, 2020b), 이를 단순히 시기적 구분의 문제로 보기는 어렵다. 주요 국가에서도 직업의 사회적 이동성 경향은 여전히 논쟁적이다. 무엇보다도 국제적 논의의 결과는 부모와 자녀 간의 직업이동에 있어 교육의 영향을 살펴야 함을 보여준다.

국내의 실증연구 역시 일관된 결론을 내리기가 어렵다. 앞서 제2장에서도 간략히 소개하였지만, 한국의 절대적 이동이 다른 국가보다 활발한 편이라는 데에는 많은 연구가 동의하고 있다. 그러나 상대적 이동의 추이에 대해서는 차이가 있다. 먼저 국내 직업이동 초창기 연구인 신광영(1994)의 연구

를 살펴보자. 이 연구는 직업이동성 분석의 일반적인 기준인 골드소로프-에릭슨 분류(GEP) 대신, 생산수단의 소유 여부와 종류에 따라 직업군을 자본가, 도시 쁘띠부르주아, 농촌 쁘띠부르주아, 경영관리자, 전문기술자, 노동계급의 여섯 가지로 구분한 점에서 기존 연구와 다르다. 이는 생산수단을 전통적인 토지와 물리적 설비 외에도 조직, 지식 등으로 세분화한 라이트(E.O. Wright)의 신계급론을 차용한 것이다(Wright, 2005). 이러한 기준에 따라 「경제활동 및 생활실태조사(1991)」 자료의 남성 사례를 1980년대생(민주화 세대), 1960년대 중반생(산업화 세대), 1960년대 초반생(전 산업화 세대)으로 나누어 세대별로 남성의 현재 계급과 응답자가 18세일 때의 아버지 계급을 비교한 결과 절대적 이동은 증가하였으나, 이를 통제한 후 상대적 이동을 분석하면 세대별로 큰 차이를 보이지 않았다고 결론짓고 있다.

차종천(2002)의 연구도 국내의 직업이동 연구 중 비교적 초창기에 속하는데, 직업군에 대해 GEP 분류를 간소화하여 비육체 · 정신 근로자(전문직, 관리직, 사무직, 판매직), 육체근로자, 농민의 세 가지로 구분하였다. 「한국사회의 불평등과 공정성 조사(1990, 1995, 2000)」 3개 시점의 자료를 활용하여 남성 응답자 직업군과 아버지 직업군을 비교한 결과 신광영(1994)과 유사하게, 절대적 이동은 높고, 1, 2차 조사(1990, 1995)에서는 상대적 이동이 활발한 데 반해, 3차 조사(2000)에서는 상대적 계급이동 비율이 정체되었다고 분석하고 있다. 이 점에서 과거에 비해 사회이동성이 저하되고 있다고 추측할 수 있으나, 3차 조사가 2000년에 실시되었기 때문에 최근의 경향을 논하기에는 어려움이 있다.

계봉오 · 황선재(2016)의 연구도 GEP의 직업 범주를 적용하였으나, 차종천(2002)과 달리 직업 범주를 전문직, 사무직, 자영업, 숙련노동, 비숙련 노동, 농업의 여섯 가지로 세분화하였다. 「교육과 사회이동조사(2008~2011)」 자료의 1943~55년생, 1956~65년생, 1966~75년생, 1976~86년생 4개 코호트 집단의 이동을 분석하였으며, 해당 연구의 특징은 여성의 이동 역시 분석한 것이다. 다만 부모의 직업은 아버지로 한정하였는데 이는 기준을 동일하게 적용하여야 하는 동시에, 어머니의 경제활동참가율이 높지 않은 현실적인 문제가 있기 때문이다. 분석 결과를 살펴보면, 상대적 이동률은 과거에 비해 크게 변하지 않았으며, 남성 이동성은 세대간 차이가 적으나 여성은 과

거 세대에 비해 최근 세대로 올수록 근소하게 감소한 것으로 결론지었다. 전반적으로는 부모-자녀 직업 간 패턴이 코호트별, 성별로 큰 차이가 없기에 추세 없는 유동(trendless fluctuation)을 따르는 것으로 보았으나, 최근 세대의 상승이동 가능성이 정체 내지 감소하고 있다는 점에서 후기 산업사회의 경직화 가능성 역시 있는 것으로 판단하였다.

이러한 일련의 논의와 다르게, Chung and Park(2019)은 사회이동성이 최근으로 올수록 증가하였다고 분석했다. 먼저 Chung and Park(2019)은 1950~54년생부터 1980~84년생까지 5년 단위 7개 출생 코호트의 직업이동을 비교하였다. Chung and Park(2019)의 연구는 「한국노동패널(2009)」, 「교육 및 사회이동조사(2008~2011)」, 「동아시아 사회조사(1996)」, 「한국사회종합조사(2009)」, 「불평등과 공정성 조사(1990~2004)」의 5개 자료를 병합하여 사용하였으며, GEP 분류를 따라 전문직・관리직(서비스 계급), 사무직・판매직(비육체 노동자), 자영업자, 농민, 숙련 육체노동자, 비숙련 육체노동자의 여섯 가지로 직업군을 구분하여 각 코호트의 상대적 이동성을 측정하였다. 분석 결과 최근 코호트일수록 부모-자녀 간에 같은 직업군일 가능성은 감소하였으며, 이를 토대로 사회이동성이 증가한 것으로 보았다. 이에 대해 아버지의 교육수준을 통제한 분석을 통해 소로킨의 논의와 같이, 고등교육 기회의 확대로 인한 평등화 효과가 사회적 이동성에 긍정적 영향을 미친 것으로 해석하였다.[14)]

박현준・정인관(2021)의 연구도 과거에 비해 한국의 사회이동성이 증가하였다는 입장이다. 「한국노동패널」의 제1차(1998년), 제21차(2018년) 자료를 병합하여 각 시기 30~49세 남성의 직업군과 응답자가 14세일 때의 아버지 직업군을 비교하였다. Chung and Park(2019)과 동일하게 GEP 분류를 기준으로 하였으며, 유출률표의 분석 결과 1998년 남성보다 2018년에 상대적 이동성이 증가하였고, 상승이동의 증가 원인은 전문직・관리직과 사무직・판매직의 세습 비율이 감소하였기 때문으로 분석하였다.

현재까지의 연구는 대체로 전통적인 직업이동 분석 방법에 따라 아버지-

14) 다만 분석에서는 교육수준의 절댓값이 활용되었는데, 고등교육 확대가 대학 학위의 상대적 가치 감소를 수반하므로, 이 점을 고려해야 할 필요가 있음을 지적하고 있다.

응답자 직업군 간 유출률표로 이동성을 분석하거나, 대수선형모형(log linear model)으로 승산비를 비교 분석한 결과이다. 이와 달리 최은영 · 홍장표(2014)는 유출률표로 상대적 이동 가능성을 분석한 다음, 자녀의 직업을 종속변수로 한 회귀분석으로 OED 관계를 분석하였다. 「한국노동패널」의 1차, 13차(2010) 자료를 활용, 1차의 부모 직업과 13차의 자녀 직업을 비교하였다. 직업군을 1) 관리자 · (준)전문가, 2) 사무 · 기능 · 기계장치조작, 3) 서비스 · 판매 · 농림어업 · 단순노무직의 세 가지로 구분하였다. 회귀분석 결과 자녀의 교육수준은 직업 결정에 유의한 영향을 미치고(E→D), 자녀의 교육수준에 부모의 직업과 소득 역시 유의한 영향을 미치며(O→E), 부모의 직업도 자녀의 직업에 유의한 영향을 미치는 것(O→D)으로 나타났다. 이에 따르면 한국의 사회이동성은 감소하고 있다.

여유진(2019)은 전통적인 유출률표, 승산비 분석과 함께 아들의 근로소득을 종속변수로 한 회귀분석을 수행하여 자녀의 사회경제적 지위에 부모의 사회경제적 지위와 자녀 교육에 대한 투자가 미치는 영향을 분석하였다. 「사회이동과 사회통합 실태조사(2015)」 자료의 25세 이상 직업 있는 남성을 1940~59년생(산업화 세대), 1960~74년생(민주화 세대), 1975~95년생(정보화 세대)으로 구분, 세대별 직업이동성 변화와 직업이동에 다른 요인이 미치는 영향을 검토하였다. GEP 분류 대신, 관리 · 전문직, 사무직, 서비스 · 판매직, 숙련기능직, 단순노무직의 분류 방식을 채택하였다.[15] 분석 결과를 살펴보면, 유출률표 분석 결과 민주화 세대와 정보화 세대는 아버지가 관리 · 전문직인 경우 아들도 관리 · 전문직인 비율이 높아졌으며, 직업 지위 상층과 하층에서의 고착화 경향이 강해졌다. 이는 부의 대물림의 근거가 될 수 있지만, 절대적 이동을 제외한 승산비 분석에서는 뚜렷한 경향성을 찾기 어려웠다. 이 점에서 직업이동은 특별한 경향이 없으나, 자녀의 근로소득을 종속변수로 한 회귀분석에서는 민주화 세대에 비해 정보화 세대에서 본인 교육수준의 영향력은 낮고, 아버지의 교육수준과 부모의 계층이 유의한 영향을 미치는 것으로 분석하였다.

현재까지의 논의를 정리하면, 다른 주요 국가에 비해 한국의 절대적 이동

15) GEP를 채택한 기존의 연구와 비교하면 농민이 제외되고 사무직을 서비스 · 판매직과 분리하였는데, 이는 경제의 서비스화를 반영한 것이다.

비율이 높다는 점에는 대부분의 연구가 유사한 결과를 보여주며, 주요한 원인이 산업화와, 최근에는 탈산업화라는 점도 비슷하다. 다만 상대적 이동에 대해서는 연구마다 상이한 결론을 내린다. 최은영 · 홍장표(2014)의 연구가 예외적으로 이동성 감소를 추측할 수 있을 뿐, 대부분의 다른 연구에서는 사회이동성의 정체 내지 증가라는 결론에 가깝다. 차종천(2002)의 연구가 1, 2차 조사(1990, 1995)에 비해 3차(2000) 조사에서 이동성 감소 경향을 포착하긴 하였으나 최근과는 시점의 차이가 크고, 계봉오 · 황선재(2016)의 연구에서 최근 세대(1976~86년생)의 사회이동 가능성이 이전 세대보다 정체 내지 감소 경향을 보인다고 분석하긴 하였으나 이 역시 지속적인 경향인지, 아니면 일시적인 현상인지 단정하기 어렵다. 오히려 Chung and Park(2019), 박현준 · 정인관(2021) 등의 연구는 한국 사회의 이동성이 이전 세대보다 증가했으며, 교육기회의 확대가 이러한 이동성 증가에 기여한 것으로 해석하였다. 여유진(2019)의 연구도, 비록 소득에 대해서는 이동성이 낮아진 것으로 보이지만 적어도 직업이동에 있어서는 과거 세대와 구별되는 특별한 경향이 있다고 보기 어렵다는 결론을 내리고 있다.

3. 주요 연구 질문

국제적 논의와 국내의 실증연구를 비교하면, 대체로 국내 실증연구는 직업이동에 있어 부모 직업이 자녀 교육에 미치는 영향과, 자녀 교육이 직업에 미치는 영향을 상대적으로 적게 고려하고 있다. 일부의 연구를 제외하면 유출률표와 승산비 분석으로 부모-직업 간 직업이동 비율을 계산하였는데, 이로 인해 부모의 직업이 자녀의 교육과, 자녀 교육이 자녀 직업에 미치는 영향은 고려되지 못하였다.

유출률표 분석은 교육수준과 직업 등 서열변수를 활용한 분석에 용이하며(여유진, 2019), 단순하고 명확하게 직업이동을 확인할 수 있기에 전통적인 직업이동성 분석에서 가장 일반적으로 활용된다. 그러나 부모 직업과 자녀 직업 간의 관계에 영향을 미치는 변수, 대표적으로 부모의 자녀 교육에 대한 투자나 가구의 소득수준 등 주요한 변수를 통제할 수 없는 한계가 있다. 또한 유출률표 분석과 함께 가장 많이 활용되는 대수선형모델은 직관적

해석이 어렵다. 이 점에서 패널자료를 활용한 회귀분석은 다른 변수를 통제하여 직관적 해석이 가능하기에 직업이동 분석에 장점이 있다. 다만 아직까지는 국내 조사자료가 대체로 시계열이 짧아 코호트 간 비교가 어렵고, 사례 수가 충분하지 않다. 기존 실증연구도 대체로는 별도의 조사를 통해 자료를 수집하거나, 정기 조사자료의 일부 시점을 활용하여 분석하였다. 또한 직업군을 종속변수로 하는 회귀분석을 시행할 경우, 직업군 간 위계를 척도화하는 것에 대해 이견이 있을 수 있다. 일반적인 회귀분석이 아닌 다항로짓분석(multinomial logistic)을 적용한다면 직업군 간 위계를 어떻게 설정할 것인지에 대한 문제는 해결되겠지만, 해석이 번거롭다.

한편으로 한국의 사회이동성이 증가하였다는 결론을 내린 연구는 공통적으로 왜 사회이동성이 증가하였음에도, 수저계급론과 같이 사회이동성 저하를 우려하는 사회적 담론이 설득력을 얻는지에 대해 고민하고 있다. 이에 대한 일반적인 설명은 개인이 사회현상을 인지하는 과정에서 전체적인 경향을 파악하기 어렵고, 자신이나 주변의 경험, 대중매체를 통해 알려진 사례를 통해 이를 인식하기 때문이라는 것이지만(계봉오 · 황선재, 2016; 박현준 · 정인관, 2021), 한편으로는 측정의 문제로 직업을 보다 세분화하여 살펴볼 필요성 역시 있으며, 직업만으로는 개인의 실질적인 삶의 조건을 포착하기 어렵기 때문이라는 설명도 있다. 동일 직업 내에서도 사회적 지위와 소득은 차이가 있는데, 이를 직업 계층이라는 하나의 범주로 묶어냄으로써 이러한 정보가 사상되기 때문에 사람들이 체감하는 계층화와 이동성이 직업이동 분석만으로 드러나기는 어렵다는 것이다. 이 점에서 Sakamoto and Wang (2020)은 직업이동 분석을 통한 사회이동성 연구가 퇴조하고 소득이동 가능성에 주목하는 연구가 등장한 것으로 보고 있다. 다만 소득이동성과 직업이동 간의 분석 결과는 크게 다르지 않다는 주장 역시 있고(Yaish and Kraus, 2020), 소득정보를 다년간 얻기 어려울 때 직업정보를 얻는 것이 상대적으로 용이하기에, 사회이동을 이해함에 있어 소득과 직업은 보완적인 역할로 결론에 도움이 될 수 있다(박현준 · 정인관, 2021).

현재까지의 논의를 정리하여, 이 연구에서는 기존 연구의 결과를 토대로 추가적으로 세 가지 정도의 사항을 고려하고자 한다. 첫째, 세대간 직업이동에 있어 교육의 영향을 체계적으로 고려하고자 하며 부모 직업이 자녀 교육

에 미치는 영향과, 자녀 교육이 직업에 미치는 영향을 분석한다. 둘째, 이 점에서 전통적인 유출률표 분석 및 승산비 분석에 더해, 교육수준을 통제할 수 있는 회귀분석을 수행한다. 이를 위해 직업군 상층부에 해당하는 관리·전문직에 초점을 맞추어 분석한다. 이 연구에서 분석의 편의 외에도 관리·전문직에 초점을 맞추는 다른 이유는 계층이동에 대한 개인의 사회적 인식을 결정하는 데 주요한 것은 전반적인 이동 양상이나 직업군 하층부의 이동보다 직업군 상층부의 이동이 주요하다고 판단하였기 때문이다.[16] 셋째, 직업과 소득 간의 관계를 살펴보기 위해, 관리·전문직으로의 진입이 소득에 미치는 영향을 분석한다. 이상의 사항을 한국의 세대간 비교를 통해 차이와 경향이 있는지 검토한다.

이에 본 장의 주요 연구 질문은 다음과 같다:

1) 세대간 직업이동의 경향은 최근 세대로 올수록 어떻게 달라졌는가?
2) 부모의 직업이 자녀의 교육수준과 자녀의 직업에 미치는 영향은 어떻게 달라졌는가?
3) 특히 직업군 상층부에 진입하는 데 교육수준과 부모의 직업은 어떠한 영향을 미치며, 어떻게 달라졌는가?
4) 직업군의 상층부에 진입하는 것은 소득에 어떠한 영향을 미치며, 세대에 따라 어떻게 다른가?

제3절 연구 자료와 방법

1. 연구 자료와 변수

본 장에서는 직업이동을 분석하기 위해 「한국노동패널조사」 자료를 활용

16) 이는 마치 불평등 연구에서 전반적인 지니계수(Gini Coefficient)는 큰 변화가 없지만, 소득의 상위 집중도(top ratio) 증가에 따라 사람들이 불평등이 심화되고 있다고 인식하는 현상과 유사하다.

한다. 세대에 걸친 직업이동을 분석하려면 비교적 긴 시계열에 걸쳐 조사된 자료가 필수적이다. 다만 세대간 이동 연구의 전통이 오래된 주요 국가에 비해 한국의 조사자료는 대체로 아직까지는 충분한 시계열을 확보하지 못하고 있다. 그럼에도 「한국노동패널조사」는 국내의 사회·경제 조사 중 가장 긴 시계열을 확보하고 있기 때문에, 본 장의 분석을 수행함에 적합하다.

본 연구는 노동패널의 1~26차 자료 중 1950~80년대생에 한정하여 직업이동을 분석한다. 기존 연구에서도 일부 예외는 있지만(예 : 최은영·홍장표, 2014), 대체로 분석 대상은 남성으로 한정하였는데 이는 결혼 후 여성이 육아나 가사를 위해 노동시장에서 이탈함에 따라 경제활동참가율이 남성보다 낮고, 전업주부가 됨에 따라 직업이 없는 경우가 많기 때문이다. 최근에는 노동시장 환경과 가구의 소득구조가 변화하면서 맞벌이 가정이 증가하고 있고, 이에 여성의 경제활동 역시 높아지는 추세이지만 기혼여성의 경력단절 비율은 여전히 서구와 비교할 때 높다. 이에 우선 본 연구에서도 대부분의 기존 연구와 같이 남성을 분석 대상으로 한정하였다.[17)]

분석 대상은 1950년생부터 1989년생까지인데, 사회이동의 세대간 추이를 비교하기 위해 본 연구는 이를 10년 단위로 구분하였다. 세대 구분은 기존 국내 연구에서도 사회이동의 세대간 추세를 보기 위해 적용되었는데, 구체적인 구분은 연구마다 다르다. 제2절에서 간략히 소개하였지만 Chung and Park(2019)은 1950~54년생부터 1980~84년생까지 5세 단위로 7개 코호트를 구분하였으며, 계봉오·황선재(2016)는 1943~55년생 이후 1976~86년생까지 약 10세 단위로 4개 코호트를 구분하였다. 박현준·정인관(2021)은 노동패널의 제1차 및 제21차(2018년) 자료를 활용하면서 1949~68년생, 1969~88년생 두 시기로 구분하였다. 그 외에도 여러 구분이 있지만 본 연구의 구분은 다른 장과 동일하게 1950년대생부터 1980년대생까지 10년 단위

17) 2020년 기준 기혼여성의 경제활동참가율은 51.9%로 기혼남성(79.7%)보다 27.8%p 낮다(한국여성정책연구원, 「혼인상태별 경제활동인구」 통계). 국제적으로도 한국 기혼 남녀의 고용률 격차는 27% 정도로 추산되는데, OECD의 주요 국가 중에는 이탈리아와 한국 정도만이 이 정도의 격차를 보인다(OECD Employment Database). 세대간 직업이동에 있어 여성을 분석하지 않는 것은 분명 큰 한계이지만, 취업여성을 분석에 포함함으로써 발생할 수 있는 선택편의(selection bias)를 방지하고자 본 연구에서는 남성으로 분석 대상을 한정한다. 여성을 포함한 분석과 비교는 차후에 이루어져야 할 과제이다.

로 구분하여 일관성을 유지하였다. 직업이동 분석이 애초에 학생과 무직자는 제외하므로 직업이 없는 경우는 분석에 포함되지 않는다.

구체적인 변수 정의는 〈표 4-1〉과 같다. 연구의 주요한 관심인 직업군은 응답자의 직업과 이들이 14세 당시 아버지의 직업을 한국표준직업분류(5차) 소분류 수준에서 재분류하였다.[18] 직업군 분류는 직업이동 연구의 일반적 기준인 골드소로프-에릭슨의 분류(GEP)를 참조하되, 일부 수정하였다. GEP 분류는 직업군을 전문직 · 관리직의 서비스 계급, 사무직 · 판매 · 서비스직의 비육체 노동자, 자영업자, 농민, 숙련노동자, 비숙련노동자의 여섯 가지로 구분한다(Erikson and Goldthorope, 1992). 국내 연구도 일부 예외적인 경우를 제외하면(신광영, 1994) 대체로 이러한 구분을 따르되, 간소화하여 상중하의 세 가지로 구분하기도 한다(차종천, 2002; 최은영 · 홍장표, 2014; 박현준 · 정인관, 2021). 구분을 간소화하면 보다 직관적이고 이해가 용이하다. 다만 직업이동의 구체적 양상을 파악하는 데는 어려움이 있다. 이에 본 연구는 기존의 분류체계를 따르되, 사무직과 판매 · 서비스직을 분리하였다. 이는 탈산업화로 인해 사무직과 판매, 서비스직이 대거 증가했기 때문이다.[19] 특히 사무직과 판매 · 서비스직의 구분은 서구국가보다 한국에서 직업이동을 분석할 때 더 이점이 많다고 판단된다. 산업구조 변화에도 불구하고 1950년대생과 1950년대생의 부모는 농민 비중이 적지 않기 때문에 농민은 제외하지 않고 분석에 포함하였다. 한편, 자영업은 종사상 지위이므로 직업군 변수와는 다소 차이가 있다. 그러나 한국의 자영업자 비율이 적지 않고, 기존의 GEP 분류에서도 자영업을 하나의 범주로 구분하는 점, 자영업자와 임금노동자는 사회문화적 가치관뿐만 아니라 자녀 교육에 대한 인식에서도 차이를 보일 것이라는 점에서 별도 범주로 설정하되, 피고용인을 두지 않은 1인 자영업자만을 자영업자로 했다. 농민 자영업자는 농민으로 구분하였다.

---

18) 응답자 직업은 1950, 1960년대생은 45세 무렵의 직업을, 1970, 1980년대생은 40세 무렵을 기준으로 한다. 이는 연구의 관심이 직업군 상층부인 전문 · 관리직으로, 이들의 진입 연령을 고려해야 하기 때문이다. 다만 이로 인해 1980년대생은 상대적으로 적은 수가 분석될 수밖에 없다.

19) 사무직과 판매 · 서비스직을 합쳐 비육체 노동자로도 분석했으나, 전반적인 함의에 큰 차이가 없다고 판단, 사무직과 판매 · 서비스직을 구분한 결과를 소개한다.

〈표 4-1〉 분석 대상과 변수의 정의

변수명	정 의	구 분	비 고
분석 대상	1950, 1960, 1970, 80년대생 남성	1=1950년대생 2=1960년대생 3=1970년대생 4=1980년대생	
부모 직업	응답자 14세 당시 아버지 직업군	1=관리 · 전문직 2=사무직	
자녀 직업	응답자 직업군	3=판매 · 서비스 4=숙련기능 5=비숙련 6=1인 자영업 7=농민	1950, 1960년 대생 : 45세 직업 1970, 1980년 대생 : 40세 직업
자녀 관리 · 전문직	응답자 직업이 관리 · 전문직인 경우	1=관리 · 전문직 0=그 외	
부모 관리 · 전문직	부모 직업이 관리 · 전문직인 경우	1=관리 · 전문직 0=그 외	
부모 비숙련직	부모 직업이 비숙련직인 경우	1=비숙련직 0=그 외	
자녀 교육수준	응답자 정규교육 연수	연속형	최종 학교급 (p0110), 이수 상태(p0111)
성장 지역	응답자 14세 당시 거주지역	1=서울 2=인천 · 경기 3=비수도권 광역 4=비수도권 시군구	
시간당 임금 (로그)	응답자 시간당 임금		패널자료
연령 및 연령 제곱	응답자 연령	연속형	패널자료
현재 거주지	응답자 현재 거주지역	1=서울 2=인천 · 경기 3=비수도권 광역 4=비수도권 시군구	패널자료
상용직 여부	응답자 상용직 여부	1=상용직 0=비상용직	패널자료

자료 : 저자 작성.

일반적인 직업이동 분석은 직업군 범주 간 유출률표와 승산비를 계산하여 전반적인 사회이동 추이를 살펴본다. 다만 각 범주 간 서열이나 순위를 상정하지 않기 때문에 사회이동성의 감소 · 증가를 판단할 때 직관적 이해가 어렵다. 이에 본 연구는 본인과 부모가 관리 · 전문직인 경우와 그렇지 않

은 경우로 이분화하여 자녀의 관리 · 전문직 진입에 부모 직업과 자녀의 교육수준이 미치는 영향을 분석한다. 또한 부모가 관리 · 전문직인 것과 반대로, 비숙련직일 때 자녀의 관리 · 전문 가능성 역시 분석한다. 교육연수는 노동패널의 최종 학교급(p0110)과 이수 상태(p0111)를 통해 정의하였다. 기존 연구에서 교육수준을 다루는 경우 대학 졸업이나 고교 졸업 여부의 더미변수를 활용하거나, 크게 세 수준의 범주형 변수로 다루는 경우가 적지 않은데, 본 연구는 교육연수의 차이에 대한 정보를 보다 세밀하게 활용하고자 교육수준을 정규교육 연수로 변환하였다. 다만 한국은 중퇴 비율이 미국이나 주요 국가보다 높지 않고 학년 단위의 차이가 크지 않을 것이라 판단, 학년에 따라 세분화하지 않고 최종 학력을 기준으로 한다. 예를 들어 4년제 대학 졸업자의 정규교육 연수는 16년, 전문대학 졸업자는 14년이지만 대학을 중퇴한 경우 모두 고교 졸업과 동일하게 12년으로 정의하였다.

본 연구에서 추가로 고려하는 변수는 지역이다. 한국의 사회이동에 관한 또 다른 우려 중 하나는 최근 들어 지역 간 격차가 심화되고 있다는 것이다. 특히 일자리와 교육 인프라의 수도권 집중은 직업이전에 있어 지역을 매개로 한 차별적 효과가 발생할 수 있음을 시사한다, 고임금, 사무직 일자리가 수도권으로 집중되는 현상은 이러한 우려가 단순히 기우에 그치지 않을 것임을 보여준다(이와 관련하여서는 정준호(2023) 등을 참조). 따라서 지역의 영향을 추가적인 통제변수로 포함한다. 이는 응답자의 14세 당시의 거주지역을 변수로 활용하였다. 서울을 기준으로 비서울 수도권(경기, 인천), 비수도권 광역시, 비수도권 시군구를 구분하여 분석에 포함하였다. 마지막으로 자녀의 시간당 임금(로그)과 상용직 여부, 현재 거주지는 자녀의 관리 · 전문직 여부가 임금에 미치는 영향을 분석하기 위한 변수이다.

2. 분석 방법

본 연구의 분석은 크게 세 가지로 구분된다. 첫 번째는 통상적인 직업이동 연구와 마찬가지로 부모-자녀 직업 간의 절대적 이동과 상대적 이동을 분석한다. 이를 위해 부모-자녀 직업 간 유출표를 분석하며, 교차분석으로 직업이동이 가장 활발하게 일어나는 지점을 세대별로 살펴본다. 다만 이는

산업구조와 사회적 변화를 고려하지 않은 절대적 이동이다. 이에 자녀의 각 직업군에 대해 부모 직업이 미치는 영향의 승산비(odds ratio)를 비교한다.

분석의 두 번째 부분은 직업군 상층부에 초점을 두어 부모의 전문직, 비숙련직 여부와 자녀 교육수준, 자녀의 전문직 여부 간의 관계를 분석한다. 먼저 자녀의 교육수준에 부모의 전문직, 비숙련직 여부가 미치는 영향을 세대별로 나누어 경로분석으로 살펴본다. 경로분석은 변수들 간의 인과관계를 모형화하고, 특히 매개된 변수를 통한 인과경로를 밝히는 데 유용하다. 경로분석을 통해 예측변수가 매개변수에 미치는 영향, 매개변수가 결과변수에 미치는 영향, 예측변수가 매개변수를 거쳐 결과변수에 미치는 영향 등을 살펴볼 수 있어 특히 매개변수에 대한 분석에 적합하다. 이는 앞서 OED 삼각형과 같이, 부모 직업이 자녀 직업에 미치는 총효과 중 부모 직업이 교육에 미치는 영향, 즉 $\overline{OE}$(a의 영향)를 고려하기 위함이다. 이어서, 자녀의 전문직 여부에 교육연수가 미치는 영향($\overline{ED}$, b의 영향)을 분석하고, 이를 통해 자녀의 관리 · 전문직 여부에 부모의 직업(관리 · 전문직과 비숙련직)과 자녀의 교육연수가 미치는 종합적인 인과경로와, 이러한 인과경로의 세대 간 차이를 파악한다. 경로 분석에서는 성장지 변수 역시 모형에 포함하여 세대별 지역 간 격차가 교육수준과 직업에 미치는 영향 역시 분석한다.

마지막으로 자녀의 전문직 여부가 소득에 미치는 영향을 패널회귀분석으로 추정한다. 앞부분의 분석에 활용된 노동패널 신규 응답자의 패널자료를 활용, 응답자의 시간당 임금(로그)을 종속변수로 전문 · 관리직 여부가 임금에 미치는 영향을 분석한다. 세 번째 분석은 패널자료이므로 패널 개체의 특성을 고려하여야 하기 때문에, 고정효과(fixed effect) 모형으로 추정한다. 그런데 14세 당시의 성장지는 변하지 않는 개체의 특성이다. 이에 패널분석에서 14세 성장지 변수는 제외하였다. 모형에는 연도별 더미를 포함하고, 개체별 군집 로버스트 오차(cluster robust std.err)를 적용하였다.

제4절 한국의 세대간 직업이동

1. 세대별 절대적 · 상대적 사회이동

〈표 4-2〉는 세대별 주요 변수의 특성을 보여준다. 1970년대생 관측값이 1,436개로 가장 많고, 1960년대생 1,136개, 1980년대생 770개, 1950년대생 697개 순이다. 노동패널은 1998년 제1차 조사 이후 제12차(2009년), 제21차(2018년)에 표본이 추가되었으며 1989년생은 1980년대생이지만 연령 때문에 제외하였으므로, 표본이 추가된 시점과 주요 연령대를 고려하면 크게 이상하지 않은 수치이다.

〈표 4-2〉 분석 대상의 세대별 특성

		전 체	1950년대생	1960년대생	1970년대생	1980년대생
사례 수		4,039	697	1,136	1,436	770
교육연수	M	13.5	11.4	13.1	14.3	14.6
	SD	(2.9)	(3.4)	(2.9)	(2.3)	(2.2)
14세 당시 거주지역	서울	19.3	14.9	16.0	22.5	21.9
	인천 · 경기	14.3	12.4	12.5	14.4	18.7
	비수도권 광역	19.1	13.5	14.9	22.4	24.0
	비수도권 시도	47.4	59.2	56.7	40.6	35.4
직업군	관리 · 전문직	15.4	12.2	12.0	16.3	21.8
	사무직	16.6	10.3	13.8	20.6	19.1
	판매 · 서비스직	8.9	7.8	8.2	10.8	7.7
	숙련기능직	35.7	37.0	36.5	33.8	36.8
	비숙련	6.7	7.2	7.3	6.4	5.7
	자영업	14.5.	21.5	19.1	11.0	7.9
	농민	2.2	4.0	3.1	1.1	1.0
아버지 직업군 (14세)	관리 · 전문직	12.8	12.5	11.1	12.1	16.6
	사무직	8.2	6.5	6.1	9.1	11.0
	판매 · 서비스직	5.0	3.2	3.0	6.7	6.2
	숙련기능직	15.9	7.0	9.6	20.5	24.3
	비숙련	5.8	4.0	6.0	7.2	4.7
	자영업	16.8	11.9	12.9	19.7	21.6
	농민	35.7	55.0	51.3	24.7	15.6

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

세대별 정규교육 연수는 최근으로 올수록 증가하는데, 1950년대생의 평균 정규교육 연수가 11.4년인 반면, 1960년대생은 13.1년, 1970년대생은 14.3년, 1980년대생 14.6년으로, 적지 않은 수가 전문대 졸업 이상에 해당한다. 14세 당시 거주지역 변화 역시 세대별 차이를 보이는데, 1980년대생의 서울 비율이 1970년대생보다 근소하게 감소한 점을 제외하면, 지속적으로 수도권과 비수도권 광역시 비중은 증가한 반면, 비수도권 시도 비중은 감소하였다. 1950년대생 중 성장기를 비수도권 시도에서 보낸 비율은 59.2%에 달하지만, 1980년대생은 35.4%에 그쳐 지속적으로 수도권과 광역시로 인구가 유입되었음을 알 수 있다.

관심변수인 자녀와 부모의 직업군을 살펴보자. 최근 세대로 올수록 관리·전문직과 사무직 비중이 증가하고, 자영업과 농민 비중이 현저하게 감소하였다. 특히 1970, 80년대생 관리·전문직 비중과 사무직 비중은 각각 16.3%와 20.6%, 21.8%와 19.1%로, 두 직군이 전체의 36~40% 정도를 차지한다. 반면 1950, 60년대생의 두 직군 비중은 30%를 넘지 못한다. 이는 앞서도 살펴보았지만, 산업구조 변화로 직업군의 상승이동 기회가 지속적으로 확대되었기 때문이다. 판매·서비스직은 세대별 7.8%, 8.2%, 10.8%, 7.7%로 큰 변화를 보이지 않는다. 자영업은 최근 세대로 올수록 감소하지만, 1980년대생의 자영업 비중은 7.9%로 이전 세대에 비해 크게 적다.

직업 분포의 전반적 변화는 아버지 세대도 크게 다르지 않다. 아버지의 직업군 역시 최근 세대로 올수록 관리·전문직과 사무직 비중은 증가하고, 농민 비중은 감소한다. 자녀 직업군과 다른 점은, 숙련기능직과 비숙련직, 자영업도 증가한 것인데, 시기적으로 1980년대생 부모가 1950년대생과 어느 정도 겹치지만 1980년대생 부모 직업군과, 1950년대생의 직업군 분포는 차이가 있다. 이는 세대간 직업이동이 상방으로도, 하방으로도 발생하기 때문이다. 정확한 비교를 위해서는 부모 직업과 자녀 직업을 직접 대조해야 한다.

이 점에서 〈표 4-3〉은 세대별 부모-자녀 직업 유출표로, 각 셀의 값은 부모-자녀 직업군 사례의 비율(%)이며, 괄호는 실제 빈도와 기대 빈도의 제곱을 기대 빈도로 나눈 값((O-E)2/E)이다. 교차검정 값($\chi 2$)은 해당 값의 합이므로, 따라서 괄호 안의 값은 교차검정에 대한 기여도이다. 각 세대별로 교차

〈표 4-3〉 부모-자녀세대별 직업 유출률표(교차검정 결과)[1)]

(단위 : %)

		부모직업군							빈도/평균(A)[2)]	평균-주대각(B)[3)]	Chi^2 (36) (pr)
		관리전문	사무	판매서비스	숙련기능	비숙련	자영업	농민			
1950년대생 자녀 직업군 (n=697)	관리전문	17.2 (1.8)	33.3*** (16.4)	9.1 (0.2)	16.3 (0.7)	21.4 (2.0)	18.1 (2.4)	6.27** (11.0)	85 (12.2)	5.0	72.91 (.00)
	사무	12.6 (0.4)	17.8 (2.5)	9.1 (0.0)	10.2 (0.0)	7.1 (0.3)	10.8 (0.0)	9.1 (0.5)	72 (10.3)	7.5	
	판매서비스	10.3 (0.8)	6.7 (0.1)	4.6 (0.3)	14.3 (2.7)	3.6 (0.7)	7.2 (0.0)	7.1 (0.2)	54 (7.8)	-3.2	
	숙련기능	27.6 (2.1)	26.7 (1.3)	36.4 (0.0)	36.7 (0.0)	35.7 (0.0)	30.1 (1.1)	42.0 (2.6)	258 (37.0)	-0.3	
	비숙련	9.2 (0.5)	2.2 (1.5)	0.0 (1.6)	8.2 (0.1)	7.1 (0.0)	9.6 (0.7)	7.1 (0.0)	50 (7.2)	0.0	
	자영업	18.4 (0.4)	13.3 (1.4)	40.9* (3.9)	14.3 (1.2)	25.0 (0.2)	22.9 (0.1)	22.5 (0.2)	150 (21.5)	1.4	
	농민	4.6 (0.1)	0.0 (1.8)	0.0 (0.9)	0.0 (2.0)	0.0 (1.1)	1.2 (1.6)	6.0 (3.8)	28 (4.0)	2.0	
	비이동 : 12.3% 상방이동 : 69.0% 하방이동 : 18.7%										
1960년대생 자녀 직업군 (n=1,136)	관리전문	25.4*** (18.9)	23.1* (7.1)	8.8 (0.3)	12.8 (0.1)	11.8 (0.0)	11.6 (0.0)	7.9 (8.1)	136 (12.0)	12.1	107.14 (.00)
	사무	16.7 (0.7)	24.6 (5.9)	23.5 (2.3)	12.8 (0.1)	14.7 (0.0)	13.6 (0.0)	11.5 (2.3)	157 (13.8)	15.8	
	판매서비스	7.1 (0.2)	10.1 (0.4)	8.8 (0.0)	11.9 (1.9)	8.8 (0.0)	12.9 (4.1)	6.2 (2.9)	93 (8.2)	0.6	
	숙련기능	26.2 (3.7)	24.6 (2.7)	17.7 (3.3)	42.2 (1.0)	39.7 (0.2)	31.3 (1.1)	41.2 (3.4)	415 (36.5)	5.7	
	비숙련	7.1 (0.0)	4.4 (0.8)	8.8 (0.1)	3.7 (2.0)	7.4 (0.0)	4.8 (1.3)	8.9 (2.1)	83 (7.3)	0.0	
	자영업	17.5 (0.2)	10.1 (2.9)	32.4 (3.1)	16.5 (0.4)	17.7 (0.1)	24.5 (2.2)	19.0 (0.0)	217 (19.1)	5.4	
	농민	0.0 (3.9)	2.9 (0.0)	0.0 (1.0)	0.0 (3.4)	0.0 (2.1)	1.4 (1.4)	5.3** (9.4)	35 (3.1)	5.8	
	비이동 : 15.0% 상방이동 : 68.6% 하방이동 : 16.4%										

〈표 4-3〉의 계속

		부모직업군							빈도/평균(A)[2]	평균-주대각(B)[3]	Chi^2 (36) (pr)
		관리전문	사무	판매서비스	숙련기능	비숙련	자영업	농민			
1970년 대생 자녀 직업군 (n=1,436)	관리전문	23.0* (4.7)	25.3** (6.6)	19.8 (0.7)	15.6 (0.1)	15.4 (0.0)	12.7 (2.2)	12.4 (3.3)	234 (16.3)	9.8	65.23 (.00)
	사무	22.4 (0.3)	18.5 (0.3)	22.9 (0.2)	22.4 (0.4)	22.1 (0.1)	19.4 (0.2)	18.9 (0.5)	296 (20.6)	-2.2	
	판매서비스	5.8 (4.1)	14.6 (1.8)	16.7 (3.0)	8.5 (1.5)	10.6 (0.0)	12.7 (1.0)	10.7 (0.0)	155 (10.8)	5.9	
	숙련기능	33.9 (0.0)	27.7 (1.4)	26.0 (1.7)	33.9 (0.0)	35.6 (0.1)	35.3 (0.2)	36.2 (0.6)	485 (33.8)	0.1	
	비숙련	5.2 (0.4)	7.7 (0.3)	8.3 (0.5)	7.5 (0.5)	6.7 (0.0)	5.3 (0.5)	5.9 (0.1)	92 (6.4)	0.3	
	자영업	9.8 (0.2)	6.2 (2.8)	6.3 (2.0)	11.2 (0.0)	8.7 (0.5)	14.1 (2.5)	12.7 (1.0)	158 (11.0)	3.1	
	농민	0.0 (1.9)	0.0 (1.4)	0.0 (1.1)	1.0 (0.0)	1.0 (0.0)	0.4 (1.5)	3.1*** (12.9)	16 (1.1)	1.2	
	비이동 : 16.6% 상방이동 : 61.5% 하방이동 : 21.9%										
1980년 대생 자녀 직업군 (n=770)	관리전문	22.7 (0.0)	25.9 (0.7)	31.3 (1.9)	19.3 (0.6)	22.2 (0.0)	24.7 (0.6)	14.2 (3.2)	168 (21.8)	5.0	57.23 (.03)
	사무	23.4 (1.3)	25.9 (2.1)	20.8 (0.1)	12.3* (4.5)	19.4 (0.0)	16.3 (0.7)	23.3 (1.1)	147 (19.1)	14.2	
	판매서비스	6.3 (0.3)	7.1 (0.0)	12.5 (1.4)	8.6 (0.2)	13.9 (1.7)	6.6 (0.2)	5.8 (0.5)	59 (7.7)	4.8	
	숙련기능	38.3 (0.1)	32.9 (0.3)	20.8 (3.3)	43.9 (2.6)	33.3 (0.1)	34.3 (0.3)	37.5 (0.0)	283 (36.8)	7.1	
	비숙련	5.5 (0.0)	4.7 (0.2)	6.3 (0.0)	7.5 (1.0)	5.6 (0.0)	4.8 (0.2)	5.0 (0.1)	44 (5.7)	-0.2	
	자영업	3.1 (3.7)	3.5 (2.0)	8.3 (0.0)	7.5 (0.0)	5.6 (0.3)	13.3** (5.9)	10.0 (0.7)	61 (7.9)	5.4	
	농민	0.8 (0.1)	0.0 (0.9)	0.0 (0.5)	1.1 (0.0)	0.0 (0.4)	0.0 (1.7)	4.2*** (12.0)	8 (1.0)	2.2	
	비이동 : 21.9% 상방이동 : 53.6% 하방이동 : 24.5%										

주 : 1) 각 셀의 괄호는 실제 빈도와 기대 빈도의 카이제곱을 기대 빈도로 나눈 값으로, 카이제곱 값에 대한 기여도임. ***는 기여도가 가장 큰 셀이며, **는 둘째, *는 셋째로 기여도가 큰 셀임,

2) 자녀세대 해당 직업군의 전체 평균값.

3) 자녀세대 해당 직업군 평균과 부모 직업이 같은 경우와의 차이. 즉, 비이동 정도를 의미.

4) 교차검정 결과이며 괄호는 유의확률.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

검정의 기여도가 가장 큰 경우는 ***로, 둘째로 큰 경우는 **로, 셋째는 *로 표시하였다. 또한 각 행의 빈도/평균(A)은 자녀세대 해당 직군의 사례 수 및 비율(괄호)로, 비율은 〈표 4-2〉의 세대별 직업군 분포와 같다. 주 대각선과 평균의 차이(B)는 주 대각선의 값에서 해당 직군 평균 비율(A)을 뺀 차이로, 비이동 비율이 높을수록 큰 값을 갖고, 비이동이 적으면 음수가 된다.

주 대각선 좌측은 부모 직업보다 자녀 직업 지위가 낮기에 하방이동, 주 대각선 우측은 반대로 부모 직업 지위보다 자녀 직업 지위가 높기 때문에 상방이동이다. 1950년대생의 판매 · 서비스, 숙련기능, 1970년대생의 사무직, 1980년대생의 비숙련직을 제외하면 대체로는 비이동 비율이 높기에 B는 양수 값을 보인다. 그런데 B값은 대체로 관리 · 전문직, 사무직이 높고, 그 외 직군은 차이가 작다. 이는 세대에 관계없이 직업의 상층부일수록 비이동 비율이 높다는 것을 보여준다. 관리 · 전문직과 사무직의 B값이 가장 큰 경우는 1960년대생이다. 1960년대생 관리 · 전문직과 사무직의 B값은 각각 12.1%, 15.8%로 1950년대생(5.0%, 7.5%)보다 크고, 1970년대생의 관리 · 전문직 B값(9.8%)은 1960년대생보다 낮다. 1980년대생은 관리 · 전문직의 B값이 5.0%로 1950년대생과 같다.

다음으로 세대별 교차검정에 대한 기여도를 살펴보자. 만약 부모 직업이 자녀 직업에 전혀 영향을 미치지 않고, 세대간 직업선택이 독립적이라면 자녀세대의 직업군은 부모 직업에 관계없이 고르게 분포해야 한다. 그러나 실제로는 그렇지 않기 때문에, 실제 빈도와 기대 빈도는 차이를 보인다. 이 점에서 교차검정 결과에 기여도가 큰 값일수록 부모의 관심이나 교육에 대한 투자 등, 자녀 직업에 다른 요인이 영향을 미쳤을 것으로 생각할 수 있다. 세대별 기여도를 보면, 어느 세대든 대체로 비이동의 기여도가 높은 점에서, 자녀의 직업선택에 부모의 직업이 미치는 영향이 적지 않음을 알 수 있다. 1950년대생은 부모-사무직, 자녀-관리 · 전문직인 경우가 가장 기여도가 크고, 부모-농민, 자녀-사무직, 부모-판매 · 서비스, 자녀-자영업 순이다.

1960년대생은 부모와 자녀가 모두 관리 · 전문직인 경우가 가장 높고 부모와 자녀 모두 농민인 경우가 둘째로 높다. 이는 1960년대생 농민 비율이 3.1%이고, 부모 직업은 농민이 아니지만 자녀 직업은 농민인 경우가 0.0~2.9%로 매우 적지만, 부모와 자녀가 농민인 경우는 5.3%로 다른 범주에

비해 상대적으로 값이 크기 때문이다.

1970년대생은 부모와 자녀가 모두 농민인 경우의 기여도가 가장 높고, 반대로 부모-사무직, 자녀-관리・전문직인 경우가 둘째로 높다. 부모와 자녀 모두 관리・전문직인 비이동의 경우가 셋째로 기여도가 높다. 1980년대생은 부모와 자녀 모두 농민인 경우가 가장 큰 영향을 미치고, 이어서 부모와 자녀 모두 자영업, 셋째는 부모-숙련기능직, 자녀-사무직인 경우가 큰 영향을 미친다.

이러한 점만 보면 직업군 상층부에서의 비이동 비율은 1960년, 1970년대생이 1950년, 1980년대생보다 높다고 볼 수 있다. 그런데 전반적인 양상에는 차이가 있다. 각 세대별 가장 마지막 행은 세대 내의 전체 비이동, 상방이동, 하방이동을 보여준다. 세대별 전반적인 양상을 보면 최근 세대로 올수록 비이동과 하방이동 비율이 증가하고 상방이동 비율은 점차 낮아졌다. 1950년대생의 비이동 비율은 12.3%, 상방이동은 69.0%지만 1960년대생은 비이동이 15.0%, 상방이동이 68.6%로 비이동은 2.7%p 높아지고 상방이동은 0.4%p 낮아졌다. 1970년대생은 비이동이 16.6%, 상방이동이 61.5%로 비이동은 이전 세대보다 1.6%p 증가하고 상방이동은 7.1%p 낮아졌다. 1980년대생은 이전 세대에 비해 비이동은 5.3%p 높아지고 상방이동은 7.9%p 낮다. 이는 비록 직업군 상층부의 비이동 비율은 1960, 1970년대생이 높지만, 전반적인 비이동 비율은 높아지고 상방이동 비율은 낮아짐으로써 최근 세대일수록 직업을 통한 신분 상승 가능성이 낮아졌음을 시사한다.

어떠한 세대든 비이동 비율이 높으면서, 직업 위계의 최상층인 관리・전문직과 사무직, 최하층인 농민을 중심으로 기대 빈도에서 벗어나는 자녀의 직업 분포가 다른 직군보다 높다. 이는 기존 연구의 지적과 같이, 한국에서도 세대를 막론하고 직업의 상층부와 하층부에서 비이동 경향이 더 강하다는 것을 시사한다(여유진, 2019; 차종천, 2002). 수평이동의 상대적인 차이(B값)는 부모가 관리・전문직이거나 사무직일 때 크며, 직업 분포의 실제 빈도가 기대 빈도를 벗어나는 정도는 직업의 상층부와 하층부에서 더 크다. 다만 이러한 차이는 부모-자녀 직업 간 단순한 대조표로, 산업구조나 경제의 변화는 고려되지 않은 결과이다.

상대적 이동을 고려하고자 〈표 4-4〉는 부모-자녀 직업 간 승산비 계산 결

〈표 4-4〉 부모와 자녀 직업 간 상대적 이동(승산비)

자녀 직업 (base=비숙련)	부모직업 (base=비숙련)	1950년대생		1960년대생		1970년대생		1980년대생	
		Odds ratio	p-value	Odds ratio	p-value	Odds ratio	p-value	Odds ratio	p-value
관리 전문	관리전문	1.87	(.15)	3.56**	(.00)	4.44**	(.00)	4.14**	(.00)
	사무	15.00**	(.01)	5.33**	(.01)	3.30**	(.00)	5.50**	(.00)
	판매서비스	8.46	(.99)	1.00	(1.00)	2.37*	(.04)	5.00*	(.01)
	숙련	2.00	(.26)	3.50*	(.03)	2.09**	(.00)	2.57**	(.00)
	자영업	1.87	(.15)	2.43	(.05)	2.40**	(.00)	5.13**	(.00)
	농민	0.89	(.68)	0.88	(.55)	2.10*	(.01)	2.83*	(.03)
사무	관리전문	1.37	(.49)	2.33*	(.03)	4.33**	(.00)	4.29**	(.00)
	사무	8.00	(.05)	5.67*	(.01)	2.40*	(.02)	5.50**	(.00)
	판매서비스	8.46	(.99)	2.67	(.15)	2.75*	(.01)	3.33	(.07)
	숙련	1.25	(.74)	3.50*	(.03)	3.00**	(.00)	1.64	(.14)
	자영업	1.12	(.81)	2.86*	(.02)	3.67**	(.00)	3.38**	(.00)
	농민	1.30	(.31)	1.29	(.17)	3.19**	(.00)	4.67**	(.00)
판매 서비스	관리전문	1.12	(.81)	1.00	(1.00)	1.11	(.82)	1.14	(.80)
	사무	3.00	(.34)	2.33	(.22)	1.90	(.10)	1.50	(.53)
	판매서비스	4.23	(.99)	1.00	(1.00)	2.00	(.11)	2.00	(.33)
	숙련	1.75	(.37)	3.25*	(.04)	1.14	(.66)	1.14	(.72)
	자영업	0.75	(.59)	2.71*	(.02)	2.40**	(.00)	1.38	(.49)
	농민	1.00	(1.00)	0.69	(.09)	1.81*	(.03)	1.17	(.78)
숙련	관리전문	3.00*	(.01)	3.67**	(.00)	6.56**	(.00)	7.00**	(.00)
	사무	12.00*	(.02)	5.67*	(.01)	3.60**	(.00)	7.00**	(.00)
	판매서비스	3.38	(.99)	2.00	(.33)	3.13*	(.01)	3.33	(.07)
	숙련	4.50*	(.01)	11.50**	(.00)	4.55**	(.00)	5.86**	(.00)
	자영업	3.13*	(.01)	6.57**	(.00)	6.67**	(.00)	7.13**	(.00)
	농민	5.96**	(.00)	4.62**	(.00)	6.10**	(.00)	7.50**	(.00)
자영업	관리전문	2.00	(.11)	2.44*	(.02)	1.89	(.12)	0.57	(.37)
	사무	6.00	(.10)	2.33	(.22)	0.80	(.64)	0.75	(.71)
	판매서비스	3.81	(.99)	3.67	(.05)	0.75	(.59)	1.33	(.71)
	숙련	1.75	(.37)	4.50*	(.01)	1.50	(.14)	1.00	(1.00)
	자영업	2.38*	(.04)	5.14**	(.00)	2.67**	(.00)	2.75*	(.01)
	농민	3.19**	(.00)	2.13**	(.00)	2.14**	(.00)	2.00	(.17)
농민	관리전문	0.50	(.26)	0.00	(.99)	0.00	(.98)	0.14	(.07)
	사무	0.00	(.99)	0.67	(.66)	0.00	(.98)	0.00	(.98)
	판매서비스	1.00	(1.00)	0.00	(.99)	0.00	(.98)	0.00	(.99)
	숙련	0.00	(.99)	0.00	(.99)	0.14**	(.00)	0.14**	(.01)
	자영업	0.12	(.05)	0.29	(.12)	0.07*	(.01)	0.00	(.98)
	농민	0.85	(.57)	0.60*	(.02)	0.52	(.08)	0.83	(.76)
obs		697		1,136		1,436		770	
chi^2		317.97		472.30		447.50		337.12	

주 : 괄호는 p-value. ** p<0.01, * p<0.05.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

과이다. 직업군 기준 범주는 비숙련직으로 각 승산비는 부모와 자녀가 모두 비숙련직인 경우 보다 상대적으로 해당 범주의 가능성이 얼마나 더 높은지 보여준다. 예를 들어 50년대생 부모가 비숙련직이고, 자녀도 비숙련직인 대신 자녀가 관리 · 전문직일 승산 대비 부모와 자녀 모두 관리 · 전문직일 승산비는 1.87배 높다. 부모가 비숙련직일 때에 비해 관리 · 전문직이면 자녀도 관리 · 전문직일 가능성이 그만큼 높다. 다만 해당 승산비는 유의하진 않다.

부모-비숙련직이고 자녀-비숙련직인 대신 자녀가 사무직일 승산 대비 부모가 사무직, 자녀는 관리 · 전문직일 때의 승산은 15.00으로 높고 유의하다. 직업군 상층부인 관리 · 전문직에 초점을 두면, 최근 세대로 올수록 비숙련직에 비해 다른 직업군의 승산비가 높고 유의해진다. 예를 들어 1950년대생은 부모 직업군이 판매 · 서비스직~농민에 속할 때 비숙련직 부모보다 승산비가 높긴 하지만 대체로 유의하지 않다. 1960년대생도 숙련직 부모의 승산비가 3.5인 것을 제외하면 판매 · 서비스직~농민까지의 승산비는 비숙련직 부모와 비교해 유의한 차이를 보이지 않는다. 반면 1970, 1980년대생은 비숙련직 부모에 비해 부모가 다른 직업일 때 자녀가 관리 · 전문직이 될 승산이 모두 유의하게 높다. 또한 부모와 자녀가 모두 관리 · 전문직인 경우의 승산비 변화를 보면 1950년대생은 1.87로 유의하지 않지만 1960년대생 3.56, 1970년대생 4.44, 1980년대생 4.14로, 1960년대생 이전보다 이후 세대의 승산비가 더 높고 유의하다. 다만 부모가 사무직이고 자녀가 관리 · 전문직인 경우의 승산비 변화는 1950년대생 15.00, 1960년대생 5.33, 1970년대생 3.30, 1980년대생 5.50으로 1970년대생까지 낮아지다가 1980년대생이 다시 높아져 상이한 양상을 보인다.

부모 직업이 관리 · 전문직일 때 자녀가 사무직인 승산비는 1950, 1960년생대보다 1970, 1980년대생이 더 크다. 1970, 1980년대생의 부모-관리 · 전문직, 자녀-사무직 승산비는 각각 4.33과 4.29로, 1950, 1960년대생의 1.37, 2.33보다 작다. 다만 부모-사무직, 자녀-사무직 승산비는 1950년대생은 8.00이지만 유의하지 않고, 이를 제외하면 1960년대생이 5.67로 가장 높으며, 1980년대생 5.50, 1970년대생 2.40의 순이다.

자녀의 직업이 판매 · 서비스직인 경우 세대간 이동성 차이는 크게 눈에 띄지 않는다. 자녀가 숙련직인 경우, 관리 · 전문직 부모의 승산은 1980년

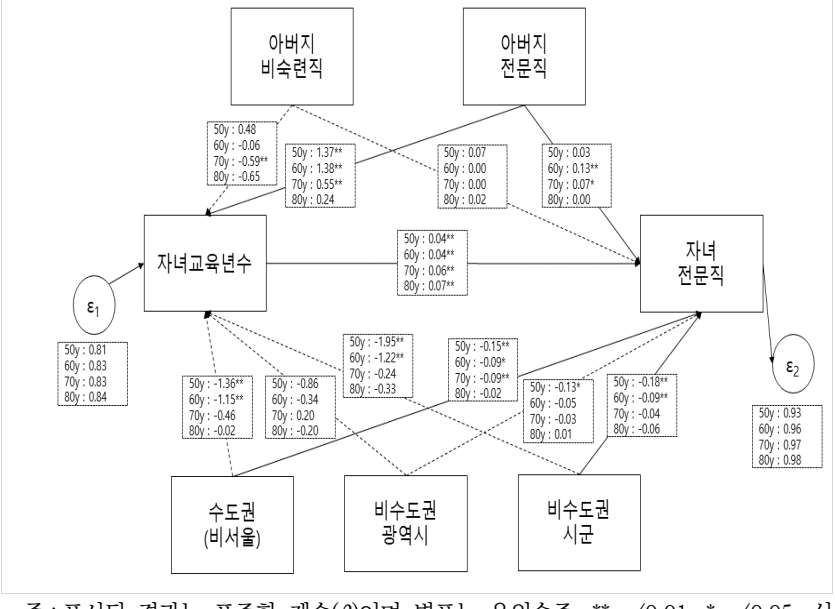
대생이 7.00으로 가장 높고 1970년대생 6.56, 1970년대생 3.67, 1950년대생 3.00의 순으로 높으며, 부모가 사무직인 경우는 1970년대생이 3.60으로 가장 낮다. 부모의 직업이 숙련직인 경우는 1960년대생이, 자영업, 농민인 경우의 승산은 1980년대생이 근소하게 높긴 하지만 상대적으로 큰 차이는 아니다.

현재까지의 분석을 통해 절대적 이동은 직업 상층부와 하층부의 비이동 비율이 높고, 최근 세대로 올수록 비이동 비율은 높아지며 상향이동 비율은 낮아졌다. 반면 상대적 이동을 기준으로 하면 1950, 1960년대생보다 1970, 1980년대생이 부모가 비숙련직인 경우에 비해 관리 · 전문직, 사무직일 때 자녀도 관리 · 전문직, 사무직일 가능성이 높다. 이러한 결과는 전반적으로 최근 세대일수록 자녀의 직업에 부모 직업이 미치는 영향이 커졌음을 보여주는 듯하다. 다만 이상의 분석은 직업군 범주가 다양해 분석 결과를 직관적으로 이해하기 어렵고, 교육과 연령, 지역 변수 등의 영향을 통제할 수 없었다. 이에 아래에서는 직업이동의 상층부에 초점을 맞추어, 교육연수와 다른 주요 변인을 통제할 때 세대간 이동의 가능성을 분석한다.

2. 자녀의 관리 · 전문직 여부에 부모의 직업과 자녀 교육수준이 미치는 영향

[그림 4-2]는 자녀의 관리 · 전문직 여부에 부모의 직업(관리 · 전문직 및 비숙련직)과 자녀 교육연수, 지역이 미치는 영향에 대한 세대별 경로모형 분석 결과를 간단히 도표로 정리한 것이며, 〈표 4-5〉는 구체적인 추정 결과이다. 그림의 영향은 가시성을 위해 표준화 계수(β)의 총효과만 나타냈으며 매개된 변수의 개별적인 총효과와 직접효과, 간접효과는 〈표 4-5〉를 통해 확인할 수 있다. 그림을 보면 부모의 직업이 자녀의 관리 · 전문직 여부에 미치는 영향은 제한적이며 최근 세대로 올수록 영향이 약해졌음을 알 수 있다. 특히 아버지의 비숙련직 여부는 자녀의 교육수준과 관리 · 전문직 여부에 거의 영향을 미치지 않는다. 아버지의 관리 · 전문직 여부가 상대적으로 영향이 더 크지만, 최근 세대인 1970, 1980년대생은 이전보다 적은 영향을 보인다.

[그림 4-2] 세대별 관리 · 전문직 여부에 부모 직업과 교육수준이 미친 영향 : 경로분석



주 : 표시된 결과는 표준화 계수(β)이며 별표는 유의수준. ** p〈0.01, * p〈0.05. 실선은 세대별 영향이 유의한 경우이며 점선은 대체로 유의하지 않은 경우.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

이는 지역의 영향 역시 마찬가지로, 최근 세대일수록 지역이 자녀 교육수준에 미치는 영향과, 자녀의 관리 · 전문직 여부에 미치는 영향이 점차 감소했다. 특히 성장지가 비수도권 광역인 경우는 서울과 거의 차이를 보이지 않는다. 수도권 비서울(인천 · 경기)과 비수도권 시군에서 성장기를 보낸 경우 서울인 경우보다 교육연수와 관리 · 전문직 가능성이 유의하게 낮긴 하지만, 이 역시도 1960년대생 이전이며, 1970년대생 이후에는 거의 차이를 보이지 않는다.

반대로 자녀의 교육연수가 자녀의 관리 · 전문직 여부에 미치는 영향은 최근 세대일수록 더 강하다. 교육연수가 관리 · 전문직 여부에 미치는 영향은 최근 세대일수록 더 강하다. 이 점에서 한국은 직업을 통한 계층화가 약해졌으며, 오히려 사회이동이 활발한데, 이에 교육이 중요한 영향을 미친 것으로 볼 수 있다.

그렇다면, 〈표 4-5〉를 기준으로 구체적인 세대별 추이를 살펴보자. 먼저

1950년대생의 결과부터 검토해 보자. 1950년대생은 아버지가 관리 · 전문직인 경우 자녀의 교육연수가 유의하게 증가하지만(β=1.37, p=.001), 비숙련직인 경우는 유의하지 않다. 성장지가 비수도권 광역시인 경우 서울과 교육연수에 유의한 차이를 보이지 않으나, 수도권 비서울(β=-1.36, p=.007)과 비수도권 시군(β=-1.95, p=.000)은 서울에 비해 유의하게 교육연수가 낮다. 자녀 교육연수에 대한 독립변수의 설명력은 19%다. 아버지가 전문직인 경우 자녀 전문직 여부에 교육을 통한 간접효과는 유의하지만 직접효과와 총효과는 유의하지 않다. 비숙련직은 모두 유의하지 않다.

〈표 4-5〉 세대별 자녀 관리 · 전문직 여부에 부모 직업과 교육연수가 미치는 영향 : 경로분석

1950년대생									
내생변수	예측변수	B(p)		직접효과 $\beta(p)$		간접효과 $\beta(p)$		총효과 $\beta(p)$	
자녀 교육연수 (SMC=0.19)	아버지 전문직	0.13**	(.001)	1.37**	(.001)			1.37**	(.001)
	아버지 비숙련	0.03	(.394)	0.48	(.395)			0.48	(.395)
	수도권	-0.13**	(.008)	-1.36**	(.007)			-1.36**	(.007)
	비수도권 광역	-0.09	(.083)	-0.86	(.081)			-0.86	(.081)
	비수도권 시군	-0.28**	(.000)	-1.95**	(.000)			-1.95**	(.000)
자녀 전문직 (SMC=0.07)	아버지 전문직	0.40**	(.000)	-0.02	(.540)	0.05**	(.002)	0.03	(.502)
	아버지 비숙련	-0.02	(.540)	0.05	(.464)	0.02	(.396)	0.07	(.384)
	수도권	0.03	(.463)	-0.10*	(.050)	-0.05*	(.011)	-0.15**	(.008)
	비수도권 광역	-0.10*	(.048)	-0.10	(.052)	-0.03	(.088)	-0.13*	(.019)
	비수도권 시군	-0.10	(.051)	-0.10*	(.013)	-0.07**	(.000)	-0.18**	(.000)
	자녀 교육연수	-0.16*	(.012)	0.04**	(.000)			0.04**	(.000)
1960년대생									
내생변수	예측변수	B(p)		직접효과 $\beta(p)$		간접효과 $\beta(p)$		총효과 $\beta(p)$	
자녀 교육연수 (SMC=0.17)	아버지 전문직	0.15**	(.000)	1.38**	(.000)			1.38**	(.000)
	아버지 비숙련	0.00	(.864)	-0.06	(.864)			-0.06	(.864)
	수도권	-0.13**	(.000)	-1.15**	(.000)			-1.15**	(.000)
	비수도권 광역	-0.04	(.307)	-0.34	(.309)			-0.34	(.309)
	비수도권 시군	-0.21**	(.000)	-1.22**	(.000)			-1.22**	(.000)
자녀 전문직 (SMC=0.06)	아버지 전문직	0.07	(.055)	0.07	(.056)	0.06**	(.000)	0.13**	(.001)
	아버지 비숙련	0.00	(.879)	0.01	(.879)	0.00	(.864)	0.00	(.944)
	수도권	-0.04	(.243)	-0.04	(.244)	-0.05**	(.001)	-0.09*	(.022)
	비수도권 광역	-0.04	(.336)	-0.04	(.336)	-0.01	(.312)	-0.05	(.219)
	비수도권 시군	-0.06	(.159)	-0.04	(.160)	-0.05**	(.000)	-0.09**	(.004)
	자녀 교육연수	0.38**	(.000)	0.04**	(.000)			0.04**	(.000)

〈표 4-5〉의 계속

1970년대생									
내생변수	예측변수	B(p)		직접효과		간접효과		총효과	
				$\beta(p)$		$\beta(p)$		$\beta(p)$	
자녀 교육연수 (SMC=0.17)	아버지 전문직	0.08**	(.005)	0.55**	(.004)			0.55**	(.004)
	아버지 비숙련	-0.07**	(.007)	-0.59**	(.008)			-0.59**	(.008)
	수도권	-0.04	(.226)	-0.25	(.228)			-0.25	(.228)
	비수도권 광역	0.04	(.286)	0.20	(.285)			0.20	(.285)
	비수도권 시군	-0.05	(.155)	-0.24	(.157)			-0.24	(.157)
자녀 전문직 (SMC=0.03)	아버지 전문직	0.03	(.237)	0.04	(.237)	0.04**	(.005)	0.07*	(.033)
	아버지 비숙련	0.03	(.257)	0.04	(.257)	-0.04**	(.009)	0.00	(.958)
	수도권	-0.07**	(.007)	-0.08**	(.007)	-0.02	(.229)	-0.09**	(.003)
	비수도권 광역	-0.05	(.105)	-0.04	(.106)	0.01	(.285)	-0.03	(.291)
	비수도권 시군	-0.03	(.325)	-0.02	(.325)	-0.01	(.160)	-0.04	(.146)
	자녀 교육연수	0.40**	(.000)	0.06**	(.000)			0.06**	(.000)
1980년대생									
내생변수	예측변수	B(p)		직접효과		간접효과		총효과	
				$\beta(p)$		$\beta(p)$		$\beta(p)$	
자녀 교육연수 (SMC=0.16)	아버지 전문직	0.04	(.255)	0.24	(.254)			0.24	(.254)
	아버지 비숙련	-0.06*	(.050)	-0.65	(.051)			-0.65	(.051)
	수도권	-0.08	(.070)	-0.46	(.069)			-0.46	(.069)
	비수도권 광역	-0.04	(.387)	-0.20	(.387)			-0.20	(.387)
	비수도권 시군	-0.07	(.127)	-0.33	(.127)			-0.33	(.127)
자녀 전문직 (SMC=0.02)	아버지 전문직	-0.02	(.650)	-0.02	(.650)	0.02	(.257)	0.00	(.994)
	아버지 비숙련	0.03	(.291)	0.06	(.291)	-0.05	(.052)	0.02	(.830)
	수도권	0.01	(.780)	0.01	(.780)	-0.03	(.072)	-0.02	(.649)
	비수도권 광역	0.03	(.518)	0.03	(.518)	-0.02	(.388)	0.01	(.783)
	비수도권 시군	-0.04	(.389)	-0.03	(.390)	-0.02	(.129)	-0.06	(.159)
	자녀 교육연수	0.39**	(.000)	0.07**	(.000)			0.07**	(.000)

주 : B=비표준화 계수, β=표준화 계수, SMC=제곱 다중상관(squared multiple correlation).

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26년도(학술대회용) 자료.

지역이 자녀의 전문직 여부에 미치는 영향은 모두 유의한데, 수도권 비서울은 교육을 통한 간접효과(β=-0.05, p=.011)와 직접효과, 즉 지역이 다르기에 전문직이 되지 못하는 효과(β=-0.10, p=.050) 모두 유의해 총효과 역시 서울에 비해 유의하게 낮다(β=-0.15, p=.008). 비수도권 광역은 총효과가 유의하지만, 직접효과와 간접효과를 개별적으로 분해하면 유의하지 않아 서울과 큰 차이가 없는 것으로 보인다. 반면 비수도권 시군은 직접효과와 간접효과 모두 서울에 비해 유의하게 낮고, 따라서 총효과도 지역 중 가장 낮다(β

=-0.18, p=.000). 자녀의 교육연수가 전문직 여부에 미치는 영향은 정적으로 유의하다(β=0.04, p=.000).

1960년대생도 1950년대생과 유사한 양상을 보인다. 아버지가 전문직인 경우 자녀의 교육연수에 정적으로 유의한 영향을 미치지만(β=1.38, p=.000), 아버지가 비숙련직이라 해서 자녀의 교육연수가 낮은 것은 아니다. 성장지 차이 역시 비수도권 광역은 서울과 차이가 없으나 수도권 비서울과 비수도권 시군은 모두 교육연수에 부적으로 유의한 영향을 미친다. 1950년대생과 마찬가지로 1960년대생도 아버지가 전문직인 경우 자녀 역시 전문직일 가능성이 높은데, 직접효과는 유의하지 않으나(β=0.07, p=.056) 교육을 통한 간접효과(β=0.06, p=.000)가 유의하면서 총효과(β=0.13, p=.001) 역시 유의하게 높다. 1950년대생과 1960년대생 모두 아버지의 전문직 여부가 자녀의 교육연수에 영향을 주어 자녀 전문직 여부도 영향을 받지만, 총 효과는 1960년대생에서만 유의하다. 다만 1960년대생도 아버지의 비숙련직 여부는 유의하지 않다. 성장 지역의 영향은 1950년대생과 마찬가지로 1960년대생도 서울에 비해 수도권 비서울과 비수도권 시군이 유의하게 낮지만, 1950년대생과의 차이는 1960년대생의 경우 직접효과는 유의하지 않고 간접효과만 유의해 총효과가 유의하게 낮다는 점이다. 즉 지역에 따라 교육연수에 차이가 있어 전문직 가능성에 차이가 발생하지, 지역이 다르기에 전문직 여부가 다른 것은 아니다. 1960년대생도 교육연수는 전문직에 유의하게 정적인 영향을 미친다(β=0.04, p=.000)

1970년대생은 아버지의 전문직 여부와 비숙련직 여부가 모두 자녀 교육연수에 유의한 영향을 미친다. 아버지가 전문직인 경우 자녀 교육연수는 유의하게 증가하는 반면, 비숙련직은 유의하게 낮다. 반면, 지역이 교육연수에 미치는 영향은 유의하지 않다. 이전 세대에 비해 지역에 따른 교육연수 격차는 사라졌다는 점을 의미한다. 그런데 자녀의 전문직 여부에 아버지가 미치는 영향은 전문직의 경우에만 유의한 영향을 미치며(β=0.07, p=.033), 이 역시도 교육을 통한 간접효과(β=0.04, p=.005)이지 직접효과는 유의하지 않다. 아버지가 비숙련직인 경우 간접효과는 유의하지만 직접효과는 인과 방향이 반대여서 총효과는 유의하지 않고 표준화 계수도 0.00으로 의미가 없다. 성장지역 차이는 비서울 수도권과 서울 간의 차이만 유의한데, 1960년

대생과 반대로 직접효과만 유의한 영향을 미친다(β=-0.08, p=.007). 교육을 통한 간접효과는 유의하지 않다(β=-0.02, p=.229). 비수도권 광역과 비수도권 시군은 서울과 유의한 차이를 보이지 않는다. 교육연수는 1970년대생에서도 전문직 여부에 유의한 영향을 미치는 변수로 나타난다(β=0.06, p=.000).

1980년대생은 자녀의 교육연수에 부모의 직업이 더 이상 유의한 영향을 미치지 않는다. 성장배경에 따른 교육연수의 차이 역시 유의하지 않다. 자녀의 전문직 여부에 대한 분석에서도 아버지의 직업과 지역 모두 직·간접 효과가 유의하지 않다. 오직 교육연수만 유의한 영향을 미친다(β=0.07, p=.000). 이 때문에 1980년대생 모형의 설명력은 2%로 매우 낮다.

〈표 4-6〉 세대간 예측변수의 표준화 계수 차이에 대한 Wald 검정 결과

		1950/60년대생			1960/70년대생			1970/80년대생		
		50	60	chi^2	60	70	chi^2	70	80	chi^2
		β	β	(p)	β	β	(p)	β	β	(p)
자녀 교육 연수	아버지 전문직	1.37**	1.38**	0.001 (.971)	1.38**	0.55**	5.684* (.017)	0.55**	0.24	1.147 (.284)
	아버지 비숙련	0.48	-0.06	0.656 (.418)	-0.06	-0.59**	1.602 (.206)	-0.59**	-0.65	0.017 (.895)
	수도권	-1.36**	-1.15**	0.126 (.722)	-1.15**	-0.25	5.473* (.019)	-0.25	-0.46	0.415 (.520)
	비수도권 광역	-0.86	-0.34	0.781 (.377)	-0.34	0.20	1.992 (.158)	0.20	-0.20	1.801 (.180)
	비수도권 시군	-1.95**	-1.22**	2.319 (.128)	-1.22**	-0.24	9.763** (.002)	-0.24	-0.33	0.112 (.737)
자녀 전문직	교육연수	0.04**	0.04**	0.337 (.562)	0.04**	0.06**	15.043** (.000)	0.06**	0.07**	2.705 (.100)
	아버지 전문직	0.03	0.13**	3.171 (.075)	0.13**	0.07*	0.509 (.475)	0.07*	0.00	1.187 (.276)
	아버지 비숙련	0.07	0.00	0.353 (.553)	0.00	0.00	0.484 (.487)	0.00	0.02	0.116 (.734)
	수도권	-0.15**	-0.09*	0.819 (.366)	-0.09*	-0.09**	0.553 (.457)	-0.09**	-0.02	2.873 (.090)
	비수도권 광역	-0.13*	-0.05	1.025 (.311)	-0.05	-0.03	0.042 (.837)	-0.03	0.01	2.019 (.155)
	비수도권 시군	-0.18**	-0.09**	1.473 (.225)	-0.09**	-0.04	0.205 (.651)	-0.04	-0.06	0.037 (.848)

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

이상의 분석 결과는 한국사회에서 최근 세대로 올수록 직업을 통한 사회이동성이 낮아지지 않았다는 점을 보여준다. 오히려 최근 세대로 올수록 아버지의 직업적 영향은 감소하고, 본인의 교육수준이 전문직 여부에 더 큰 영향을 미치는 것으로 판단되며, 교육수준과 전문직 여부에 미치는 성장 지역의 영향 역시 감소했다는 점에서 교육이 계층이동의 사다리로 역할했다는 점을 보여준다.

다만 세대간 표준화 계수의 크기를 직접 비교하는 것은 적절하지 않기 때문에, 세대별 경로모형의 표준화 계수에 대한 Wald 검정을 통해 유의한 차이가 있는지 살펴볼 필요가 있다. 〈표 4-6〉은 1950년대생과 1960년대생, 1960년대생과 1970년대생, 1970년대생과 1980년대생 간의 표준화 계수에 대한 Wald 검정 결과이다.[20] 분석 결과 1950년대생과 1960년대생, 1970년대생과 1980년대생 간의 표준화 계수 차이는 유의하지 않다. 1960년대생과 1970년대생 간의 비교에서만 아버지의 전문직 여부가 자녀 교육연수에 미치는 영향, 수도권과 비수도권 시군이 교육연수에 미치는 영향, 교육연수가 자녀의 전문직 여부에 미치는 영향만 유의한 차이를 보인다. 따라서 결과적으로 아버지의 전문직 여부가 자녀의 교육연수에 미치는 영향은 1960년대생 이전이 1970년대생 이후보다 유의하게 크고, 지역에 따른 교육연수 차이 역시 1960년대생 이전이 1970년대생 이후보다 더 크다. 부모 직업과 성장지 차이가 자녀의 전문직 여부에 미치는 영향은 세대간 큰 차이가 없는 반면, 자녀의 교육연수가 전문직 여부에 미치는 영향은 1960년대생 이전보다 1970년대생 이후가 더 크다. 결론적으로, 한국의 1950~80년대생 남성을 비교한 결과 세대간 직업을 통한 계층이동은 과거보다 최근에 활발하고, 교육이 계층이동에 중요한 역할을 하고 있다.

3. 관리 · 전문직 여부가 근로연령기 임금에 미치는 영향

현재까지의 분석은 세대간 직업이전과 직업이전에 교육이 미치는 영향에

20) 물론 조합상으로는 1950년대생과 1970년대생, 1960년대생과 1980년대생, 1950년대생과 1980년대생까지 총 6개 집단 비교가 가능하지만 경향이 이어지는 점에서 인접한 두 세대간에 비교하여 총 3개 조합을 비교하였다.

관한 것이다. 이하에서는 자녀의 전문직 여부가 근로연령대 임금에 미치는 영향을 분석한다. 이는 부모를 통해 이전되는 직업이 노동시장 진출 이후 어떠한 영향을 미치는지에 관한 것이며, 이후의 장에서 다루는 결혼과 자산을 통한 세대간 이전과도 관련된다.

이하의 분석에서 주요한 관심은 관리 · 전문직 여부가 임금에 미치는 영향이며, 관리 · 전문직 여부에 따른 임금 차이가 최근 세대에서 더 커졌는지 살펴본다. 이를 위해 앞서 직업이전 분석에 활용된 노동패널의 연도별 신규 응답자의 패널자료를 활용한다.

〈표 4-7〉 세대별 임금 및 주요 특성

	50's			60's			70's			80's		
N	13,520			21,327			25,746			14,295		
n	1,495			2,231			2,742			2,100		
$\overline{T}$	9.0			9.6			9.4			6.8		
관리 · 전문직 비율(%)	13.5			14.9			18.6			20.4		
	전문	비전문	차이[1]	전문	비전문	차이[1]	전문	비전문	차이[1]	전문	비전문	차이[1]
시간당 임금	1.9 (1.4)	1.1 (0.8)	55.9	2.2 (1.6)	1.4 (1.0)	63.1	2.0 (1.3)	1.5 (9.6)	73.3	2.0 (1.0)	1.4 (0.8)	71.9
연령	53.7 (7.8)	55.6 (8.0)	103.5	45.6 (8.4)	46.5 (8.3)	102.0	38.3 (7.1)	38.5 (7.3)	100.6	34.2 (4.6)	32.8 (5.5)	96.1
교육연수	15.7 (3.2)	10.7 (3.2)	68.1	16.1 (2.9)	12.6 (2.7)	78.1	16.1 (2.4)	13.7 (2.1)	85.2	15.9 (2.1)	14.0 (2.0)	88.0
지역	전문	비전문	차이[2]	전문	비전문	차이[2]	전문	비전문	차이[2]	전문	비전문	차이[2]
서울	28.8	19.9	8.9	27.1	17.2	10.0	28.7	18.2	10.4	27.5	16.5	10.9
수도권 시도	30.4	26.8	3.6	33.5	32.4	1.1	35.6	31.0	4.6	33.9	32.0	2.0
비수도권 광역	21.3	26.1	-4.8	20.0	22.3	-2.3	17.2	22.5	-5.3	16.5	23.3	-6.8
비수도권 시도	19.4	27.2	-7.7	19.3	28.1	-8.8	18.6	28.3	-9.7	22.2	28.3	-6.1
상용직(%)	93.2	60.7	32.5	93.5	77.5	16.0	96.1	87.4	8.6	93.9	85.8	8.1

주 : 1) 전문직 대비 비전문직의 상대수준(RR %p).
2) 전문직 비율에서 비전문직 비율을 뺀 차이(DIP %p).
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 4-7〉은 세대별 패널자료의 주요 특성을 정리한 것이다. 종속변수는 시간당 임금(자연대수)이며, 앞서의 분석에 더해 상용직 여부와 현재 거주지역을 추가적인 통제변수로 포함한다. 직업이동 분석 시 살펴본 14세 당시의 성장지는 개인의 변하지 않는 특성이므로, 고정효과모형 분석에서는 제외하였다. 분석에는 시간당 임금의 자연대수 값을 사용하지만, 아래 표에는 관리·전문직 대비 비관리·전문직의 상대임금을 살펴보았다. 상대임금은 지속적으로 높아져서 1950년대생은 비전문직 상대임금이 전문직의 55.9%에 그쳤으나 1960년대생은 63.1%, 1970년대생과 1980년대생은 각각 73.3%와 71.9% 수준이다.

평균 연령은 세대별로 전문직과 비전문직 간에 큰 차이가 없다. 다만 최근 세대일수록 전문직의 상대연령이 과거보다 젊어졌다. 정규교육 연수의 차이를 보면 1950년대생 비전문직은 10.7년으로 전문직의 68.1% 수준에 그친다. 반면 1980년대생은 88.0%인데, 이는 앞서 살펴보았듯 교육기회의 확대에 따라 전문직과 비전문의 교육수준 차이가 줄어들었기 때문일 것이다. 한편 상용직의 비율 차이 역시 최근 세대로 올수록 감소하였다.

현재 거주지역 차이를 살펴보면, 대부분의 세대가 모두 전문직의 수도권 거주 비율이 비전문직보다 높고, 비수도권은 비전문직 비율이 높다. 그러나 세대간 전문직과 비전문직의 거주지역 차이는 1970년대생이 가장 크며, 특히 비수도권 시도의 차이가 크다. 1980년대생은 1970년대생에 비해 지역간 차이가 상대적으로 감소하였다.

〈표 4-8〉은 세대별 관리·전문직 여부가 임금에 미치는 영향에 관한 패널회귀분석 결과이다. 전문·관리직 여부가 임금에 미치는 영향도 최근 세대일수록 작아졌다. 1950년대생의 계수는 0.15로, 관리·전문직인 경우 그렇지 않은 경우에 비해 시간당 임금이 15%나 높지만, 1980년대생은 4% 정도의 차이만 있고 유의수준도 다른 세대에 비해 낮다. 1960년대생은 전문직의 임금이 비전문직보다 13%, 1970년대생은 6% 높다. 반면 연령의 영향은 세대별로 큰 차이를 보이지 않는다. 다만 1980년대생은 관리·전문직에 진입한 경우라도 연차가 높지 않을 것이라는 점을 고려할 필요가 있다. 어찌되었든, 직업이 임금에 미치는 영향은 갈수록 낮아졌다고 볼 수 있다. 이는 산업구조가 변화하면서 관리·전문직의 비율 자체가 높아졌고, 이에 임금 프리미엄

은 약해졌기 때문일 것이다. 교육연수의 영향은 1960년대생과 1980년대생의 계수가 0.02, 0.03로 유의하지만 1950년대생과 1970년대생은 교육연수 차이가 유의하지 않다. 지역의 영향 역시 세대별로 나누면 큰 차이를 보이지 않는다. 반면 상용직 여부가 임금에 미치는 영향은 비교적 일관되게 유의한데, 1950년대생이 0.14로 가장 크고, 1960년대생 이후는 0.12로 비슷한 수준이다.[21]

〈표 4-8〉 전문관리직 여부가 임금에 미치는 세대별 차이

종속변수 : 시간당 임금(자연대수)		50's	60's	70's	80's
관리 · 전문직 여부		0.15** (0.057)	0.13** (0.035)	0.06** (0.018)	0.04* (0.026)
연령		0.13** (0.021)	0.12** (0.012)	0.14** (0.009)	0.13** (0.013)
연령 제곱		-0.00** (0.000)	-0.00** (0.000)	-0.00** (0.000)	-0.00** (0.000)
정규교육 연수		0.01 (0.026)	0.02* (0.010)	0.00 (0.008)	0.03** (0.009)
현재 거주지 (Ref. 서울)	수도권 시도	-0.04 (0.057)	-0.03 (0.027)	0.03 (0.020)	0.01 (0.017)
	비수도권 광역	-0.26* (0.103)	-0.02 (0.053)	0.03 (0.028)	-0.01 (0.033)
	비수도권 시도	-0.21** (0.079)	-0.05 (0.045)	0.04 (0.027)	-0.01 (0.027)
상용직		0.14** (0.025)	0.12** (0.020)	0.12** (0.016)	0.12** (0.019)
상수		4.49** (0.666)	4.93** (0.278)	5.34** (0.177)	5.67** (0.237)
연도 더미 포함 여부		Yes	Yes	Yes	Yes
Obs.		13,520	21,327	25,745	14,295
Number of pid		1,495	2,231	2,742	2,100
Overall R^2		0.178	0.418	0.525	0.595

주 : 괄호는 군집 로버스트 표준오차. ** p〈0.01, * p〈0.05, + p〈0.1. 연도별 더미 변수는 생략.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

21) 본문에서는 생략하였으나 확률효과 모형으로 추정한 결과도 크게 다르지 않아 최근 세대일수록 관리 · 전문직의 프리미엄은 감소하였다. 다만 앞서 밝혔듯 개인의 관측되지 않는 특성을 통제해야 하기에 고정효과모형의 추정이 보다 타당하고, 하우스만 검정 결과 역시 고정효과와 확률효과 간에 차이가 있는 것으로 나타나 본문에서는 고정효과모형의 결과만으로 설명한다.

제5절 소결 및 함의

본 장에서는 직업선택을 통한 한국의 사회이동 변화를 분석하였다. 세대간 직업이동 경향을 1950년대생부터 1980년대생까지 10년 단위로 구분하여 비교하였으며, 직업군 상층부인 관리·전문직에 초점을 맞추어 자녀의 관리·전문직 여부에 부모의 직업과 자녀의 교육수준이 미치는 영향을 분석하였다. 또한 관리·전문직으로의 진입이 임금에 미치는 영향을 분석하여 직업군 상층부로의 이동이 임금소득에 미치는 영향을 검토하였다. 본 장의 주요한 분석 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 유출률표와 승산비 계산을 통해 살펴본 결과, 부모-자녀 간 직업의 절대적 이동에 있어서는 전반적으로 관리·전문직 및 사무직으로의 이동이 증가한 동시에, 직업군의 상·하층부인 관리·전문직과 사무직, 농민에서의 비이동 비율이 높다. 이는 한국의 절대적 직업이동성이 높고, 직업군 상·하층부의 비이동 경향이 강하다는 기존 연구(여유진, 2019; 차종천, 2002)의 분석과 유사하지만, 산업구조의 변화나 부모의 영향 등은 고려되지 않은 결과이다. 이에 상대적 이동을 승산비로 살펴보면, 1950, 1960년대생에 비해 1970, 1980년대생에서 부모의 직업이 관리·전문직이거나 사무직일수록 자녀도 그와 같은 직업을 가질 가능성이 높아 계층이동성이 저하된 것으로 보이지만, 중간층에서는 뚜렷한 경향을 확인하기 어렵다. 셋째, 다만 이러한 분석은 계층이동의 매개인 교육의 영향을 알기 어렵고 직관적 이해가 어렵기에 직업군 상층에 초점을 맞추어 부모 직업이 자녀 교육연수에 미치는 영향, 부모 직업과 자녀 교육연수가 자녀의 관리·전문직 여부에 미치는 영향을 경로모형으로 분석하였다. 분석 결과, 부모 직업이 자녀 교육에 미치는 영향은 대체로 유의하지 않고 최근 세대일수록 작은 반면, 자녀의 교육연수가 관리·전문직 여부에 미치는 영향은 증가하였다. 이는 OED 삼각형으로 표현된 세대간 직업, 교육 이동에서 OE의 영향은 감소한 반면, ED의 영향이 증가했음을 의미한다. 이러한 결과는 직업이동에 관한 국제적 논의에서 OE의 영향이 증가하고 ED의 영향이 감소함에 따라 사회적 계층이동이 정체 내

지 저하되었다는 주장과 상반되며, 오히려 교육이 사회적 상승이동의 열쇠가 된다는 LZ 가설의 결론에 가깝다. 교육의 지역적 격차 역시 감소하였으며, 자녀의 관리 · 전문직 여부에 지역이 미치는 영향은 지속적으로 낮아졌다. 넷째, 관리 · 전문직 여부가 임금에 미치는 영향을 분석하면 최근 세대일수록 관리 · 전문직의 임금 프리미엄은 감소하였다. 이상의 결과에서, 교육을 통한 직업이동 가능성은 여전히 열려 있으며 직업과 소득을 통한 사회적 계층화는 유효하지 않고 사회적 이동의 다른 영역, 가령 결혼과 자산으로 옮겨갔을 가능성을 시사한다.[22)]

이러한 함의는 다른 차원의 사회이동 가능성에 주목할 필요가 있음을 보여준다. 또한, 직업 · 소득의 교차를 통한 추가적인 분석의 가능성 역시 제시한다. 앞서 언급하였지만, 직업이동 연구의 특성상 '관리 · 전문직'이라는 하나의 범주로 묶이는 직업 내에서도 소득의 편차가 작지 않다. 이 점에서 직업과 소득을 변수로 활용한 직업 · 소득 계층을 기준으로 세대간 이동을 분석하는 작업이 추후에 필요할 것이다. 한편 본 장에서는 분석의 편의와 남녀간 경제활동의 차이를 감안하여 남성에 한정해 직업이동을 분석하였는데, 향후 직업과 소득을 같이 고려한 직업이동 분석에서는 여성의 변화 역시 관찰할 필요가 있다. 개인의 사회현상에 대한 인식이 실증조사 자료의 수집보다 빠를 수 있다는 점, 1980년대생은 아직 30대 중반이 적지 않아 전문직으로의 이동을 해석하기에는 한계가 있다는 점 등에서 1980년대생 이후 세대에 대해서는 조금 더 시간을 두고 경과를 관찰할 필요가 있다. 이러한 사항들은 향후의 연구를 통해 보완되어야 할 것이다.

---

22) 다만 본 장의 분석에 앞서 세대를 산업화(1940~59년생)와 민주화(1960~79년생), 정보화 세대(1980~97년생)로 구분하여 분석하기도 하였는데, 이 경우에도 직업이동성은 여전히 높으나, 소득이동성은 정보화 세대로 올수록 낮아지는 경향을 보였으며, 지역이 임금에 미치는 영향도 높아졌다. 사실 직업이동에 있어 교육의 영향을 고려하려면 교육정책의 변화를 반영한 세대 구분이 의미 있다는 여유진(2019)의 지적과 같이 세대를 어떻게 정의할 것인가가 상당히 중요하다. 본 장에서는 연구 전체의 일관성을 위해 세대를 세분화하였지만 이러한 세대 구분의 차이가 직업, 교육 이동의 분석 결과에 영향을 준다는 점을 고려할 필요가 있다.

제 5 장
주거자산의 세대간 이전 및 자산 증식에 미치는 영향[23)24)]

제1절 서 론

부모에서 자녀에게로 대물림 되는 세대간 이동은 교육과 노동, 동질혼, 소득 및 자산 등 다양한 영역에서 나타나는데, 이 중 자산 이전이 가장 직접적인 분야이다. 특히 우리나라는 가구 자산 규모에서 부동산 자산이 대부분을 차지하고 있다. 자녀가 분가하는 시점에 구입하는 주택을 통한 자산 이전은 훗날 자산 증식에 필요한 종잣돈 역할을 하는 것이 현실이다.

부모로부터 경제적으로 독립하는 첫 시기에 부모의 자산 정도는 자녀의 주거 환경에 큰 영향을 미칠 것이다. 부유한 부모는 자녀의 첫 주택이 자신과 가급적 비슷한 수준이 되도록 도움을 줄 것이며, 가난한 부모는 자녀에게

23) 본 원고는 이지은 · 정세은(2021)의 「자녀세대의 주택 취득에서의 부의 대물림 현상 연구」와 이지은(2023)의 「청년층의 임금과 주택 취득에서의 세대간 대물림 심화 현상」을 대폭 수정 · 보완한 것이다. 특히 이전 논문들은 부모의 자가 여부가 자녀의 주택취득에 미치는 영향을 분석하였다면, 본 논문은 부모의 자산이 자녀의 주거자산에 미치는 영향을 중심으로 분석했다는 점에서 차이가 있다. 이전 논문에서는 저가 자가와 고가 전세가 각각 주택 보유자와 주택 미보유자로 분류되어 자산의 세대간 이전 효과를 왜곡시키는 문제가 발생하였는데, 본 논문에서는 전세보증금을 포함한 주택 가격을 종속변수로 사용하여 부모의 자산이 자녀에게 이전되는 효과를 더욱 정밀하게 분석하였다.

24) 본 장의 내용은 연구 수행 중에 2024년 한국노동패널 학술대회(2024. 10. 18)에서 「자산의 세대간 이전 : 주거자산을 중심으로」로 발표된 바 있다.

전세보증금을 마련해 주기도 어려울 것이다. 동일한 소득을 가진 두 사람이 분가 당시 모두 주택을 구입하더라도, 주택 구입을 위한 대출 여부에 따라 추후 자산 증식에는 차이가 날 것이다. 하물며 첫 주택이 자가인 사람과 월세인 사람은 자산 증식의 격차가 더욱 커질 것이다.

주거 형태가 대물림 되는 경향을 밝힌 연구는 대부분이 자녀의 주택 취득에 초점을 맞추었다. 부모가 자가일수록 자녀가 주택을 구입할 확률이 높아진다는 해외 연구는 다음과 같다. Aratani(2011)는 미국의 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 자료를 활용하여 부모의 주택 소유가 자녀의 주택 소유에 긍정적인 영향을 미친다고 주장하였다. Helderman et al.(2007)은 네덜란드 Kinship 패널자료를 이용하여 연구하였고, Őst(2012)는 스웨덴 주택시장 자료를 이용하였으며, Lee et al.(2020)은 미국의 HRS(Health and Retirement Survey) 자료와 PSID 패널 자료를 이용하여 선행연구들과 동일한 결과를 발표하였다. 국내 연구로는 마강래 · 권오규(2013), 신진욱 · 이민아(2014), 김주영 · 유승동(2016), 이지은 · 정세은(2021) 연구 등이 있다.

우리나라는 주택 가격의 상승으로 청년 무렵 분가하는 자녀가 본인 소득으로 주택을 구입하는 것은 거의 불가능한 실정이다. 또한 지역별 주택 가격이 큰 차이를 보여, 동일한 금액으로도 수도권에서는 전세, 비수도권에서는 주택을 구입하는 경우가 허다하다. 따라서 주택 취득보다는 거주 부동산 자산을 중심으로 살펴보는 것이 필요하다. 자녀의 부동산 자산을 종속변수로 사용한 주요한 국내 연구는 다음과 같다.

이길제(2016)는 부모가구의 순자산이 신혼부부의 거주 부동산 자산에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 부모가 자녀에게 교육이나 직업을 통해 소득수준을 향상시키는 사회화 효과보다는 주택 구입 시 직접적인 도움을 주는 것이 자산 증식에 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 강은택 외(2017)는 분가 1년 차, 3년 차, 5년 차로 나눠 소득과 자산의 이전을 분석하였다. 소득의 세대간 이전은 통계적으로 유의하지 않은 반면, 부동산 자산의 세대간 이전은 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 분가 이후 시간이 지날수록 부동산 자산의 영향력은 더욱 커졌다.

본 연구의 목적은 자녀의 주거자산[25]에 부모의 자산 정도가 미치는 영향을 파악하고, 시간이 지날수록 주거자산에 따른 자산 증식의 차이가 발생하

는지를 밝히는 것이다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2절은 자료와 분석 방법으로, 「한국노동패널」 자료의 설명, 분석 표본의 특성, 주요 연구 질문에 대한 분석 방법을 기술하였다. 제3절은 연구 결과를 제시하는 부분으로 부모의 자산이 자녀의 주거자산에 미치는 영향과 그 효과가 최근으로 오면서 변화하였는지 살펴보았다. 분가 시점의 자산 이전이 미래 자산 증식에 미치는 효과를 분석하기 위해 분가 5년 후와 분가 10년 후를 분석하였다. 주거자산은 수도권과 비수도권에서 큰 차이가 있기 때문에 지역적 요인에 따라 발생할 수 있는 차이를 추가적으로 분석하였다. 제4절은 본 연구의 요약과 한계를 기술하였다.

제2절 자료와 분석 방법

1. 분석 자료

본 연구는 부모의 자산이 자녀의 주거자산에 이전되는 현상을 파악하는 목적을 가지고 있다. 또한 주거자산의 이전 후 자녀의 미래 자산 변화를 추적하고자 한다.

부모의 자산과 자녀의 주거자산을 동일선상에서 비교할 수 있는 자료는 한국에서는 「한국노동패널」 자료가 가장 적합하다. 「한국노동패널」은 1998년 1차 조사를 시작으로 2024년 현재 27차 조사를 진행하고 있어 27년간의 자료가 축적되어 있다. 「한국노동패널조사」는 1998년 도시에 거주하는 5,000가구와 가구에 속한 1만 3,319명의 가구원을 대상으로 시작하였다. 표본의 마모와 도시가구의 농어촌 지역으로 이전 문제를 해결하기 위해 2009년 표본을 추가하여 전국단위 패널조사가 되었다. 2018년 5,000가구의 신

25) 주거자산은 자가의 경우 주택 시가이고, 전세의 경우 전세보증금임. 자세한 내용은 제2절 참조.

규 표본을 추가하여 총 1만 2,134가구의 2만 3,971명의 대규모 패널이자 우리나라에서 가장 오래된 패널이 되었다. 본 연구에서는 2023년 학술대회용 자료를 이용하였다.

한국노동패널조사는 가구 단위의 조사로 가구에 속한 개인의 유년 시절부터 노년까지 발생할 수 있는 모든 인생사를 담고 있다. 학업, 취업, 혼인, 출생, 양육, 자녀 교육 및 은퇴에 이르는 동안의 모든 과정을 조사하며, 가구 단위의 소득과 소비, 자산과 부채, 주거 형태 등의 변화를 추적한다.

본 연구는 부모에서 자녀에게로 자산이 이전되는 현상을 주거 환경을 중심으로 살펴보기 위한 것으로, 부모가구로부터 분가한 자녀가구의 주거 환경과 소득, 자산, 부채 등이 모두 파악되는 「한국노동패널조사」를 이용하였다.

가. 분석자료 특성

「한국노동패널조사」에서 분가의 의미는 경제적으로 독립하여 따로 떨어져 사는 관계가 지속되는 상태이다. 매년 학업 및 결혼, 이혼 및 취업 등의 이유로 약 200여 가구가 분가하고 있으며, 누적된 총 사례 수는 4만 4,947건이다. 이 중 자녀가 분가한 경우는 매년 150여 가구이며, 2023년 기준 응답가구는 2,490가구이다. 부모가구에서 분가한 이후 한 번이라도 응답한 자녀가구는 총 3,638가구이다(표 5-1 참조). 본 연구는 부모에게서 분가한 자녀가구 총 3,638가구를 분석 표본으로 설정하였다.

〈표 5-1〉 연도별 분가가구 분포 및 분석 표본 사례 수

(단위 : 가구)

	전체 응답가구	전체 분가가구[1)]	분가한 자녀가구 (누적)[2)]	분가한 자녀가구 (당해연도)
1998	5,000	-	-	-
1999	4,507	129	100	100
2000	4,266	222	161	91
2001	4,247	381	274	132
2002	4,298	500	360	112
2003	4,592	730	500	172
2004	4,761	899	628	167

〈표 5-1〉의 계속

	전체 응답가구	전체 분가가구[1]	분가한 자녀가구 (누적)[2]	분가한 자녀가구 (당해연도)
2005	4,849	1,027	723	144
2006	5,001	1,181	833	155
2007	5,069	1,294	913	147
2008	5,116	1,406	999	138
2009	6,721	1,648	1,172	236
2010	6,683	1,802	1,299	220
2011	6,686	1,924	1,405	158
2012	6,753	2,018	1,481	133
2013	6,785	2,110	1,556	155
2014	6,838	2,208	1,621	115
2015	6,934	2,345	1,728	133
2016	7,012	2,467	1,813	120
2017	7,066	2,575	1,904	115
2018	12,134	2,665	1,968	112
2019	11,720	2,782	2,044	131
2020	11,669	2,900	2,115	126
2021	11,638	3,046	2,215	156
2022	11,670	3,240	2,346	194
2023	11,732	3,448	2,490	176
합계	183,747	44,947	32,648	3,638

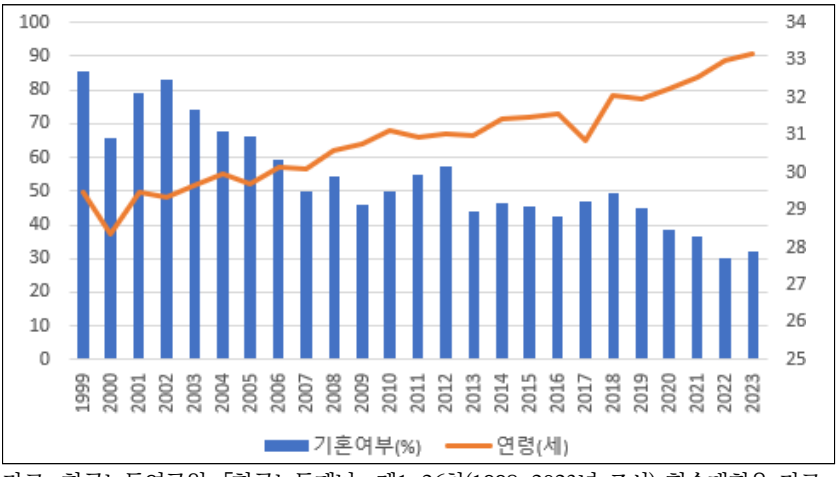
주 : 1) 전체 분가가구란 경제적으로 독립하여 따로 떨어져 사는 관계가 지속되는 상태로, 자녀나 형제자매 등이 독립하여 새로운 가구를 형성하는 경우임.
2) 분가한 자녀가구(누적)는 「노동패널조사」 이후 분가한 모든 가구를 의미하며, 당해연도 분가가구의 누적 총합임. 다만 해당 연도에 응답하지 않은 분가가구 수는 제외함.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

연도별 자녀 분가가구의 특성 변화를 살펴보면, 분가 당시 연령은 2000년도 초반 20대 후반에서 2023년 33세까지 상승하였다. 결혼에 의한 분가는 2000년대 초반 약 80%에 육박하였으나, 꾸준히 감소하여 최근에는 30%까지 떨어졌다(그림 5-1 참조).[26]

26) 통계청(2024)에서 발표한 「2023 혼인·이혼 통계」에 의하면, 초혼 연령은 남성 2000년 29.3세에서 2023년 34세로, 여성은 동일 시기에 26.5세에서 31.5세로 증가하였다.

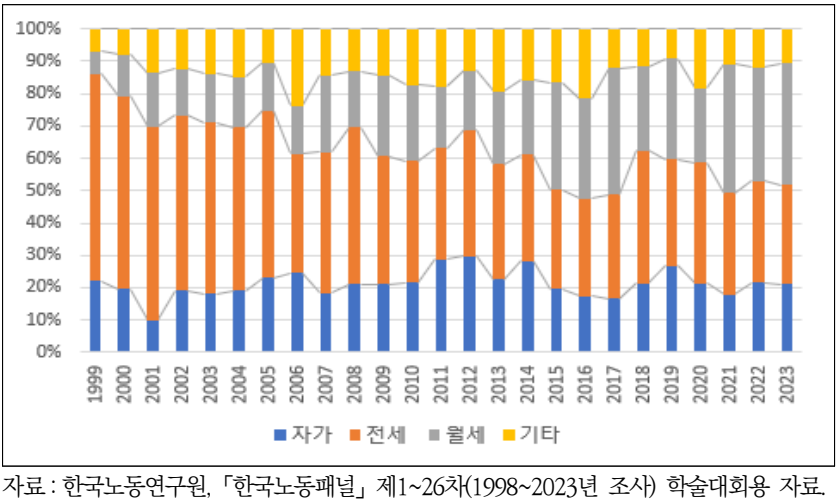
[그림 5-1] 분가가구의 특성 변화



자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

[그림 5-2] 분가가구의 주거 형태 변화

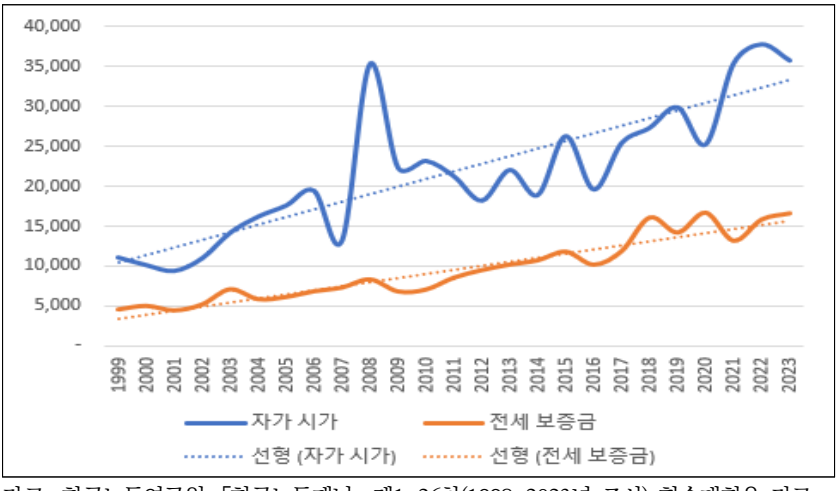
(단위 : %)



자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

[그림 5-2]는 분가가구의 주거 형태를 연도별로 살펴본 것이다. 자가 비율은 약 20%로 20여 년 동안 변함이 없었다. 전세는 2000년대 초반 약 60%에서 최근에는 30%로 감소하였고, 반면 월세는 10% 수준에서 40%까지 증가하였다.

[그림 5-3] 분가가구의 자가 시가와 전세보증금 변화



자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

자가 시가와 전세보증금 변화를 살펴보면, 자가 시가는 1억에서 4억 원까지 증가하였고, 전세보증금도 5,000만 원에서 1억 5,000만 원으로 증가하였다. 자가 시가의 증가폭이 전세보증금 증가폭보다 큼을 알 수 있다(그림 5-3 참조).

분가 시점의 자녀의 주거 환경 변화를 살펴본 결과, 주거 유형 중 20%에 해당하는 자가 소유자만을 대상으로 자산의 이전 효과를 분석하는 것은 한계가 있음을 발견하였다. 따라서 본 연구에서는 자가의 경우 자가주택 시가, 전세의 경우 전세보증금을 주거자산으로 정의하여 저가의 자가와 고가의 전세가 발생시키는 자산 이전 효과 왜곡을 극복하고자 한다.

[그림 5-1]~[그림 5-3]은 연도별 분가가구의 특성을 분석한 것이다. 이 표본은 부모에게서 경제적 독립으로 분가한 자녀가구의 표본 전체이다. 따라서 매해 출생연도가 다르게 분포되어 있다. 예를 들어, 자녀 분가가구의 가구주 연령을 살펴보면, 1999년 분가가구 가구주는 1959~1981년생이 표본인 반면 2023년 분가가구 가구주는 1972~2002년생이다. 따라서 조사연도마다 포괄하는 연령도 다르게 된다. 따라서 동일한 조건에서 출생연도별 분가의 특성 변화를 살펴볼 필요가 있다. 25~35세가 「노동패널조사」에서 모두 응답할 수 있는 출생연도는 1975~1988년생으로(표 5-2 참조), 5년 단위

코호트로 구분하여 살펴보았다.

출생연도별로 분가 시점의 가구주 연령은 약 30세로 비슷하여 차이가 없다고 할 수 있다. 반면 최근 코호트로 오면서 기혼 비율과 자가 비율은 감소하였다.

〈표 5-2〉 출생연도와 조사연도

(단위 : 년도, 세)

		출생연도													
		1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
조사연도	2000	25	24	23	22	21	20	19	18	17	16	15	14	13	12
	2001	26	25	24	23	22	21	20	19	18	17	16	15	14	13
	2002	27	26	25	24	23	22	21	20	19	18	17	16	15	14
	2003	28	27	26	25	24	23	22	21	20	19	18	17	16	15
	2004	29	28	27	26	25	24	23	22	21	20	19	18	17	16
	2005	30	29	28	27	26	25	24	23	22	21	20	19	18	17
	2006	31	30	29	28	27	26	25	24	23	22	21	20	19	18
	2007	32	31	30	29	28	27	26	25	24	23	22	21	20	19
	2008	33	32	31	30	29	28	27	26	25	24	23	22	21	20
	2009	34	33	32	31	30	29	28	27	26	25	24	23	22	21
	2010	35	34	33	32	31	30	29	28	27	26	25	24	23	22
	2011	36	35	34	33	32	31	30	29	28	27	26	25	24	23
	2012	37	36	35	34	33	32	31	30	29	28	27	26	25	24
	2013	38	37	36	35	34	33	32	31	30	29	28	27	26	25
	2014	39	38	37	36	35	34	33	32	31	30	29	28	27	26
	2015	40	39	38	37	36	35	34	33	32	31	30	29	28	27
	2016	41	40	39	38	37	36	35	34	33	32	31	30	29	28
	2017	42	41	40	39	38	37	36	35	34	33	32	31	30	29
	2018	43	42	41	40	39	38	37	36	35	34	33	32	31	30
	2019	44	43	42	41	40	39	38	37	36	35	34	33	32	31
	2020	45	44	43	42	41	40	39	38	37	36	35	34	33	32
	2021	46	45	44	43	42	41	40	39	38	37	36	35	34	33
	2022	47	46	45	44	43	42	41	40	39	38	37	36	35	34
	2023	48	47	46	45	44	43	42	41	40	39	38	37	36	35

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

〈표 5-3〉 출생연도별 분가가구의 특성 변화

(단위 : 세, %)

	가구주 연령	기혼 비율	자가 비율	사례 수
1975~1979년생	30.0	64.1	24.3	665
1980~1984년생	29.7	52.5	20.9	583
1985~1988년생	30.0	50.0	22.9	319

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

본 연구는 부모의 자산이 주거 환경을 중심으로 자녀에게 이전되는 현상을 살펴보고자 한다. 또한 이전된 자녀가구의 주거자산에 따라 이후 자산의 증식에 영향을 미쳤는지를 분석하고자 한다. 일차적으로 부모로부터 자녀에게로 이전된 주거자산의 미래에 발생할 수 있는 자산 증식 효과를 분석하기 위해서는 분가 이후 일정 기간의 자산 파악이 필요하다. 〈표 5-2〉와 같이 모든 대상에 대하여 동일한 연령대의 동일한 시점을 분석하는 것이 표본 오차를 최소화하기에 가장 바람직할 수 있다. 그러나 본 연구의 주요 질문인 분가 이후 자산 증식 효과를 보기에는 기간이 짧아 분석에 한계가 있다. 따라서 본 연구의 목적을 달성하기 위해 모든 연령대에 대하여 분가 시점을 기준으로 분석하고자 한다.

나. 자녀가구의 특성

〈표 5-4〉는 분가한 자녀가구의 분가 시점 특성[27]이다. 분가한 이후 정착한 지역의 52.1%가 수도권이고, 가구원은 1명이 43%로 가장 많았으며, 자녀는 77%가 없었다. 가구소득은 평균 4,060만 원, 자산은 평균 1억 1,805만 원, 부채는 6,690만 원, 순자산은 평균 8,879만 원이다.

〈표 5-4〉 분가한 자녀가구의 특성

(단위 : %, 만 원)

		비율			비율
지역[1]	수도권	52.1	자산[3]	5,000만 원 미만	41.2
	비수도권	47.9		5,000만 원 이상~1억 미만	20.3
가구원수	1명	43.0		1억 이상~2억 미만	20.6
	2명	34.0		2억 이상~5억 미만	15.1
	3명 이상	23.0		5억 이상	2.9
자녀유무	없음	77.7		평균	11,805
	있음	22.3			

27) 분가한 자녀가구의 특성은 분가 당해연도를 기준으로 분석함. 다만 가구소득은 분가 당해연도로 측정할 경우 분가 이후 소득만 조사되므로, 분가 2년 차를 기준으로 분석함.

〈표 5-4〉의 계속

		비율			비율
가구 소득[2]	2,000만 원 미만	16.2	부채	1,000만 원 미만	12.7
	2,000만 원 이상~3,000만 원 미만	23.8		1,000만 원 이상~3,000만 원 미만	26.9
	3,000만 원 이상~4,000만 원 미만	20.3		3,000만 원 이상~5,000만 원 미만	13.2
	4,000만 원 이상~6,000만 원 미만	21.6		5,000만 원 이상~1억 미만	23.5
				1억 이상	23.8
	6,000만 원 이상	18.2		평균	6,690
	평균	4,060	순 자산[4]	5,000만 원 미만	50.3
				5,000만 원 이상~1억 미만	20.0
				1억 이상~2억 미만	17.4
				2억 이상~5억 미만	10.6
				5억 이상	1.6
				평균	8,879

주 : 1) 수도권은 서울, 경기, 인천이며, 그 외 지역은 비수도권으로 분류함.
2) 분가 당해연도 가구소득은 분가 이후의 소득이므로, 가구소득이 과소 측정되어 분가 2년 차 소득으로 분석함. 그 외 변수는 모두 분가 당해연도를 기준으로 작성되었음.
3) 자산은 금융자산과 부동산 자산(거주 부동산과 비거주 부동산)을 합한 것임.
4) 순자산은 자산에서 부채를 제한 금액임.
5) 가구소득, 자산, 부채, 순자산은 소비자 물가지수(2020=100)로 실질화함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

〈표 5-5〉는 분가한 자녀가구의 거주 형태를 분석한 것으로, 분가 시점 당시 전세가 40.8%로 가장 많고, 월세 23.7%, 자가 21.3%이다. 우선 자가 시세는 1억 이상~2억 이하의 자가가 39%로 가장 많았고, 2억 이상~3억 미만이 21.7%, 3억 이상~5억 미만이 15.2%, 1억 이하가 17.7%이다. 5억 이상 자가 소유자는 6.5%이며, 자가 시세 평균은 2억 2,902만 원이었다.

과거에 비해 전세보다는 반전세, 또는 월세가 증가하고 있는 추세를 반영하여 전세와 월세를 구분[28]하여 보증금을 살펴보았다. 전세보증금은 평균 9,010만 원, 월세 보증금은 평균 1,579만 원이다.

28) 최근 반전세 개념으로 전세이면서도 일정 부분의 월세를 지급하는 형태가 증가하고 있음. 이에 「노동패널조사」에서는 응답자가 전세, 월세를 선택해서 응답하고, 각각에 대해 전세 임대보증금 및 월세, 월세 임대보증금 및 월세를 응답하도록 함.

〈표 5-5〉 분가한 자녀가구의 거주 형태

(단위 : %, 만 원)

		비율			비율
거주 형태	자가	21.3	전세 보증금	3,000만 원 미만	14.4
	전세	40.8		3,000만 원 이상~5,000만 원 미만	20.8
	월세	23.7		5,000만 원 이상~1억 미만	34.0
	기타	14.3		1억 이상~2억 미만	22.0
자가 시세	1억 이하	17.7		2억 이상	8.8
	1억 이상~2억 이하	39.0		평균	9,010
	2억 이상~3억 미만	21.7	월세 보증금	3,000만 원 미만	85.5
	3억 이상~5억 미만	15.2		3,000만 원 이상~5,000만 원 미만	7.6
	5억 이상	6.5		5,000만 원 이상~1억 미만	5.2
	평균	22,902		1억 이상~2억 미만	1.7
				평균	1,579

주 : 자가 시세, 전세보증금, 월세보증금은 소비자 물가지수(2020=100)로 실질화함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

〈표 5-6〉 분가한 자녀가구의 가구주 특성

(단위 : %, 만 원)

		비율			비율
성별	남성	74.5	취업 여부	미취업자	12.0
	여성	25.5		취업자	88.0
연령	20대	43.2	종사상 지위	상용	80.5
	30대	49.2		임시	7.0
	40대	7.6		일용	2.6
	평균	31.0		고용주, 자영자	9.5
학력	고졸 이하	24.3		무급 가족종사자	0.5
	대학 재학중, 중퇴	8.3	소득[1] (월평균)	200만 원 미만	34.1
	전문대졸	22.5		200만 원 이상~300만 원 미만	41.7
	대졸 이상	45.0		300만 원 이상	24.2
혼인 여부	미혼	46.1		평균	251.0
	기혼	52.3			
	기혼 무배우자	1.6			

주 : 1) 월평균 소득은 소비자 물가지수(2020=100)로 실질화함.
자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

분가한 자녀가구의 가구주 특성을 살펴보면, 남성이 74.5%로 많고, 연령대는 30대 49.2%, 20대 43.2%로 평균 연령은 31.0세이다. 대졸 이상이 45.0%, 기혼이 52.3%, 취업자가 88.0%이다. 종사상 지위는 상용이 80.5%로 대부분

을 차지하고, 평균 월소득은 251만 원이다.

다. 부모가구의 특성

〈표 5-7〉 분가가구의 특성을 살펴보면, 수도권에 더 많이 거주하는 자녀가구와 달리 비수도권이 58.1%로 더 많았다. 가구소득은 평균 5,052만 원이고, 자산은 평균 3억 1,818만 원, 부채는 평균 8,668만 원, 순자산은 2억 7,524만 원이었다. 자녀가구에 비해 가구소득은 992만 원, 자산은 2억 13만 원, 부채는 1,978만 원, 순자산은 1억 8,645만 원 더 많았다. 즉 소득과 부채에 비해 순자산에서 부모가구가 자녀가구에 비해 현격히 높음을 알 수 있다.

〈표 5-7〉 부모가구의 특성

(단위 : %, 만 원)

		비율			비율
지역[1]	수도권	41.9	부채	1,000만 원 미만	13.0
	비수도권	58.1		1,000만 원 이상~3,000만 원 미만	24.1
가구소득	2,000만 원 미만	19.6		3,000만 원 이상~5,000만 원 미만	16.4
	2,000만 원 이상~3,000만 원 미만	13.0		5,000만 원 이상~1억 미만	19.9
	3,000만 원 이상~4,000만 원 미만	14.0		1억 이상	26.6
	4,000만 원 이상~6,000만 원 미만	20.5		평균	8,668
	6,000만 원 이상	32.9	순자산[3]	5,000만 원 미만	18.8
	평균	5,052		5,0000만 원 이상~1억 미만	14.8
자산[2]	5,000만 원 미만	14.1		1억 이상~2억 미만	21.5
	5,000만 원 이상~1억 미만	13.6		2억 이상~5억 미만	29.6
	1억 이상~2억 미만	22.2		5억 이상	15.4
	2억 이상~5억 미만	31.5		평균	27,524
	5억 이상	18.6			
	평균	31,818			

주 : 1) 수도권은 서울, 경기, 인천이며, 그 외 지역은 비수도권으로 분류함.
2) 자산은 금융자산과 부동산 자산(거주 부동산과 비거주 부동산)을 합한 것임.
3) 순자산은 자산에서 부채를 제한 금액임.
4) 가구소득, 자산, 부채, 순자산은 소비자 물가지수(2020=100)로 실질화함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

〈표 5-8〉 부모가구의 거주 형태

(단위 : %, 만 원)

		비율			비율
거주 형태	자가	75.4	전세 보증금	3,000만 원 미만	19.9
	전세	11.5		3,000만 원 이상~5,000만 원 미만	24.8
	월세	10.6		5,000만 원 이상~1억 미만	28.6
	기타	2.6		1억 이상~2억 미만	21.1
자가 시세	1억 미만	26.3		2억 이상	5.6
	1억 이상~2억 미만	30.9		평균	8,159
	2억 이상~3억 미만	18.4	월세 보증금	3,000만 원 미만	80.0
	3억 이상~5억 미만	13.8		3,000만 원 이상~5,000만 원 미만	10.4
	5억 이상	10.6		5,000만 원 이상~1억 미만	7.8
	평균	25,006		1억 이상~2억 미만	1.5
				2억 이상	0.3
				평균	2,097

주 : 자가 시세, 전세보증금, 월세보증금은 소비자 물가지수(2020=100)로 실질화함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

부모가구는 자가가 75.4%로 대부분을 차지하고, 자가 시세는 평균 2억 5,006만 원, 전세보증금은 평균 8,159만 원, 월세보증금은 평균 2,097만 원이다. 자녀가구와 비교하면, 자가 시세는 2,104만 원 높았고, 전세보증금은 851만 원 낮았으며, 월세보증금은 518만 원 높았다.

2. 변수와 분석 방법

분석에 사용되는 변수는 〈표 5-9〉와 같다. 종속변수는 분가한 자녀가구의 분가 시점의 주거자산이다. 주거자산은 주가의 경우 주택 시세, 전세의 경우 전세보증금으로 설정하였다. 이는 분가 시점에서 주택을 구입하는 경우만을 대상으로 하는 경우, 저가의 자가와 고가의 전세보증금이 반영되지 못하는 현실을 반영하기 위함이다. 분가 5년 후 순자산 증가율은 분가 당시를 기

준으로 분가 5년 후 순자산의 증가율이다. 분가 5년 후 순자산 증가액은 두 기간의 금액 차이이다. 분가 10년 후 순자산 증가율과 증가액은 분가 5년 후와 동일한 방법으로 계산하였다.

독립변수는 자녀가구의 특성과 부모가구의 특성으로 구분된다. 자녀가구의 거주지역, 주거형태, 가구주 연령, 가구주 고용형태, 혼인 여부, 가구 총소득, 가구 순자산이다. 부모가구의 특성으로는 주거자산, 가구 순자산이다. 금액 변수는 모두 소비자 물가지수로 실질화하였다.

〈표 5-9〉 분석 변수의 조작적 정의

		변 수	설 명
종속	자녀 가구	주거자산[1)2)]	자가 시세, 전세보증금
		분가 5년 후 순자산 증가율	-
		분가 5년 후 순자산 증가액[1)]	순자산 증가 집단에 한정
		분가 10년 후 순자산 증가율	-
		분가 10년 후 순자산 증가액[1)]	순자산 증가 집단에 한정
독립	자녀 가구	주거형태	0 : 전세/ 1 : 자가
		거주지역[3)]	0 : 비수도권/ 1 : 수도권
		가구주 연령	분가 당시 연령
		가구주 고용형태	0 : 임금근로자/ 1 : 비임금근로자
		혼인 상태	0 : 미혼/ 1 : 기혼
		가구소득[4)]	작년 한 해 가구 총소득
		가구 순자산[1)]	조사 시점 가구 순자산
	부모 가구	주거자산	자가 시세, 전세보증금
		가구소득[1)]	작년 한 해 가구 총소득
		가구 순자산[1)]	조사 시점 가구 순자산

주 : 1) 주거자산, 분가 5년 후 순자산 증가액, 분가 10년 후 순자산 증가액, 가구소득, 가구 순자산은 소비자 물가지수(2020=100)로 실질화함.
2) 주거자산은 자가의 경우 주택 시가, 전세의 경우 전세보증금임.
3) 수도권은 서울, 경기, 인천이며, 그 외 지역은 비수도권으로 분류함.
4) 자녀가구 분가 당해연도 가구소득은 분가 이후의 소득이므로, 가구소득이 과소 측정될 수 있어, 분가 2년 차 소득으로 분석함. 그 외 모든 변수는 분가 당해연도를 기준으로 함.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

본 연구의 연구 주제 및 분석 모형은 다음과 같다. 첫째, 부모의 순자산이 자녀의 주거자산에 미치는 영향으로, 다중회귀분석을 이용하여 분석하였다. 주거자산의 지역적 차이를 살펴보기 위해 수도권과 비수도권으로 나누어 분석하였다. 둘째, 분가 당시 주거자산이 미래 자산 증식에 미치는 영향으로, 분가 5년 후와 분가 10년 후를 구분하여 순자산의 증가를 분석하였다. 우선 부모의 자산과 자녀의 분가 당시 주거자산이 분가 5년 후 자녀가구의 순자산 증가율에 미치는 영향을 다중회귀분석을 하였다. 이후 순자산이 증가한 집단을 대상으로 증가액에 미치는 영향을 분석하였다. 분가 10년 후 순자산 증식 효과도 분가 5년 후 증식 효과와 같은 방법으로 분석하였다. 추가적으로 수도권과 비수도권을 나누어 분석하였다.

제3절 연구 결과

1. 기초분석

가. 자녀가구 분가 당시 주거자산

〈표 5-10〉은 자녀가구의 분가 당시 주거자산과 가구주 특성과의 관계를 살펴본 것이다. 주거자산은 자가의 경우에는 시세를, 전세의 경우에는 전세보증금을 사용하여 만든 변수이다.

연령이 높을수록, 학력이 높을수록, 기혼 유배우자일수록, 소득이 높은 집단일수록 주거자산이 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다. 다만 종사상 지위는 집단별로 통계적으로 유의하게 다르게 나타났는데, 무급가족 종사자가 가장 높았지만 사례 수가 많지 않다는 점을 주의해야 한다. 그 외 고용주 자영업자, 상용 순으로 주거자산이 높은 것으로 나타났다.

자녀가구 특성에 따른 주거자산 차이를 살펴보면, 자가일수록, 수도권일수록, 가구원 수가 많을수록, 자녀가 있을수록 주거자산이 통계적으로 유의하게 높았다. 가구소득, 자산, 부채, 순자산이 많을수록 주거자산이 유의하

게 높았다(표 5-11 참조).

〈표 5-10〉 자녀가구 가구주 특성에 따른 자녀가구 주거자산 차이(분가 당시)

(단위 : 만 원, 명)

변수		자녀가구 주거자산				
		평균	표준편차	중위값	사례수	T/F값
연령	20대	9,296	12,898	6,040	758	66.91 ***
	30대	15,480	13,885	11,578	1,289	
	40대 이상	20,267	18,311	15,429	168	
학력	고졸 이하	8,817	8,332	5,959	475	35.87 ***
	대학 재학 중 또는 중퇴	13,087	11,724	9,511	150	
	전문대 졸	12,395	11,808	9,098	493	
	대졸 이상	16,561	16,912	11,484	1,095	
혼인상태	미혼	10,798	11,569	6,422	570	13.31 ***
	기혼 유배우자	14,359	15,053	10,347	1,443	
	기혼 무배우자	10,971	11,012	6,962	23	
취업여부	미취업자	14,295	19,891	8,866	244	1.14
	취업자	13,192	13,251	9,201	1,792	
종사상지위	상용	13,215	12,951	9,387	1,472	2.44 **
	임시	12,228	12,657	6,933	92	
	일용	7,618	6,503	4,833	37	
	고용주, 자영자	14,571	16,634	8,874	179	
	무급 가족종사자	17,051	7,607	16,694	9	
소득	200만 원 미만	8,180	8,580	5,326	478	118.99 ***
	200만 원 이상~300만 원 미만	11,878	10,792	8,683	761	
	300만 원 이상	19,996	17,103	15,610	518	

주 : * p-value〈0.1, ** p-value〈0.05, *** p-value〈0.01.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

〈표 5-11〉 자녀가구 특성에 따른 자녀가구 주거자산 차이(분가 당시)

(단위 : 만 원, 가구)

변수			자녀가구 주거자산				
			평균	표준편차	중위값	사례수	T/F값
자가 여부	자가		22,902	19,173	17,899	752	24.26***
	전세		9,010	7,595	6,719	1,463	
지역	수도권		15,830	16,726	10,751	986	-7.8015***
	비수도권		11,105	10,103	7,886	1,229	
	자가	수도권	29,122	23,708	23,174	348	-8.65***
		비수도권	17,545	11,786	14,217	404	
	전세	수도권	10,579	8,442	8,104	881	-10.05***
		비수도권	6,634	5,274	4,888	582	
가구 원수	1명		11,189	12,286	6,560	560	13.27***
	2명		14,107	13,566	10,352	1,002	
	3명 이상		15,320	16,720	10,728	653	
자녀 유무	없음		13,325	13,287	9,332	1,522	-3.55***
	있음		15,790	17,117	10,891	607	
가구 소득	2,000만 원 미만		8,181	8,427	5,326	330	47.11***
	2,000만 원 이상~3,000만 원 미만		9,911	8,721	7,088	300	
	3,000만 원 이상~4,000만 원 미만		11,519	16,469	7,747	307	
	4,000만 원 이상~6,000만 원 미만		16,604	14,208	12,902	367	
	6,000만 원 이상		21,293	19,389	16,112	326	
자산	5,000만 원 미만		2,928	1,178	3,043	404	1177.31***
	5,000만 원 이상~1억 미만		6,288	1,719	6,153	575	
	1억 이상~2억 미만		12,570	3,487	12,428	649	
	2억 이상~5억 미만		25,278	8,916	24,373	490	
	5억 이상		50,584	29,093	51,470	95	
부채	1,000만 원 미만		6,566	4,965	4,867	68	86.41***
	1,000만 원 이상~3,000만 원 미만		9,111	6,549	7,361	184	
	3,000만 원 이상~5,000만 원 미만		12,843	13,142	10,212	115	
	5,000만 원 이상~1억 미만		17,658	10,364	15,362	223	
	1억 이상		29,250	18,542	24,729	239	
순 자산	5,000만 원 미만		4,409	3,586	3,575	541	884.52***
	5,000만 원 이상~1억 미만		8,246	4,657	7,126	633	
	1억 이상~2억 미만		14,447	5,597	13,439	601	
	2억 이상~5억 미만		28,305	11,927	26,879	373	
	5억 이상		48,419	26,743	54,457	51	

주 : * p-value〈0.1, ** p-value〈0.05, *** p-value〈0.01.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

부모가구 특성에 따른 주거자산 차이를 살펴보면, 자가의 경우와 전세의 경우 모두 수도권이 비수도권보다 주가 자산이 높았다. 가구소득이 높을수록, 자산이 많을수록, 부채가 많을수록, 순자산이 많을수록 통계적으로 유의하게 주거자산이 높았다.

〈표 5-12〉 부모가구 특성에 따른 자녀가구 주거자산 차이(분가 당시)

(단위 : 만 원, 가구)

변수			자녀가구 주거자산				
			평균	표준편차	중위값	사례 수	T/F값
자가 여부	자가		11,074	13,899	6,988	2,316	1.58
	전세		9,815	13,568	5,308	347	
지역	자가	수도권	14,180	16,909	9,625	924	-8.91***
		비수도권	9,012	11,006	5,258	1,392	
	전세	수도권	11,575	15,503	6,047	227	-3.37***
		비수도권	6,486	7,855	3,956	120	
가구 소득	2,000만 원 미만		8,928	12,445	4,767	443	7.94***
	2,000만 원 이상~3,000만 원 미만		9,338	12,035	5,376	324	
	3,000만 원 이상~4,000만 원 미만		9,883	11,592	6,089	356	
	4,000만 원 이상~6,000만 원 미만		10,578	13,112	6,136	535	
	6,000만 원 이상		12,752	16,029	9,098	915	
자산	5,000만 원 미만		5,092	7,927	2,961	176	29.92***
	5,000만 원 이상~1억 미만		7,146	7,632	4,148	335	
	1억 이상~2억 미만		9,467	14,347	5,646	636	
	2억 이상~5억 미만		11,827	13,435	7,836	906	
	5억 이상		14,953	16,459	10,255	552	
부채	1,000만 원 미만		7,525	10,431	4,170	148	4.87***
	1,000만 원 이상~3,000만 원 미만		8,808	12,569	4,759	276	
	3,000만 원 이상~5,000만 원 미만		9,572	11,098	6,549	196	
	5,000만 원 이상~1억 미만		10,590	18,381	6,535	259	
	1억 이상		12,755	15,205	8,449	352	
순자산	5,000만 원 미만		9,673	9,971	6,153	293	33.90***
	5,000만 원 이상~1억 미만		9,384	7,690	6,853	292	
	1억 이상~2억 미만		11,702	10,010	8,592	498	
	2억 이상~5억 미만		14,853	13,193	10,751	682	
	5억 이상		17,845	14,944	13,801	373	

주 : * p-value〈0.1, ** p-value〈0.05, *** p-value〈0.01.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

나. 분가 5년 후 자산 증식 현황

자녀가구의 분가 5년 후 자산 증식 현황을 살펴보았다. 분가 당시보다 순자산이 감소한 경우가 31.3%(508가구)이다. 100% 미만으로 증가한 경우가 39.7%였고, 평균 순자산 증가율은 82.3% 증가하였다.

〈표 5-13〉 분가 5년 후 순자산 증가율(분가 당시 기준)

(단위 : 가구, %)

	빈도	비율
감소	508	31.3
0% 이상~100% 미만	644	39.7
100% 이상~200% 미만	241	14.9
200% 이상	230	14.2
합계	1,623	100.0
평균(82.3% 증가)		

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

〈표 5-14〉 자녀가구 특성에 따른 분가 5년 후 자녀가구의 순자산 증가 현황을 살펴보면, 분가 당시 자가보다 전세일 때 순자산 증가액이 통계적으로 유의하게 높은 것을 알 수 있다. 이는 전세일 때 비수도권보다 수도권에서의 순자산 증가액이 높으면서 발생한 현상이라 생각된다. 가구소득이 높을수록 통계적으로 유의하게 순자산 증가액이 큰 것을 알 수 있다. 자산, 부채, 순자산은 각 집단 간 차이가 유의하게 나타났지만, 일정한 경향성을 띠지는 않았다. 분가 당시 자산과 순자산은 일정 수준까지는 높을수록 순자산도 많이 증가한 것으로 보이지만, 일정 수준을 넘어서면 오히려 순자산이 감소한 것으로 나타났다. 이는 분가 당시 오히려 많은 자산을 가지고 있었던 집단이 순자산이 감소하는 현상을 보인 것으로, 세밀한 분석이 필요하다고 생각된다. 본 연구에서 주요 요인으로 보는 분가 당시의 주거자산(자가의 경우 주택 시가, 전세의 경우 전세보증금)은 분가 5년 후 순자산 증가액의 차이를 보이지 않았다.

〈표 5-14〉 자녀가구 특성에 따른 분가 5년 후 자녀가구 순자산 증가액

(단위 : 만 원, 가구)

변수			5년 후 순자산 증가액				
			평균	표준편차	중위값	사례수	T/F값
자가 여부	자가		3,661	15,543	2,311	546	-3.19***
	전세		5,905	12,172	3,666	1,088	
지역	수도권		5,679	15,298	3,482	874	-1.69*
	비수도권		4,553	10,874	2,863	760	
	자가	수도권	2,939	18,616	2,075	242	0.97
		비수도권	4,764	9,581	3,133	456	
	전세	수도권	6,728	13,691	4,141	632	-2.63***
		비수도권	4,764	9,581	3,133	456	
주거 자산	5,000만 원 미만		4,169	8,604	2,535	424	1.10
	5,000만 원 이상~1억 원 미만		5,223	10,078	3,448	455	
	1억 원 이상~2억 원 미만		5,793	14,240	3,358	461	
	2억 원 이상		5,153	21,014	3,372	270	
가구 원수	1명		4,694	11,795	3,113	350	1.01
	2명		5,642	13,252	3,918	791	
	3명 이상		4,702	14,740	2,284	493	
자녀 유무	없음		5,377	12,939	3,646	1,112	0.46
	있음		5,032	14,941	2,678	456	
가구 소득	2,000만 원 미만		2,239	10,178	1,834	243	12.74***
	2,000만 원 이상~3,000만 원 미만		3,368	10,693	2,273	230	
	3,000만 원 이상~4,000만 원 미만		4,074	12,107	2,944	231	
	4,000만 원 이상~6,000만 원 미만		6,182	14,413	4,167	262	
	6,000만 원 이상		10,610	19,290	6,466	203	
자산	5,000만 원 미만		4,185	7,083	2,327	323	18.45***
	5,000만 원 이상~1억 미만		5,219	8,450	3,508	449	
	1억 이상~2억 미만		6,002	12,009	3,328	488	
	2억 이상~5억 미만		6,872	18,966	3,944	316	
	5억 이상		-10,112	32,117	-8,935	48	
부채	1,000만 원 미만		2,608	7,541	2,212	55	8.95***
	1,000만 원 이상~3,000만 원 미만		5,190	12,759	3,520	146	
	3,000만 원 이상~5,000만 원 미만		8,086	15,036	5,104	85	
	5,000만 원 이상~1억 미만		6,659	13,044	4,176	136	
	1억 이상		14,180	20,771	10,115	137	
순 자산	5,000만 원 미만		5,201	8,079	3,013	433	31.61***
	5,000만 원 이상~1억 미만		5,704	9,238	3,544	472	
	1억 이상~2억 미만		6,509	13,479	3,181	457	
	2억 이상~5억 미만		4,762	19,880	2,482	240	
	5억 이상		-19,966	29,859	-17,590	32	

주 : * p-value〈0.1, ** p-value〈0.05, *** p-value〈0.01.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

〈표 5-15〉 부모가구 특성에 따른 분가 5년 후 자녀가구 순자산 증가액

(단위 : 만 원, 가구)

변수		5년 후 순자산 증가액				
		평균	표준편차	중위값	사례수	T/F값
가구소득	2,000만 원 미만	4,130	12,071	1,460	383	3.62 ***
	2,000만 원 이상~3,000만 원 미만	5,360	11,501	3,268	284	
	3,000만 원 이상~4,000만 원 미만	5,087	11,234	3,094	315	
	4,000만 원 이상~6,000만 원 미만	4,997	12,728	3,367	454	
	6,000만 원 이상	6,867	13,133	4,128	712	
자산	5,000만 원 미만	4,178	11,778	1,496	174	6.15 ***
	5,000만 원 이상~1억 미만	3,277	9,069	1,983	300	
	1억 이상~2억 미만	4,964	10,808	3,178	541	
	2억 이상~5억 미만	5,981	12,478	3,873	741	
	5억 이상	7,504	16,006	4,261	415	
부채	1,000만 원 미만	3,696	12,198	2,235	126	1.35
	1,000만 원 이상~3,000만 원 미만	4,811	12,653	3,345	246	
	3,000만 원 이상~5,000만 원 미만	4,486	9,130	1,719	184	
	5,000만 원 이상~1억 미만	5,933	12,934	3,287	217	
	1억 이상	6,408	16,047	3,663	279	
순자산	5,000만 원 미만	3,760	13,456	2,295	221	7.79 ***
	5,000만 원 이상~1억 미만	3,268	10,229	2,384	224	
	1억 이상~2억 미만	5,280	12,577	3,381	382	
	2억 이상~5억 미만	5,555	13,134	3,649	505	
	5억 이상	7,291	16,539	4,895	260	

주 : * p-value〈0.1, ** p-value〈0.05, *** p-value〈0.01.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

〈표 5-15〉는 부모가구 특성에 따른 분가 5년 후 자녀가구 순자산 증가액을 살펴본 것이다. 가구소득과 자산, 순자산이 통계적으로 유의하게 나타났지만 뚜렷한 경향을 보이지는 않는다. 부모 순자산 '5,000만 원 이하' 집단을 제외하고, 부모 순자산이 높을수록 분가 5년 후 자녀가구의 순자산이 증가한 것으로 보인다.

다. 분가 10년 후 자산 증식 현황

〈표 5-16〉에 의하면 분가 10년 후 자녀가구의 순자산이 분가 당시보다

〈표 5-16〉 분가 10년 후 순자산 증가율(분가 당시 기준)

(단위 : 가구, %)

	빈도	비율
감소	229	20.1
0% 이상~100% 미만	327	28.6
100% 이상~200% 미만	211	18.5
200% 이상	375	32.8
전 체	1,142	100.0
평균(197.60% 증가)		

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

감소한 경우가 20.1%로, 분가 5년 후보다는 11.2%p 감소하였다. 분가 10년 후 순자산은 평균적으로는 197.6% 증가하였다.

분가 10년 후 자녀가구의 순자산 증가액을 자녀가구 특성에 따라 살펴보았다. 분가 당시 전세의 경우 자가에 비해 순자산 증가액이 높았는데, 이는 전세의 경우 수도권의 자산 증가액이 비수도권의 자산 증가액보다 월등히 높으면서 나타나는 현상이라 추측된다. 이는 앞서 설명한 분가 5년 후 순자산 증가액과 동일한 현상이다. 분가 당시 주거자산, 가구소득, 자산, 부채, 순자산은 통계적으로 유의한 차이를 보이지만 일정한 경향성을 보이지는 않았다. 특히 주거자산, 자산, 순자산은 일정 수준까지는 순자산 증가액이 증가한 것으로 보이지만, 그 이상이 되면 모두 순자산 증가액이 감소하였다. 기초분석에서는 분가 10년 후 순자산 증가액과 분가 5년 후 순자산 증가액이 유사한 경향을 보인다(표 5-17 참조).

〈표 5-17〉 자녀가구 특성에 따른 분가 10년 후 자녀가구 순자산 증가액

(단위 : 만 원, 가구)

변수			10년 후 순자산 증가액				
			평균	표준편차	중위값	사례수	T/F 값
자가 여부	자가		9,952	19,561	8,013	380	-3.77 ***
	전세		14,397	18,411	9,978	771	
지역	수도권		14,196	21,197	10,967	634	-2.52 **
	비수도권		11,376	15,525	8,201	517	
	자가	수도권	10,231	22,365	8,684	174	-0.25
		비수도권	9,718	16,887	7,666	206	
	전세	수도권	15,696	20,564	11,453	460	
		비수도권	12,475	14,477	8,759	311	-2.39 **

〈표 5-17〉의 계속

변수		10년 후 순자산 증가액				
		평균	표준편차	중위값	사례수	T/F 값
주거자산	5,000만 원 미만	11,457	14,085	7,191	331	4.18 ***
	5,000만 원 이상~1억 원 미만	12,157	15,372	9,048	347	
	1억 원 이상~2억 원 미만	16,018	22,611	11,177	318	
	2억 원 이상	11,079	25,628	11,437	136	
가구원수	1명	13,926	17,326	9,531	229	1.02
	2명	13,251	19,301	9,683	552	
	3명 이상	11,833	19,240	8,172	370	
자녀유무	없음	13,337	18,806	9,531	757	0.83
	있음	12,310	19,003	8,290	339	
가구소득	2,000만 원 미만	10,268	17,744	6,191	189	9.42 ***
	2,000만 원 이상~3,000만 원 미만	9,300	16,551	6,638	186	
	3,000만 원 이상~4,000만 원 미만	11,423	17,383	7,191	175	
	4,000만 원 이상~6,000만 원 미만	13,179	19,909	11,451	190	
	6,000만 원 이상	21,277	22,639	18,324	131	
자산	5,000만 원 미만	11,081	13,648	6,549	251	11.22 ***
	5,000만 원 이상~1억 미만	12,478	14,500	8,930	348	
	1억 이상~2억 미만	15,618	19,559	11,165	343	
	2억 이상~5억 미만	14,629	25,082	12,576	168	
	5억 이상	-6,130	34,833	-15,538	32	
부채	1,000만 원 미만	9,941	13,945	6,245	44	3.03 ***
	1,000만 원 이상~3,000만 원 미만	12,102	18,698	8,315	117	
	3,000만 원 이상~5,000만 원 미만	20,252	22,347	14,630	64	
	5,000만 원 이상~1억 미만	16,455	20,415	12,258	80	
	1억 이상	19,698	27,135	16,957	59	
순자산	5,000만 원 미만	12,174	14,497	7,632	329	17.11 ***
	5,000만 원 이상~1억 미만	13,071	15,165	9,375	355	
	1억 이상~2억 미만	15,692	19,935	11,165	311	
	2억 이상~5억 미만	12,903	26,745	10,432	135	
	5억 이상	-18,384	30,410	-21,097	21	

주 : * p-value〈0.1, ** p-value〈0.05, *** p-value〈0.01.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

〈표 5-18〉은 부모가구 특성에 따른 분가 10년 후 자녀가구 순자산 증가액을 살펴본 것이다. 가구소득, 자산, 부채, 순자산 등 모든 변수에서 액수가 클수록 10년 후 자녀가구 순자산 증가액이 유의하게 높은 것으로 나타났다.

〈표 5-18〉 부모가구 특성에 따른 분가 10년 후 자녀가구 순자산 증가액

(단위 : 만 원, 가구)

변수		10년 후 순자산 증가액				
		평균	표준편차	중위값	사례수	T/F값
가구소득	2,000만 원 미만	10,646	17,722	6,520	292	4.53 ***
	2,000만 원 이상~3,000만 원 미만	12,166	16,101	8,273	210	
	3,000만 원 이상~4,000만 원 미만	11,183	17,119	7,363	221	
	4,000만 원 이상~6,000만 원 미만	12,312	17,704	9,033	299	
	6,000만 원 이상	15,665	18,596	11,606	436	
자산	5,000만 원 미만	8,056	14,294	3,527	132	9.94 ***
	5,000만 원 이상~1억 미만	9,268	13,941	6,283	224	
	1억 이상~2억 미만	11,626	17,321	8,460	379	
	2억 이상~5억 미만	14,615	18,647	11,190	463	
	5억 이상	16,921	20,801	11,784	279	
부채	1,000만 원 미만	9,802	13,001	6,615	98	1.97 *
	1,000만 원 이상~3,000만 원 미만	10,340	18,610	6,549	169	
	3,000만 원 이상~5,000만 원 미만	10,820	14,193	6,109	141	
	5,000만 원 이상~1억 미만	12,451	16,672	9,219	155	
	1억 이상	14,712	20,728	11,014	166	
순자산	5,000만 원 미만	9,944	17,904	6,023	155	10.54 ***
	5,000만 원 이상~1억 미만	9,466	14,729	6,478	174	
	1억 이상~2억 미만	12,467	18,422	9,447	278	
	2억 이상~5억 미만	14,146	19,075	10,805	332	
	5억 이상	16,565	21,911	11,754	185	

주 : * p-value〈0.1, ** p-value〈0.05, *** p-value〈0.01.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

2. 주거자산 이전 효과 분석

〈표 5-19〉는 자녀의 주거자산에 미치는 영향에 대하여 다중회귀분석한 것이다. 분가 당시 비수도권에 비해 수도권일수록, 전세에 비해 자가일 경우에 주거자산이 통계적으로 유의하게 높았다. 연령은 많을수록, 미혼에 비해 기혼일수록, 가구소득이 높을수록 주거자산이 높았다. 특히 본 연구의 주요 관심 변수인 부모가구의 순자산이 1% 증가할 때, 자녀가구의 주거자산은 0.102% 증가하였다. 부모가구 소득이 유의하지 않은 것은 자녀가 분가하는 시점에는 이미 은퇴하여 가용 소득이 적은 부모가 많기 때문이라 생각된다. 이러한 현상은 수도권과 비수도권으로 나누어 분석하여도 동일하게 나타났다. 다만 직접적으로 비교하기는 어려우나, 수도권의 경우 부모가구의 순자산이 자녀가구의 주거자산에 미치는 영향력이 큰 것으로 나타났다.

〈표 5-19〉 자녀가구 주거자산에 미치는 영향 분석(수도권 여부)

	전 체	수도권	비수도권
지역(기준 : 비수도권)	0.338*** (0.037)		
자가 여부(기준 : 전세)	0.893*** (0.038)	0.914*** (0.054)	0.887*** (0.055)
연령	0.012*** (0.004)	0.022*** (0.006)	0.001 (0.006)
결혼 여부(기준 : 미혼)	0.330*** (0.042)	0.312*** (0.053)	0.335*** (0.067)
임금근로자 여부(기준 : 비임금근로자)	0.036 (0.058)	0.049 (0.084)	0.007 (0.079)
가구소득	0.146*** (0.024)	0.155*** (0.033)	0.128*** (0.035)
부모가구 소득	-0.004 (0.021)	-0.003 (0.029)	0.002 (0.030)
부모가구 순자산	0.102*** (0.015)	0.116*** (0.021)	0.089*** (0.022)
표본 수	1,206	685	521
F값	48.57	27.09	23.93
R^2	0.5699	0.5625	0.6027

주 : 1) 자녀가구 주거자산, 가구소득, 부모가구 소득, 부모가구 순자산은 로그 취함.
2) 괄호 안은 표준편차임.
3) 분석모형에서는 연도더미를 포함하였으며, 표에서는 생략함.
4) * p-value〈0.1, ** p-value〈0.05, *** p-value〈0.01.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

〈표 5-20〉 자녀가구 주거자산에 미치는 영향 분석(분가 시기)

	전 체	분가 시기	
		2000~2009	2010~2023
분가 시기(기준 : 2000~2009년)	0.920*** (0.118)		
지역(기준 : 비수도권)	0.357*** (0.038)	0.367*** (0.050)	0.339*** (0.058)
자가 여부(기준 : 전세)	0.890*** (0.039)	0.904*** (0.052)	0.874*** (0.060)
연령	0.011*** (0.004)	0.025*** (0.006)	0.001 (0.005)
결혼 여부(기준 : 미혼)	0.336*** (0.042)	0.334*** (0.056)	0.304*** (0.065)
임금근로자 여부(기준 : 비임금근로자)	0.014 (0.059)	0.124 (0.079)	-0.076 (0.091)
가구소득	0.140*** (0.024)	0.087*** (0.030)	0.215*** (0.039)
부모가구 소득	0.008 (0.021)	0.028 (0.025)	-0.033 (0.041)
부모가구 순자산	0.106*** (0.015)	0.098*** (0.018)	0.116*** (0.026)
표본 수	1,159	633	526
F값	47.72	41.86	23.84
R^2	0.5676	0.5364	0.4984

주 : 1) 자녀가구 주거자산, 가구소득, 부모가구 소득, 부모가구 순자산은 로그 취함.
2) 괄호 안은 표준편차임.
3) 분석모형에서는 연도더미를 포함하였으며, 표에서는 생략함.
4) * p-value〈0.1, ** p-value〈0.05, *** p-value〈0.01.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

〈표 5-20〉은 자녀의 주거자산에 미치는 영향에 대하여 분가 시기별로 다중회귀분석한 것이다. 분가 시기가 2000~2009년도에 비해 2010~2023년도인 경우, 즉 과거에 비해 최근으로 오면서 자녀가구의 주거자산이 높아지는 것을 알 수 있다. 비수도권에 비해 수도권, 전세에 비해 자가, 분가 당시 연령이 높을수록, 미혼에 비해 기혼, 가구소득이 높을수록 자녀가구 주거자산이 높았다. 주요 변수인 부모가구 순자산이 높을수록 자녀가구 주거자산이 높은 것으로 나타났다. 분가 시기별로 구분하여 분석한 결과 유의미한 요인은 모두 동일하였다. 다만 직접적으로 비교하기는 어려우나 2000~2009년 분가한 자녀에 비해 2010년 이후에 분가한 자녀의 경우 부모가구 순자산이 자녀가구 주

거자산에 미치는 영향 정도가 높은 것으로 나타났다.

3. 주거자산 이전을 통한 미래 자산 증식 분석

부모의 순자산이 분가 당시 자녀의 주거자산에 영향을 미치고, 그 영향 정도가 미래 자산 증식에 미치는 효과를 살펴보았다. 앞서 〈표 5-13〉에서 본 바와 같이 분가 5년 후 자산이 오히려 감소한 경우(분석 표본의 31.3%)가 발생하였다. 순자산 증가액이 음수가 나와 로그를 취할 수 없기 때문[29]에 본 분석에서는 증가액을 대신하여 분가 당시 순자산 대비 분가 5년 후 순자산 증가율을 종속변수로 사용하였다. 어떤 요인도 분가 5년 후 자녀가구 순자산 증가율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하였다.

〈표 5-21〉 분가 5년 후 자녀가구 순자산 증가율에 미치는 영향

	계수 (표준편차)
주거자산	17.277 (39.078)
지역(기준 : 전세)	-0.217 (49.579)
자가 여부(기준 : 비수도권)	-85.954 (60.538)
연령	2.419 (5.532)
결혼 여부(기준 : 미혼)	54.874 (58.232)
임금근로자 여부(기준 : 비임금근로자)	-17.203 (76.814)
자녀가구 소득	-0.652 (30.463)
부모가구 소득	-15.167 (27.660)
부모가구 순자산	-11.854 (20.078)
표본 수=867/F값=0.70/R^2=0.0245	

주 : 1) 자녀가구 주거자산, 자녀가구 소득, 부모가구 소득, 부모가구 순자산은 로그 취함.
2) 괄호 안은 표준편차임.
3) 분석모형에서는 연도더미를 포함하였으며, 표에서는 생략함.
4) * p-value〈0.1, ** p-value〈0.05, *** p-value〈0.01.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

29) 일반적으로 소득이나 자산과 같이 편차가 큰 변수들을 회귀분석에서 사용하기 위해서는 정규분포를 갖게 하기 위하여 자연로그를 취해서 사용함(우석진, 2013) 그런데 순자산이 감소한 경우 순자산 증가액 변수가 음수이므로 로그를 취할 수 없음.

〈표 5-22〉는 순자산이 증가한 경우(분석 표본의 68.7%)에 대하여 다중회귀분석을 실시한 것이다. 증가율 분석과 다르게 통계적으로 유의한 변수가 나타났다. 수도권일수록, 연령이 높을수록, 비임금근로자일수록, 가구소득이 높을수록, 부모가구 소득이 높을수록 분가 5년 후 자녀가구의 순자산 증가액이 높은 것으로 나타났다. 특히 부모가구 순자산이 1% 증가할 때 분가 5년 후 순자산 증가액은 0.155% 증가하는 것을 알 수 있다.

〈표 5-22〉 분가 5년 후 자녀가구 순자산 증가액에 미치는 영향(순자산 증가가 있는 집단)

	전 체	수도권	비수도권
주거자산	0.094 (0.096)	0.083 (0.136)	0.134 (0.146)
지역(기준 : 비수도권)	0.196* (0.117)		
자가 여부(기준 : 전세)	-0.160 (0.148)	-0.062 (0.213)	-0.330 (0.217)
연령	0.023* (0.013)	0.022 (0.020)	0.029 (0.018)
결혼 여부(기준 : 미혼)	0.199 (0.141)	0.281 (0.185)	0.114 (0.233)
임금근로자 여부(기준 : 비임금근로자)	-0.361* (0.199)	-0.581* (0.312)	-0.310 (0.271)
가구소득	0.141** (0.069)	0.122 (0.101)	0.095 (0.102)
부모가구 소득	0.295*** (0.062)	0.249*** (0.089)	0.293*** (0.091)
부모가구 순자산	0.155*** (0.045)	0.180*** (0.064)	0.148** (0.066)
표본 수	606	331	275
F값	5.32	2.96	3.04
R^2	0.2173	0.2221	0.2646

주 : 1) 분가 5년 후 순자산 증가액, 자녀가구 주거자산, 가구소득, 부모가구 소득, 부모가구 순자산은 로그 취함.
2) 괄호 안은 표준편차임.
3) 분석모형에서는 연도더미를 포함하였으며, 표에서는 생략함.
4) * p-value〈0.1, ** p-value〈0.05, *** p-value〈0.01.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

〈표 5-23〉 분가 10년 후 자녀가구 순자산 증가율에 미치는 영향

	계수 (표준편차)
주거자산	-32.668 (53.642)
지역(기준 : 전세)	-44.147 (67.194)
자가 여부(기준 : 비수도권)	-106.200 (82.170)
연령	1.665 (8.235)
결혼 여부(기준 : 미혼)	-18.004 (78.406)
임금근로자 여부(기준 : 비임금근로자)	44.541 (104.438)
자녀가구 소득	-20.513 (41.961)
부모가구 소득	-21.151 (37.101)
부모가구 순자산	-0.446 (27.283)
표본 수=652/F값=0.96/R^2=0.0371	

주 : 1) 자녀가구 주거자산, 자녀가구 소득, 부모가구 소득, 부모가구 순자산은 로그 취함.
2) 괄호 안은 표준편차임.
3) 분석모형에서는 연도더미를 포함하였으며, 표에서는 생략함.
4) * p-value〈0.1, ** p-value〈0.05, *** p-value〈0.01.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

이러한 결과는 순자산이 감소한 집단은 어떤 경향성을 띠지 않은 반면, 순자산이 증가한 집단은 특정 요인에 영향을 받는 것을 보여준다. 즉 부모가구의 순자산이 자녀가구의 순자산 증가와 감소에 유의한 영향을 미치지는 못하지만, 순자산이 증가한 경우에는 분가 당시 부모의 순자산이 많을수록 자녀의 미래 순자산 증식 효과가 있는 것을 시사한다.

〈표 5-23〉은 분가 10년 후 순자산 증식에 미치는 영향을 살펴본 것이다. 시간이 지남에 따라 자산 증식 효과가 달라지는지 파악하기 위함이다. 분가 10년 후 자녀가구 순자산이 오히려 감소한 경우(분석 표본의 20.1%)가 있기 때문에 증가액을 이용하지 못하고, 증가율로 분석을 실시하였다. 분가 5년 후와 동일하게 분가 10년 후 자녀가구 순자산 증가율에 유의하게 영향을 미치는 요인은 없었다.

분가 10년 후 순자산이 증가한 경우(분석 표본의 79.9%)를 대상으로 순자산 증가액에 미치는 요인을 분석해 보았다. 주거자산이 높을수록, 연령이 높을수록, 부모가구 소득이 높을수록, 부모가구 순자산이 높을수록 순자산 증가액이 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다. 특히 주거자산은 1% 증

가할 때, 분가 10년 후 순자산 증가액이 0.174% 증가하였고, 부모 순자산이 1% 증가할 때, 자녀 순자산 증가액은 0.263% 증가하였다. 이는 순자산이 감소한 집단을 포함한 순자산 증가율에는 어떤 요인도 영향을 미치지 못한 반면, 순자산이 증가한 집단에서는 부모의 경제적 형편이 자녀의 자산에 긍정적인 영향을 주고 있음을 추측할 수 있다.

시간의 흐름에 따른 자녀가구 순자산 증가액에 미치는 영향 요인의 다른 점은 지역이다. 분가 5년 후 순자산 증가액은 비수도권에 비해 수도권일수록 0.196% 유의하게 증가하는 것으로 나타났으나, 분가 10년 후 증가액에는 유의한 결과가 나타나지 않았다.

〈표 5-24〉 분가 10년 후 자녀가구 순자산 증가액에 미치는 영향(순자산 증가가 있는 집단)

	전체	수도권	비수도권
주거자산	0.174* (0.099)	0.049 (0.145)	0.284** (0.141)
지역(기준 : 비수도권)	0.019 (0.120)		
자가 여부(기준 : 전세)	-0.223 (0.148)	-0.263 (0.214)	-0.221 (0.220)
연령	0.034** (0.015)	0.038* (0.021)	0.041* (0.023)
결혼 여부(기준 : 미혼)	-0.114 (0.140)	-0.150 (0.178)	-0.015 (0.241)
임금근로자 여부(기준 : 비임금근로자)	0.096 (0.199)	0.175 (0.294)	0.157 (0.279)
가구소득	0.108 (0.073)	0.134 (0.113)	0.174* (0.104)
부모가구 소득	0.193*** (0.059)	0.145* (0.086)	0.211** (0.085)
부모가구 순자산	0.263*** (0.045)	0.291*** (0.063)	0.236*** (0.070)
표본 수	520	285	235
F값	5.9	2.93	4
R^2	0.2298	0.2129	0.3136

주 : 1) 분가 10년 후 순자산 증가액, 자녀가구 주거자산, 가구소득, 부모가구 소득, 부모가구 순자산은 로그 취함.
2) 괄호 안은 표준편차임.
3) 분석모형에서는 연도더미를 포함하였으며, 표에서는 생략함.
4) * p-value〈0.1, ** p-value〈0.05, *** p-value〈0.01.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 제1~26차(1998~2023년 조사) 학술대회용 자료.

제4절 소 결

본 연구는 부모의 자산이 자녀의 주거자산에 미치는 영향을 살펴보고, 자녀의 미래 자산 증식에 어떠한 영향을 미치는지 알아보는 것을 목적으로 한다. 부모에게서 자녀에게로의 자산 이전을 알아보기 위해서는 분가가구의 현황과 그 이후 삶의 과정이 추적되어야 하므로 부모가구와 부모가구로부터 독립한 개인의 결혼과 출산, 노동 이력과 분가 후 가계 경제가 모두 조사되는 「한국노동패널」 자료를 이용하였다. 본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 분가 시 자녀의 주거자산[30]에 미치는 영향에 대하여 다중회귀분석을 실시하였다. 수도권일수록, 자가일수록, 연령이 높을수록, 기혼일수록, 자녀가구 소득이 높을수록 분가 당시 주거자산이 높았다. 부모의 순자산이 1% 증가할 때 자녀가구의 주거자산은 0.102% 증가하였다. 즉 부모의 경제적 상태가 자녀의 분가 시 주거자산에 영향을 미쳐 사회의 첫 출발선에 차이를 줌을 예측할 수 있다. 분가 시기를 2000~2009년, 2010~2023년의 두 개 집단으로 구분하여 분석한 결과, 부모의 순자산이 자녀의 주거자산에 미치는 영향이 유의하게 나타났다. 직접적 비교는 불가능하지만, 과거보다 최근 그 영향력 정도가 다소 강해진 것으로 보인다.

둘째, 분가 5년 후 자녀의 순자산 증가율에 미치는 영향을 분석한 결과 어떤 요인도 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았다. 다만 분가 당시보다 순자산이 증가한 집단만을 대상으로 분석한 결과, 수도권일수록, 연령이 높을수록, 비임금 근로자일수록, 자녀가구 소득이 높을수록, 부모가구 소득이 높을수록 순자산 증가액이 높았다. 특히 부모가구 순자산이 1% 증가하면 자녀의 분가 5년 후 순자산 증가액은 0.155% 증가하였다.

셋째, 분가 이후 시점을 장기화하여 분가 10년 후 자녀의 순자산 증가율에 미치는 영향 요인을 분석한 결과, 분가 5년 후와 마찬가지로 유의한 요인

30) 자가의 경우 주택 시가이고, 전세의 경우 전세보증금이다.

은 없었다. 다만 분가 10년 후 순자산이 증가한 자녀가구만 대상으로 분석한 결과, 분가 당시 주거자산이 높을수록, 연령이 높을수록, 부모가구 소득이 높을수록 분가 10년 후 순자산 증가액이 더 많은 것으로 나타났다. 특히 부모가구 순자산이 1% 증가할 때, 분가 10년 후 자녀가구 순자산 증가액은 0.263% 증가하는 것으로 나타났다.

부모의 순자산이 자녀의 주거자산에 양의 영향을 미치는 것은 기존 선행연구와 유사한 결과이다. 본 연구는 선행연구와 달리, 자녀의 분가 이후 순자산 증식을 총체적으로 분석한 것이다. 분가 시점을 기준으로 5년 후, 10년 후의 순자산 증가액에 부모의 순자산이 미치는 영향력을 구한 것에 의의가 있다. 연구 결과 부모의 순자산은 분가 당시 자녀의 주거자산에 긍정적인 영향을 미치지만, 분가 이후 5년, 분가 이후 10년의 자산 증가액에도 양의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 즉 부모의 경제력은 자녀의 경제적 독립에 영향을 미치고, 이는 자녀의 미래 자산 증식 효과까지 이어지는 부의 대물림이 이루어지고 있다.

본 연구는 분가 이후 자산 증식 현상을 파악하고자 하는 목적을 가졌음에도 불구하고, 최종적으로 순자산이 감소한 집단에 대한 추가적인 연구를 진행하지 못한 한계가 있다. 순자산의 실질적인 감소는 부의 양극화를 초래하는 주요한 문제로 대상 집단의 특성을 파악하여 새로운 빈곤층 생성을 막기 위한 정책적 제언이 필요한 부분이다. 또한 주거자산을 자가와 전세를 한정함으로써 월세나 기타 주거 형태에 대한 고려가 없었던 점이 아쉽다. 특히 최근으로 오면서 월세와 기타 주거 형태의 비율이 높아지고 있는 점을 감안하면 후속 연구에서는 반드시 해결되어야 할 문제일 것이다.

제 6 장
결혼이 세대간 계층이동에 미치는 영향[31)]

제1절 결혼과 세대간 사회이동

최근 사회경제적 지위가 부모세대에서 자녀세대로 대물림되는 경로에 대한 연구가 활발히 진행 중이다. 그럼에도 불구하고, 부모세대에서 자녀세대로의 사회경제적 지위가 이전되는 중요한 경로인 결혼에 대한 연구들은 많지 않은 실정이다. 사회경제적 지위가 높은 부모세대의 자녀가 유사한 환경의 자녀와 결혼을 하게 된다면, 새로 이루게 되는 기혼 자녀세대 가구는 양가 부모로부터 직접적인 경로로 부(wealth)의 이전과 간접적인 경로로 가정환경 혹은 인적 네트워크 등과 같은 인적자본을 이전받을 확률이 높아진다(허은지, 2019). 결과적으로 부모세대의 사회경제적 지위가 그대로 이전되어 계층이 고착화될 확률이 높아지는 것이다(허은지, 2019).

사회경제적 지위의 세대간 이동경로 중 하나로서 결혼을 살펴봄에 있어서, 새로이 부부가 되는 관계에서 유사한 환경적 요인에 기반한 결혼이 이루어지는지, 즉 동질혼이 존재하는지를 우선적으로 살펴볼 필요가 있다. 동질혼과 관련된 연구는 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 하나는 배우자 당사자간 특성을 기준으로 하는 동질혼과 다른 하나는 배우자 외 특성을 기준으로

31) 본 장의 내용은 연구 수행 중에 2024년 한국노동패널 학술대회(2024. 10. 18)에서 「결혼이 세대간 계층이동에 미치는 영향」으로 발표된 바 있다.

하는 동질혼을 의미한다. 전자와 관련된 연구는 상대적으로 풍부하다. 기존 연구들은 동질혼의 기준으로 배우자 간 교육수준, 직업, 인종 등 다양한 관점에서 살펴보고 있다. 하지만 배우자 외 특성을 기준으로 한 동질혼에 대한 연구는 상대적으로 많지 않은 편이다.

사회경제적 지위의 세대간 이전이 본 연구의 주된 관심사이기 때문에, 본 장에서는 배우자 외 특성에 따른 동질혼의 경향을 분석하는 데 초점을 맞추되, 배우자 본인의 특성에 따른 동질혼의 경향을 함께 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 장에서는 「한국노동패널」 자료를 활용하고자 한다.

제2절 선행연구

일반적으로 동질혼 연구는 학력, 직업, 소득 동질혼으로 구분할 수 있는데, 그중에서도 비슷한 학력 수준을 가진 사람들 간의 결혼을 뜻하는 학력 동질혼은(Satoshi, 2005) 동질혼과 관련하여 가장 활발히 연구되어 온 분야이다. 그 이유는 학력이란 타고난 귀속적 자원을 일정 부분 반영할 뿐만 아니라 현재의 직업이나 소득, 그리고 문화적 취향에도 영향을 미치기 때문이다(오지혜 · 김솔, 2022). 뿐만 아니라, 직업 또는 소득 변수와 비교하였을 때,측정 기준에 대한 논란이 상대적으로 적기 때문에, 분석에 용이한 측면이 존재한다. 이러한 점이 고려되어 국내외 많은 연구들에서 동질혼을 연구할 때 학력 동질혼이 주로 활용되었다.

그럼에도 불구하고, 국내에서는 제한된 수준에서 동질혼 연구가 이루어져 왔다. 2000년대 이후 몇몇 연구들이 동질혼 연구를 수행하긴 하였지만 양적인 측면에서 본다면 여전히 소수에 불과하다(차종천, 1990; 이삼식, 1993; 장상수, 1999; 이명진, 2000; 조은실, 2008; 박현준 · 김경근, 2011; 박현준 · 김경근, 2012; 석재은 · 노혜진, 2013a; 김성희, 2019). 먼저 한국 사회 학력 동질혼은 대체로 과거에는 시간의 흐름에 따라 증가하거나 일정 수준을 유지해 온 것으로 나타났다(이명진, 2000, 2002; 이환석, 1992; 장상수, 1999; Park and Smits, 2002, 2005; 오지혜 · 김솔, 2022 재인용).

그러나 1990년대 후반부터 2010년대 초반까지의 연구에 따르면 이 같은 학력 동질혼의 경향성은 점차 약화되고 있는 것으로 나타났다(박현준 · 김경근, 2011; Smits and Park, 2009; Lee, 2010). 특히, 1970년대 중반부터 증가하기 시작하였던 한국 사회 동질혼 비율은 1990년대 중반에 정점을 찍은 후 외환위기 이후 지속적으로 감소해 외환위기 사건이 동질혼의 시계열적 추세에서 변곡점을 제공한 것으로 논의되었다(박현준 · 김경근, 2012).

한편, 학력 동질혼이 감소하는 과정에서 학력을 중심으로 배우자 간 유사성을 연구하는 것에 대한 회의적인 입장이 등장하였다(오지혜 · 김솔, 2022). 교육이 사회계층을 직간접적으로 반영하는 시대는 지났기 때문에 교육수준별 동질혼을 살펴보는 작업은 시대의 흐름에 맞지 않다고 보았다(Lee, 2010). 또한, 학력 동질혼의 감소는 학력 동질혼의 의미가 사회적으로 희석되었다는 것을 보여준다는 주장도 있었다(박현준 · 김경근, 2011). 뿐만 아니라, 젊은 세대일수록 학력 동질혼보다 직업 동질혼이 더욱 중요한 영향력을 갖고 있다는 연구 결과도 보고되었다(석재은 · 노혜진, 2013a). 이는 지금까지 대부분의 국내 연구가 학력 동질혼에 초점을 두었던 것에 대한 한계를 지적한 것으로 최근 젊은 세대의 경우 대다수가 대졸 이상의 고학력자라는 점에서 학력 동질혼이 가진 사회적 의미는 이전과 다를 수밖에 없다고 보았다(오지혜 · 김솔, 2022).

이러한 한계에 따라 진행된 직업별 동질혼에 대한 연구 결과에 따르면, 최근으로 올수록 직업별 동질혼의 경향성은 강해지는 것으로 나타났다. 여성들의 노동시장 참여와 맞벌이 부부의 증가는 직업적 동질혼이 증가할 수밖에 없는 구조적 역할을 하기 때문이다(Sweeney and Cancian, 2004). 과거 코호트의 여성보다 최근 코호트의 여성들이 노동시장에서 전반적으로 지위가 향상되고 참여기간 역시 길어졌다는 점에서 부부간 학력보다 직업 등 경제활동 특성이 결혼에 미치는 영향이 더욱 커지고 있음을 짐작할 수 있다. 비록 아내의 직업적 지위가 가진 영향력이 남편의 직업적 지위가 가진 영향력보다 낮다 하더라도 선행연구에 따르면 교육수준이나 인종이 가진 영향력보다 직업이 가진 의미가 매우 큰 것으로 나타나, 현대사회에서는 학력 동질혼보다 직업 동질혼이 더욱 중요한 것으로 확인됐다(Rossi et al., 1974; Sampson and Rossi, 1975). 화이트 칼라와 블루 칼라 간의 동질혼 증가를

통해 미국 사회 내 부부간 직업 유사성이 강하게 존재한다고 보고한 연구도 있었으며(Hout, 1982), 부부간 사회경제적 지위가 지속적으로 깊은 관련을 맺으며 최근으로 올수록 동질혼 정도가 심화되고 있다고 보고한 연구도 있었다(Sweeney and Cancian, 2004). 이 외에도 직업 동질혼의 경우 경제적 요인보다 직업이 가진 문화적 측면으로 인해 동질혼을 선택하는 경우가 많다고 보고한 연구도 있었으며(Kalmijn, 1998), 재혼 부부를 중심으로 직업 동질혼의 경향성이 강하게 나타났음을 보고한 연구도 존재한다(Jacobs and Furstenberg, 1986). 특히, 부부간 직업 유사성의 정도는 계층에 상관없이 대다수의 직업군에서 나타나, 직업 동질혼은 모든 계층을 통해 확산되고 있음을 알 수 있었다(Mollenhorst et al., 2008). 한편 직업 동질혼과 관련된 국내 연구는 매우 제한된 수준에서 논의되어 왔는데 최근 한 국내 연구에 따르면, 한국 사회는 배우자 간 직업 동질혼보다는 상향혼 혹은 하향혼과 같은 이질혼의 비율이 높게 나타나 기존의 국외 논의와 매우 다른 양상을 보였다(김성희 · 전혜정, 2020).

제3절 실증분석

1. 분석 자료

본 장에서는 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료를 활용하였다. 3차년도 이후 매년 조사되는 혼인상태의 변화 변수를 활용하여 해당 연도(또는 직전 연도)에 초혼(처음 결혼함)으로 조사된 부부의 자료를 구축하였다. 이 과정에서 각 개인의 학력 및 직업, 연령 등 부부간 특성 변수들을 분석 자료로 함께 구축하였다. 이렇게 구축된 부부 단위의 자료에 이들의 부모에 대한 정보를 추가로 구축하였다. 「한국노동패널」 자료에서는 남편과 아내의 과거 14세 무렵 경제적 형편 및 부모의 인구경제학적 지위에 대한 회고적 답변을 수집하고 있는바, 본 연구에서 관심 있는 부모의 특성에 따른 동질혼의 경향 및 그 변화 등을 살펴보기 위한 자료로서 「한국노동패

널」 자료는 매우 적절한 것으로 판단하였다. 아울러, 동질혼의 경향이 시대적으로 변화하였는지를 살펴보기 위해, 분석 대상을 10년 단위 출생연도 코호트로 구분하여 분석을 수행하였다.

2. 부모의 특성에 따른 동질혼 경향

가. 아버지의 학력

〈표 6-1〉과 〈표 6-2〉는 남편의 출생연도 코호트별로 남편과 아내의 아버지 학력에 대한 교차 빈도표를 보여주고 있다. 1970년대생 코호트의 경우에는 본인의 아버지 학력이 중졸 이하일 때 아내의 아버지 학력이 중졸 이하인

〈표 6-1〉 부부간 아버지 학력 : 남편 기준 1970년대생(678명)

(단위 : 명, %)

남편의 아버지 학력	아내의 아버지 학력		
	중졸 이하	고졸	대졸 이상
중졸 이하	**215** **(58.58)**	116 (31.61)	36 (9.81)
고졸	83 (38.07)	**105** **(48.17)**	30 (13.76)
대졸 이상	20 (21.51)	**45** **(48.39)**	28 (30.11)

주 : ( )안의 값은 행 기준 비중을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-2〉 부부간 아버지 학력 : 남편 기준 1980년대생(534명)

(단위 : 명, %)

남편의 아버지 학력	아내의 아버지 학력		
	중졸 이하	고졸	대졸 이상
중졸 이하	71 (40.57)	**90** **(51.43)**	14 (8.00)
고졸	77 (26.55)	**164** **(56.55)**	49 (16.90)
대졸 이상	18 (26.09)	**29** **(42.03)**	22 (31.88)

주 : ( )안의 값은 행 기준 비중을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

비중이 가장 높은 것으로 나타난 반면, 1980년대생 코호트에서는 본인 아버지의 모든 학력수준에 대해 아내의 아버지 학력이 고졸인 비중이 전반적으로 가장 높은 것으로 나타났다.

〈표 6-3〉과 〈표 6-4〉는 아내의 출생연도 코호트별로 남편과 아내의 아버지 학력에 대한 교차 빈도표를 보여주고 있다. 1970년대 출생연도 코호트에서는 남편의 아버지 학력이 중졸 이하인 비중이 전반적으로 높게 나타난 반면, 1980년대생 코호트에서는 남편의 아버지 학력이 고졸인 비중이 전반적으로 높아지는 것으로 나타났다.

〈표 6-3〉 부부간 아버지 학력 : 아내 기준 1970년대생(593명)

(단위 : 명, %)

남편의 아버지 학력	아내의 아버지 학력		
	중졸 이하	고졸	대졸 이상
중졸 이하	**184** **(64.34)**	**99** **(44.20)**	**33** **(39.76)**
고졸	83 (29.02)	86 (38.39)	29 (34.94)
대졸 이상	19 (6.64)	39 (17.41)	21 (25.3)

주 : ( )안의 값은 열 기준 비중을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-4〉 부부간 아버지 학력 : 아내 기준 1980년대생(607명)

(단위 : 명, %)

남편의 아버지 학력	아내의 아버지 학력		
	중졸 이하	고졸	대졸 이상
중졸 이하	**117** **(53.18)**	105 (34.54)	16 (19.28)
고졸	82 (37.27)	**160** **(52.63)**	**42** **(50.6)**
대졸 이상	21 (9.55)	39 (12.83)	25 (30.12)

주 : ( )안의 값은 열 기준 비중을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-5〉 코호트별 부부간 아버지 학력 상관계수

	남편 기준	아내 기준
1970년대생	**0.2808***	0.2396*
1980년대생	0.1947*	**0.2533***

주 : *는 5% 유의수준에서 상관계수가 통계적으로 유의함을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-5〉는 출생연도 코호트별로 남편과 아내의 아버지 학력에 대한 상관계수를 보여주고 있다. 모든 출생연도 코호트에서 남편과 아내의 아버지 학력수준이 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계가 있음을 확인할 수 있었다. 따라서 남편과 아내의 아버지 학력수준을 기준으로 살펴보았을 때, 전반적으로 동질혼의 경향이 존재함을 유추할 수 있다. 남편을 기준으로는 1970년대생 코호트에서 동질혼의 경향이 강한 것으로 나타난 반면, 아내를 기준으로는 1980년대 출생연도 코호트에서 동질혼의 경향이 상대적으로 강한 것으로 나타났다.

〈표 6-6〉은 코호트별로 남편과 아내의 아버지 학력으로 판단한 동질혼 및 상향혼의 비중을 보여주고 있다. 여기서 동질혼은 부부간 아버지의 학력이 동일한 경우를 의미하며, 상향혼은 본인의 아버지 학력수준보다 배우자 아버지의 학력수준이 더 높은 경우를 의미한다. 앞서 상관계수로부터 유추한 바와 같이, 남편 기준으로는 1970년대생 코호트의 동질혼 비중이 높은 반면, 아내 기준으로는 1980년대생 코호트의 동질혼 비중이 높은 것으로 나타났다. 이와는 반대로, 남편 기준으로는 1980년대생 코호트에서 상향혼의 비중이 높게 나타난 반면, 아내 기준으로는 1970년대생 코호트에서 상향혼의 비중이 약간 높은 것으로 나타났다.

〈표 6-6〉 코호트별 아버지 학력 기준 동질혼 및 상향혼 비중

(단위 : %)

	남편 기준		아내 기준	
	동질혼	상향혼	동질혼	상향혼
1970년대생	51.33	26.84	49.07	23.78
1980년대생	48.13	28.65	49.75	23.39

주 : 동질혼은 부부간 아버지의 학력이 동일한 경우, 상향혼은 배우자의 아버지 학력이 본인의 아버지 학력보다 높은 경우를 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

나. 어머니 학력

〈표 6-7〉과 〈표 6-8〉은 남편의 출생연도 코호트별로 남편과 아내의 어머니 학력에 대한 교차 빈도표를 보여주고 있다. 1970년대생 코호트의 경우에는 아내의 어머니 학력이 중졸 이하인 비중이 전반적으로 높은 것으로 나타난 반면, 1980년대생 코호트에서는 아내의 어머니 학력이 고졸인 비중이 본인 어머니의 모든 학력수준에서 가장 높은 것으로 나타났다.

〈표 6-7〉 부부간 어머니 학력 : 남편 기준 1970년대생(566명)

(단위 : 명, %)

남편의 어머니 학력	아내의 어머니 학력		
	중졸 이하	고졸	대졸 이상
중졸 이하	**296** **(74.00)**	97 (24.25)	7 (1.75)
고졸	**76** **(54.29)**	49 (35.00)	15 (10.71)
대졸 이상	9 (34.62)	**12** **(46.15)**	5 (19.23)

주 : ( )안의 값은 행 기준 비중을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-8〉 부부간 어머니 학력 : 남편 기준 1980년대생(472명)

(단위 : 명, %)

남편의 어머니 학력	아내의 어머니 학력		
	중졸 이하	고졸	대졸 이상
중졸 이하	97 (46.86)	**106** **(51.21)**	4 (1.93)
고졸	72 (30.64)	**134** **(57.02)**	29 (12.34)
대졸 이상	12 (40.00)	**14** **(46.67)**	4 (13.33)

주 : ( )안의 값은 행 기준 비중을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-9〉와 〈표 6-10〉은 아내의 출생연도 코호트별로 남편과 아내의 어머니 학력에 대한 교차 빈도표를 보여주고 있다. 앞서 살펴본 남편의 출생연도 코호트별 결과와 유사하게, 1970년대 출생연도 코호트에서는 남편의 어머니 학력이 중졸 이하인 비중이 전반적으로 높게 나타났고, 1980년대생 코호트에서는 남편의 어머니 학력이 고졸인 비중이 전반적으로 높아지는 것으로 나타났다.

〈표 6-9〉 부부간 어머니 학력 : 아내 기준 1970년대생(497명)

(단위 : 명, %)

남편의 어머니 학력	아내의 어머니 학력		
	중졸 이하	고졸	대졸 이상
중졸 이하	**272** **(77.49)**	**81** **(64.80)**	6 (28.57)
고졸	70 (19.94)	36 (28.80)	**13** **(61.90)**
대졸 이상	9 (2.56)	8 (6.40)	2 (9.52)

주 : ( )안의 값은 행 기준 비중을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-10〉 부부간 어머니 학력 : 아내 기준 1980년대생(523명)

(단위 : 명, %)

남편의 어머니 학력	아내의 어머니 학력		
	중졸 이하	고졸	대졸 이상
중졸 이하	**155** **(64.58)**	115 (45.63)	6 (19.35)
고졸	73 (30.42)	**118** **(46.83)**	**21** **(67.74)**
대졸 이상	12 (5.00)	19 (7.54)	4 (12.90)

주 : ( )안의 값은 행 기준 비중을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-11〉 코호트별 부부간 어머니 학력 상관계수

	남편 기준	아내 기준
1970년대생	**0.2796***	0.2230*
1980년대생	0.1799*	**0.2308***

주 : ( )안의 값은 행 기준 비중을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-11〉은 출생연도 코호트별로 남편과 아내의 어머니 학력에 대한 상관계수를 보여주고 있다. 앞서 살펴본 부부의 아버지 학력을 통한 분석 결과와 마찬가지로, 모든 출생연도 코호트에서 남편과 아내의 어머니 학력수준이 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계가 있음을 확인할 수 있었다. 따라서 남편과 아내의 어머니 학력수준을 기준으로도 동질혼의 경향이 전반적으로 존재함을 확인할 수 있었다. 어머니 학력수준을 기준으로 살펴보아도, 남편을 기준으로는 1970년대생 코호트에서 동질혼의 경향이 강한 것으로 나타난 반면, 아내를 기준으로는 1980년대 출생연도 코호트에서 동질혼의 경향이 상대적으로 강한 것으로 나타났다.

〈표 6-12〉는 코호트별로 남편과 아내의 어머니 학력으로 판단한 동질혼 및 상향혼의 비중을 보여주고 있다. 앞서 상관계수로부터 유추한 결과와는 다소 달리, 남편 기준으로 하든, 아내를 기준으로 하든 1970년대생 코호트의 동질혼 비중이 전반적으로 높은 것으로 나타났다. 이와는 반대로, 남편 및 아내 기준으로는 모두 1980년대생 코호트에서 상향혼의 비중이 높게 나타났다.

〈표 6-12〉 코호트별 어머니 학력 기준 동질혼 및 상향혼 비중

(단위 : %)

	남편 기준		아내 기준	
	동질혼	상향혼	동질혼	상향혼
1970년대생	61.84	21.02	62.37	17.51
1980년대생	49.79	29.45	52.96	19.89

주 : 동질혼은 부부간 어머니의 학력이 동일한 경우, 상향혼은 배우자의 어머니 학력이 본인의 어머니 학력보다 높은 경우를 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

3. 배우자 간 특성에 따른 동질혼 경향

지금까지 부모의 학력수준을 기준으로 하여, 본인 및 배우자의 특성이 아닌 부모의 특성을 통해 동질혼 및 상향혼의 경향이 어떻게 나타나고 변화하고 있는지를 탐색적으로 살펴보았다. 앞서 언급했듯이, 결혼을 통해 사회·경제적 지위에 대한 통합이 이루어짐에 있어서, 부부간 서로의 사회·경제적 지위에 따라서 결혼의 형태가 달라질 수 있다. 이러한 점을 감안하여 지금부터 본인 및 배우자의 학력수준을 기준으로 동질혼의 경향이 어떻게 달라지고 있는지를 살펴보았다.

〈표 6-13〉과 〈표 6-14〉는 남편의 출생연도 코호트별로 남편과 아내의 학력수준에 대한 교차 빈도표를 보여주고 있다. 1970년대 출생연도 코호트에서는 본인의 학력수준과 아내의 학력수준이 동일한 경우의 비중이 모든 학력

〈표 6-13〉 부부간 학력 : 남편 기준 1970년대생(710명)

(단위 : 명, %)

남편의 학력	아내의 학력		
	고졸 이하	전문대졸	대졸 이상
고졸 이하	**160 (66.39)**	49 (20.33)	32 (13.28)
전문대졸	59 (39.33)	**70 (46.67)**	21 (14.00)
대졸 이상	50 (15.67)	68 (21.32)	**201 (63.01)**

주 : ( )안의 값은 행 기준 비중을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-14〉 부부간 학력 : 남편 기준 1980년대생(545명)

(단위 : 명, %)

남편의 학력	아내의 학력		
	고졸 이하	전문대졸	대졸 이상
고졸 이하	**66 (46.81)**	40 (28.37)	35 (24.82)
전문대졸	37 (27.82)	**48 (36.09)**	**48 (36.09)**
대졸 이상	26 (9.59)	51 (18.82)	**194 (71.59)**

주 : ( )안의 값은 행 기준 비중을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

수준에서 가장 높은 것으로 나타났다. 이러한 경향은 1980년대생 코호트에서도 마찬가지로 나타났는데, 다만 남편의 학력수준이 전문대졸인 경우 아내의 학력수준이 전문대졸 및 대졸 이상인 비중이 동일한 것으로 측정되었다.

〈표 6-15〉와 〈표 6-16〉은 아내의 출생연도 코호트별로 부부간 학력수준에 대한 교차 빈도표를 보여주고 있다. 앞서 남편의 출생연도 코호트별로 살펴본 결과와 유사하게 부부간 학력수준이 동일한 경우의 비중이 전반적으로 높은 것으로 나타난 가운데, 아내의 출생연도 코호트별 결과에 다소 차이가 있음을 확인할 수 있었다. 1970년대 출생연도 코호트에서는 전문대졸 이상의 본인 학력수준에 대해서 남편의 학력수준은 대졸 이상인 경우의 비중이 가장 높은 것으로 나타난 반면, 1980년대생 코호트에서는 본인의 학력수준이 전문대졸인 경우 남편의 학력수준이 전문대졸 및 대졸 이상인 비중이 동일한 것으로 측정되었다.

〈표 6-15〉 부부간 학력: 아내 기준 1970년대생(621명)

(단위 : 명, %)

남편의 학력	아내의 학력		
	고졸 이하	전문대졸	대졸 이상
고졸 이하	**147** **(61.25)**	36 (21.43)	28 (13.15)
전문대졸	50 (20.83)	65 (38.69)	20 (9.39)
대졸 이상	43 (17.92)	**67** **(39.88)**	**165** **(77.46)**

주 : ( )안의 값은 행 기준 비중을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-16〉 부부간 학력 : 아내 기준 1980년대생(623명)

(단위 : 명, %)

남편의 학력	아내의 학력		
	고졸 이하	전문대졸	대졸 이상
고졸 이하	**99** **(55.31)**	48 (32.00)	34 (11.56)
전문대졸	47 (26.26)	**51** **(34.00)**	48 (16.33)
대졸 이상	33 (18.44)	**51** **(34.00)**	**212** **(72.11)**

주 : ( )안의 값은 행 기준 비중을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-17〉 코호트별 부부간 학력 상관계수

	남편 기준	아내 기준
1970년대생	**0.5228***	**0.5238***
1980년대생	0.4385*	0.4909*

주 : *는 5% 유의수준에서 상관계수가 통계적으로 유의함을 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-17〉은 출생연도 코호트별로 부부간 학력수준에 대한 상관계수를 보여주고 있다. 앞서 살펴본 부모의 학력수준의 상관계수 분석 결과와 마찬가지로, 모든 출생연도 코호트에서 부부간 학력수준이 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계가 있음을 확인할 수 있었다. 따라서 부부간 부모의 학력수준뿐만 아니라, 부부 본인들의 학력수준을 기준으로도 동질혼의 경향이 전반적으로 존재함을 확인할 수 있었으며, 상관계수의 크기로부터 부모의 학력수준보다 본인들의 학력수준에 대한 동질혼 경향이 상대적으로 더 강하다는 것을 유추해 볼 수 있다. 앞서 살펴본 부모의 학력수준에 대한 결과와는 달리, 남편을 기준으로 하든 아내를 기준으로 하든 1970년대생 코호트에서 동질혼의 경향이 상대적으로 더 강하게 나타났다.

〈표 6-18〉은 코호트별로 부부간 학력수준으로 판단한 동질혼 및 상향혼의 비중을 보여주고 있다. 앞선 부모의 분석에서와 마찬가지로, 여기서 동질혼은 부부간 학력수준이 동일한 경우를 의미하며, 상향혼은 본인의 학력수준보다 배우자 학력수준이 더 높은 경우를 의미한다. 앞서 살펴본 상관계수 결과로부터 유추할 수 있듯이, 남편을 기준으로 하든 아내를 기준으로 하든 1970년대생 코호트의 동질혼 비중이 높은 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고, 남편 기준으로는 1980년대생 코호트에서 상향혼의 비중이 높은 반면,

〈표 6-18〉 코호트별 학력 기준 동질혼 및 상향혼 비중

(단위: %)

	남편 기준		아내 기준	
	동질혼	상향혼	동질혼	상향혼
1970년대생	60.70	14.37	60.71	25.76
1980년대생	56.51	22.57	58.11	21.03

주 : 동질혼은 부부간 학력이 동일한 경우, 상향혼은 배우자의 학력이 본인의 학력보다 높은 경우를 의미함.
자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

아내를 기준으로 살펴보면 1970년대 출생연도 코호트에서 상향혼의 비중이 높은 것으로 나타났다.

4. 동질혼과 계층이동

지금까지 부부 및 부모의 학력을 중심으로 동질혼의 경향이 어떠한지, 그리고 1970년대생과 1980년대생의 비교를 통해 동질혼의 경향이 어떻게 변화하고 있는지 등을 살펴보았다. 이제 동질혼 또는 상향혼의 형태가 결국 세대간 계층이동에는 어떤 영향을 미치는지 살펴보기 위해 간단한 회귀분석을 수행하고자 한다.

「한국노동패널」 자료에서는 개인의 과거 14세 무렵 경제적 형편에 대한 회고적 답변을 수집하고 있다. 본 연구에서는 해당 변수를 활용하여 남편과 아내의 과거 14세 무렵 경제적 형편을 측정하고, 이를 부모세대의 경제적 계층으로 정의하고자 한다.[32] 해당 변수가 과거 경제적 형편에 대한 주관적 인식 변수라는 점에서 한계가 존재하지만, 자료의 한계상 부모세대의 경제적 지위에 대한 객관적 변수를 측정할 수 없는바, 본 연구에서는 불가피하게 해당 변수를 부모세대의 경제적 계층을 판단하는 지표로 활용하였다.

다음으로 자녀세대의 경제적 계층을 판단하기 위해서 앞서 구축된 부부의 가구소득을 활용하였다. 조사 시점별로 전체 가구소득 분포에서 앞서 구축된 부부의 가구소득 수준이 1분위(하위 20%)~5분위(상위 20%) 중 어디에 속하는지를 판별하였으며, 이를 자녀세대의 경제적 계층의 대리변수로 활용하였다.

이와 같이, 부모세대 및 자녀세대의 경제적 계층을 각각 5단계로 구분한 변수들을 활용하여, 부모세대의 경제적 계층 변수에서 자녀세대의 경제적 계층 변수를 차감하여 세대간 계층이동 변수를 정의하였다. 이렇게 정의된 세대간 계층이동 변수는 최소 -4(평균보다 훨씬 높았다→가구소득 1분위)부터 최대 4(평균보다 훨씬 낮았다→가구소득 5분위)까지의 값을 가지며, 값

32) 「한국노동패널」 자료에서는 14세 무렵 경제적 형편을 5점 척도(1점=평균보다 훨씬 높았다~5점=평균보다 훨씬 낮았다)로 구분하고 있는데, 이를 역코딩하여 점수가 높을수록 부모세대의 경제적 계층이 높아지는 것으로 정의하였다.

이 커질수록 세대간 상향 계층이동이 강한 것으로 해석할 수 있다. 본 변수를 종속변수로 하는 선형회귀분석을 수행하였다.

본 분석에서 관심 있는 핵심 설명변수는 동질혼 및 상향혼 여부이다. 부부 및 부모의 학력 변수를 활용하여, 앞서 살펴보았듯이 동질혼 및 상향혼 여부 변수를 정의하였으며, 이를 회귀분석의 설명변수로 활용하였다.

〈표 6-19〉 남편의 계층이동에 미치는 영향

종속변수 : 남편의 계층이동		모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(4)
아버지 학력	동질혼	0.022			0.177
	상향혼	0.023			0.202
어머니 학력	동질혼		-0.138		-0.242*
	상향혼		-0.092		-0.237
부부 학력	동질혼			0.151*	0.137
	상향혼			-0.009	0.047
결혼 당시	남편 나이	0.011	0.008	0.012	0.008
	아내 나이	0.002	0.007	0.003	0.007
남편의 14세 무렵 경제적 형편 (기준 : 평균보다 훨씬 낮았다)	평균보다 훨씬 높았다	-3.246***	-3.294***	-3.236***	-3.241***
	평균보다 약간 높았다	-2.484***	-2.458***	-2.440***	-2.455***
	평균 수준이었다	-1.602***	-1.617***	-1.581***	-1.627***
	평균보다 약간 낮았다	-0.869***	-0.944***	-0.824***	-0.963***
아내의 14세 무렵 경제적 형편 (기준 : 평균보다 훨씬 낮았다)	평균보다 훨씬 높았다	0.144	0.174	0.084	0.115
	평균보다 약간 높았다	0.344	0.507**	0.307	0.454*
	평균 수준이었다	0.179	0.253	0.152	0.237
	평균보다 약간 낮았다	0.108	0.228	0.056	0.209
연도더미		Yes	Yes	Yes	Yes
결정계수		0.250	0.246	0.255	0.248
표본 수(쌍)		942	819	971	814

주 : 1) 동질혼은 부부간 (부모의) 학력이 동일한 경우, 상향혼은 배우자(부모)의 학력이 본인(부모)의 학력보다 높은 경우를 의미함.
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 통계적으로 유의함을 의미함.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-19〉는 남편의 계층이동에 동질혼 및 상향혼이 어떤 영향을 미치는지를 분석한 결과를 보여주고 있다. 먼저 부모의 학력을 기준으로 살펴본 모형 (1)과 모형 (2)의 결과에 따르면, 아버지의 학력 및 어머니의 학력을 기준으로 정의한 동질혼과 상향혼은 남편의 경제적 계층이동에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 추정되었다. 반면, 부부간 학력을 기준으로 정의한 동질혼과 상향혼의 영향을 분석한 모형 (3)에서는 동질혼이 남편의 계층이동에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 앞서 제3장 및 제4장에서도 살펴보았듯이, 부모의 학력수준이 자녀의 학력수준에 영향을 미치기 때문에, 부모 및 부부의 학력수준에 따른 동질혼 및 상향혼 역시 서로 관련이 있을 가능성이 높다. 따라서 이를 모두 고려한 모형 (4)의 분석 결과에 따르면, 부부간 동질혼에서 영향력의 통계적 유의도가 없어지는 것으로 나타났다. 반면, 어머니의 학력을 기준으로 동질혼이 이루어질 경우 남편의 경제적 계층이동에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이상의 결과를 바탕으로, 전반적으로 부모 및 부부간 학력 수준에 따른 동질혼(또는 상향혼) 여부는 남편의 14세 무렵 경제적 형편 대비 결혼 당시 가구소득 분위의 차이에 크게 영향을 미치지 않는 것으로 추론할 수 있다.

하지만 출생연도를 기준으로 코호트를 구분하여 분석하면 유의미한 차이가 나타남을 확인할 수 있다. 〈표 6-20〉은 남편의 출생연도를 기준으로 1970년대생과 1980년대생을 구분하여 분석한 결과를 보여주고 있다. 남편 기준으로 코호트별 결과가 다소 다르다는 것을 쉽게 확인할 수 있다. 1970년대생의 경우에는 부부간 동질혼보다 아버지 및 어머니 학력의 동질혼 여부가 계층이동에 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 구체적으로, 아버지들의 학력을 기준으로 동질혼 및 상향혼을 하였을 때, 하향혼에 비해 상대적으로 계층의 상승이동이 큰 것으로 나타났으며, 반대로 어머니들의 학력을 기준으로 동질혼 및 상향혼을 하였을 때에는 하향혼에 비해 남편의 계층이동의 폭이 작아지는 것으로 추정되었다. 이에 반해, 1980년대생의 경우에는 부모의 학력을 기준으로 한 동질혼 여부는 계층이동에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며, 부부간 동질혼을 하였을 때 계층이동의 폭이 커지는 것으로 추정되었다. 이상의 결과로부터, 최근 세대로 올수록 부모세대의 특성보다 부부간 특성에 의한 동질혼 여부가 계층이동에 더 강한 영향

〈표 6-20〉 코호트별 남편의 계층이동에 미치는 영향

종속변수 : 남편의 계층이동		1970년대생	1980년대생
아버지 학력	동질혼	0.306*	0.060
	상향혼	0.414*	-0.045
어머니 학력	동질혼	-0.538***	0.036
	상향혼	-0.451*	-0.021
부부 학력	동질혼	-0.008	0.275*
	상향혼	-0.182	0.248
결혼 당시	남편 나이	0.053**	0.007
	아내 나이	0.008	0.020
남편의 14세 무렵 경제적 형편 (기준 : 평균보다 훨씬 낮았다)	평균보다 훨씬 높았다	-3.143***	-3.466***
	평균보다 약간 높았다	-2.428***	-2.542***
	평균 수준이었다	-1.674***	-1.630***
	평균보다 약간 낮았다	-1.043***	-0.804**
아내의 14세 무렵 경제적 형편 (기준 : 평균보다 훨씬 낮았다)	평균보다 훨씬 높았다	-0.837	1.142*
	평균보다 약간 높았다	-0.065	0.779**
	평균 수준이었다	-0.281	0.541*
	평균보다 약간 낮았다	-0.263	0.493
연도더미		Yes	Yes
결정계수		0.282	0.319
표본 수(쌍)		427	387

주 : 1) 동질혼은 부부간 (부모의) 학력이 동일한 경우, 상향혼은 배우자(부모)의 학력이 본인(부모)의 학력보다 높은 경우를 의미함.
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 통계적으로 유의함을 의미함.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

을 미치는 것으로 추론할 수 있다.

〈표 6-21〉과 〈표 6-22〉는 부부 및 부모의 동질혼 여부가 아내의 계층이동에 어떤 영향을 미치는지를 분석한 결과를 보여주고 있다. 앞서 살펴본 남편의 계층이동과는 달리, 아내의 계층이동에는 부모의 학력뿐만 아니라 부부간 학력에 따른 동질혼(또는 상향혼) 여부가 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 추정되었다. 출생년 코호트별로 살펴보아도, 전반적으로 아내의 세대간 계층이동에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으

며, 1970년대생에서 어머니들의 학력에 따른 동질혼의 경우 계층이동의 폭을 약간 줄이는 것으로 나타났다. 이로부터 결혼에 따른 세대간 계층이동의 양상이 성별로 다른 구조를 가지고 있음을 유추할 수 있다.

〈표 6-21〉 아내의 계층이동에 미치는 영향

종속변수 : 아내의 계층이동		모형(1)	모형(2)	모형(3)	모형(4)
아버지 학력	동질혼	-0.048			-0.011
	상향혼	-0.003			-0.113
어머니 학력	동질혼		-0.179*		-0.157
	상향혼		0.034		0.111
부부 학력	동질혼			0.157	0.112
	상향혼			0.032	0.011
결혼 당시	남편 나이	0.006	0.005	0.005	0.004
	아내 나이	0.006	0.011	0.008	0.013
남편의 14세 무렵 경제적 형편 (기준 : 평균보다 훨씬 낮았다)	평균보다 훨씬 높았다	0.661**	0.661**	0.631**	0.728**
	평균보다 약간 높았다	0.543**	0.644***	0.567***	0.651***
	평균 수준이었다	0.399**	0.458**	0.396**	0.458**
	평균보다 약간 낮았다	0.196	0.203	0.205	0.200
아내의 14세 무렵 경제적 형편 (기준 : 평균보다 훨씬 낮았다)	평균보다 훨씬 높았다	-4.186***	-4.292***	-4.232***	-4.329***
	평균보다 약간 높았다	-2.778***	-2.730***	-2.788***	-2.771***
	평균 수준이었다	-1.863***	-1.850***	-1.875***	-1.859***
	평균보다 약간 낮았다	-0.936***	-0.881***	-0.974***	-0.894***
연도더미		Yes	Yes	Yes	Yes
결정계수		0.284	0.294	0.283	0.297
표본 수(쌍)		922	798	951	792

주 : 1) 동질혼은 부부간 (부모의) 학력이 동일한 경우, 상향혼은 배우자(부모)의 학력이 본인(부모)의 학력보다 높은 경우를 의미함.
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 통계적으로 유의함을 의미함.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

〈표 6-22〉 코호트별 아내의 계층이동에 미치는 영향

종속변수 : 아내의 계층이동		1970년대생	1980년대생
아버지 학력	동질혼	0.069	-0.002
	상향혼	-0.060	-0.067
어머니 학력	동질혼	-0.435**	-0.005
	상향혼	0.091	0.090
부부 학력	동질혼	0.280	0.030
	상향혼	0.342	-0.235
결혼 당시	남편 나이	0.036	-0.012
	아내 나이	-0.040	0.031
남편의 14세 무렵 경제적 형편 (기준 : 평균보다 훨씬 낮았다)	평균보다 훨씬 높았다	0.793*	0.680
	평균보다 약간 높았다	0.612*	0.705**
	평균 수준이었다	0.439	0.527*
	평균보다 약간 낮았다	0.177	0.232
아내의 14세 무렵 경제적 형편 (기준 : 평균보다 훨씬 낮았다)	평균보다 훨씬 높았다	-5.472***	-3.256***
	평균보다 약간 높았다	-3.626***	-2.095***
	평균 수준이었다	-2.722***	-1.175***
	평균보다 약간 낮았다	-1.744***	-0.230
연도더미		Yes	Yes
결정계수		0.385	0.319
표본 수(쌍)		368	424

주 : 1) 동질혼은 부부간 (부모의) 학력이 동일한 경우, 상향혼은 배우자(부모)의 학력이 본인(부모)의 학력보다 높은 경우를 의미함.
2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 추정계수가 통계적으로 유의함을 의미함.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널」 1~26차년도(학술대회용) 자료.

제4절 요약 및 시사점

본 장에서는 사회경제적 지위의 세대간 이동경로 중 하나로서 결혼을 살펴보았다. 특히, 새로이 부부가 되는 관계에서 유사한 환경적 요인에 기반한 결혼이 이루어지는지, 즉 동질혼이 존재하는지를 탐색적으로 살펴보고자 하였다. 이와 더불어, 상대적으로 선행연구가 부족한 부부간 특성 이외의 요

인들에 의한 동질혼의 경향 및 변화를 살펴보기 위해서, 본인들의 학력수준 이외 부모의 학력수준별 유사성을 분석하였다. 물론, 부부 본인들의 학력수준별 유사성도 함께 살펴보았다.

남편과 아내의 아버지 학력수준을 기준으로 살펴보았을 때, 전반적으로 동질혼의 경향이 존재함을 유추할 수 있다. 남편과 아내의 어머니 학력수준을 기준으로도 동질혼의 경향이 전반적으로 존재함을 확인할 수 있었다. 상관계수를 살펴본 분석 결과에 의하면, 전반적으로 어머니의 학력수준보다는 아버지의 학력수준에 대해서 동질혼의 경향이 더 강하게 나타났다. 반면, 동질혼의 비중으로 살펴보면, 어머니 학력수준을 기준으로 하였을 때 동질혼의 비중이 더 높은 것으로 나타났다.

부모의 학력수준과는 별개로 부부 본인들의 학력수준 비교를 통해 동질혼의 경향 및 변화를 살펴본 분석 결과에 의하면, 부부 본인들의 학력수준을 기준으로도 동질혼의 경향이 전반적으로 존재함을 확인할 수 있었으며, 상관계수의 크기로부터 부모의 학력수준보다 본인들의 학력수준에 대한 동질혼 경향이 상대적으로 더 강하다는 것을 유추해 볼 수 있었다. 뿐만 아니라, 1970년대생 코호트보다 1980년대 출생연도 코호트에서 동질혼의 경향이 다소 약해지고 있는 것으로 유추할 수 있다.

아울러, 이러한 동질혼(또는 상향혼)이 세대간 계층이동에 어떤 영향을 미치는지를 간단하게 회귀분석한 결과에 따르면, 전반적으로 남편의 계층이동에는 유의미한 영향을 미치는 반면, 아내의 계층이동에는 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다. 또한, 1970년대생 남편들의 경우에는 부모의 학력에 따른 동질혼(또는 상향혼) 여부가 계층이동에 영향을 미치는 반면, 1980년대생들은 부부 당사자 간 동질혼(또는 상향혼)이 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이로부터, 결혼을 통한 세대간 계층이동의 결과는 성별로 차이가 있으며, 최근 세대로 올수록 부모보다 부부간 특성들이 주요한 요인이 되고 있음을 유추할 수 있다.

본 장에서는 부부간 특성 이외 요인에 의한 동질혼 경향을 분석하기 위해, 남편과 아내 본인들의 학력수준 이외 부모의 학력수준 정보를 활용하였다. 부부간 학력수준 이외 부모의 학력수준을 기준으로 살펴보아도, 동질혼의 경향은 존재하고 최근으로 올수록 다소 경향이 약해지고 있음을 확인할

수 있었으며, 이러한 경향의 변화는 성별에 따라 다소 차이가 있음을 유추할 수 있었다.

하지만 앞에서도 살펴보았듯이, 결혼을 통한 사회·경제적 지위의 변화를 살펴봄에 있어서는 학력수준 이외 다양한 요인들이 영향을 미칠 것으로 사료된다. 따라서 결혼 당시 부모 및 환경적 다양한 요인들을 종합적으로 고려할 필요가 있으며, 부부간 요인에 있어서도 학력 이외 직업, 지역 등 요인들을 고려할 필요가 있다. 뿐만 아니라, 부모의 특성들과 본인들의 특성을 종합적으로 고려하였을 때, 동질혼의 경향은 어떻게 나타나며 이것이 어떻게 변하고 있는지를 분석할 필요가 있다. 그리고 결과적으로 결혼을 통해 사회·경제적 지위의 변동이 어떻게 이루어지는지를 체계적으로 살펴볼 필요가 있다. 다만, 본 연구는 학력수준을 중심으로 부부 본인 및 부모의 특성에 따른 동질혼의 경향이 어떻게 변화하고 있으며, 세대간 계층이동에는 어떤 영향을 주고 있는지를 탐색적으로 살펴보았으므로, 이상에서 논의한 한계들은 후속연구의 주제로 남겨놓기로 한다.

제 7 장
결 론

제1절 연구 결과 요약

본 연구에서는 사회 불평등과 밀접하게 연관되어 있는 세대간 사회이동(대물림)에 대해 다양한 실증분석을 수행하였다. 세대간 사회이동은 자식세대가 부모세대와 얼마나 다른 사회·경제적 지위를 갖게 되는가 하는 문제이다. 여기서 사회·경제적 지위는 교육, 직업, 소득과 부 같이 사회에서 중요하게 간주되는 사회·경제적 자원을 얼마나 갖고 있는가에 따라 정해지는 사회·경제적 위치를 말한다. 결국 세대간 사회이동은 자식세대와 부모세대 간의 사회·경제적 위치, 즉 계급·계층이 얼마나 유사하거나 이질적인지의 문제이다. 세대간 사회이동을 살펴봄에 있어서, 우리 사회가 직면한 심각한 문제들 중 하나인 불평등의 대물림에 주목할 필요가 있다. 청년기에 발생하는 불평등은 세대간 이동성과 깊게 연관되어 있다.

그동안 세대간 사회이동과 관련된 선행연구들은 주로 소득이동성 및 직업이동성 등에 집중되었다. 세대간 사회이동에 영향을 미칠 수 있는 요인들은 결혼, 교육, 취업, 소득이전 등 다양하게 존재하는바, 각 요인별 실증분석을 통해 세대간 사회이동과 관련된 종합적인 연구가 필요하다. 이에 본 연구에서는 전반적으로 생애과정 시각을 바탕으로 하여 세대간 사회이동 경로에 따른 이동성의 변화를 분석하였다. 그러나 세대간 사회이동의 경로를 파

짐없이 고려한다는 것은 거의 불가능에 가깝다. 따라서 본 연구에서는 교육이동, 직업이동, 자산이동 등 세 가지 경로에서 발생하는 세대간 사회이동성의 변화를 중점적으로 살펴보았다. 또한, 본 연구에서는 세대간 사회이동과 관련된 행위양식 중 하나인 결혼(동질혼)의 효과에 대해서도 함께 분석하였다.

1. 세대간 사회이동의 이론적 배경

앞서 언급한 실증분석들의 결과들을 살펴보기에 앞서, 제2장에서는 세대간 사회이동과 관련된 이론적 배경 및 선행연구들의 결과들을 정리하였다. 구체적으로, 기존 연구들이 제시한 사회이동의 요인과 경로를 역량개발, 행위양식, 직접이전, 공간분리로 나누어 개관하였다.

첫째로, 역량은 어린 시절에 형성되는 몫이 크다. 부모는 자녀의 역량에 영향을 미치기 마련인데, 기존 연구들이 주목한 요인에는 집안 분위기, 문화역량 전수, 재정능력 등이 있다. 집안 분위기와 관련하여, 집안 공기가 따뜻하면 아이들이 인지능력도 높아지고 솜씨도 쉽게 늘지만, 공기가 차가우면 잘할 공부도 못하게 된다는 선행연구들의 결과가 많다. 문화자본은 부모가 가진 교양수준, 의식, 취향 같은 것을 말하는 것으로, 부모가 머리에 든 것이 많은 집과 그렇지 않은 집, 오케스트라 공연이나 미술 전시회에 자주 다니는 집과 그렇지 않은 집은 아무래도 자녀의 역량 발달에 차이가 클 것으로 추론된다. 부모가 자녀의 역량에 미치는 경로 중 우리에게 가장 익숙한 것은 재정적 능력이다. 돈이 많은 집에서는 아이들에게 쏟을 돈에 여유가 있고 가난하면 그만큼 쓸 수가 없기 때문에, 부잣집 아이와 가난한 집 아이는 인적자본에 차이가 나타나게 된다고 보는 것이다.

둘째로, 개인들의 행위양식은 사회경제적 지위가 다음 세대로 이어지는 경로 중 하나로 지목된다. 집안 환경에 따라 자녀의 가치관, 태도, 성향이 달라져 사회경제적 성과가 다르게 나타난다는 것이다. 집안 환경을 논의함에 있어서, 비슷한 환경에서 자라난 사람들의 행태에 주목하기도 하는데, 대표적인 것이 동질혼이다. 특히, 인적자본이론에서는 동질혼을 매우 합리적인 행위라고 설명하는바, 동질혼은 부모의 사회경제적 지위가 자식세대로 넘

어가게 하는 환승센터로 여겨지고 있다. 하지만 결혼하지 않는 사람이 많아지고, 결혼해도 아이 낳지 않는 사람도 늘어나면서, 결혼을 통한 세대간 사회이동의 주제는 그 의미가 퇴색하거나 전혀 다른 시선을 제공해야 할 것으로 사료된다.

셋째로, 부모와 자녀의 사회경제적 지위를 연결하는 경로 중에서도 가장 굵고 단단한 것은 부모에게서 자식으로 자원이 직접 넘어가는 사적 이전일 것이다. 자산 불평등이 심해질수록 부모에게서 자녀에게 넘어가는 자산의 격차도 커질 것이다. 부모에서 자녀로 넘어가는 자원은 주택 소유 여부에도 영향을 미칠 것이다. 자산의 세대간 이전에 관한 연구 수요는 기성세대가 자산을 축적하는 규모와 추이, 부모로부터 자식으로 넘어가는 자산의 규모, 이것이 자식세대의 자산에서 차지하는 몫에 따라 달라질 것이다. 하지만 세대간 자산의 이동을 논의함에 있어서, 소득불평등과 세대간 소득탄력성이 다른 차원의 얘기이듯이, 자산불평등과 자산의 세대간 이전도 차원이 다른 문제임에 주의해야 한다.

마지막 넷째로, 공간분리와 관련하여, 굳이 공간분리를 전면적으로 다루지 않더라도 계량분석에서는 지역이 환경요인이나 매개변수로 등장하는 일이 많다. 부모가 아이를 환경이 좋은 곳에서 키우는 경우와 반대의 경우는 자녀의 사회경제적 지위가 크게 달라질 것이라는 추론으로 연결된다.

제2장에서 광범위하게 정리한 바와 같이, 세대간 사회이동을 둘러싸고 있는 개념과 연구방법론이 다양할 뿐만 아니라, 서로 대립되는 시각이 갑론을박을 벌이는 상황이기도 하다. 그럼에도 불구하고, 연구자 대부분이 공감하는 바가 하나 있는데, 세대간 사회이동이 활발하게 일어나는 것이 사회·경제적으로 바람직하다고 본다는 점이다. 세계적으로 사회이동의 발걸음이 무뎌지고 있더라도 모든 나라가 한결같지는 않다. 불평등이 심한 나라와 덜한 나라도 있고, 사회이동이 활발한 나라와 더딘 나라가 있다. 복지국가 유형별로 교육, 직업, 소득의 세대간 이동을 검토한 연구를 보면 국가군별로 무언가 독특한 특징이 작동하고 있음이 짐작된다. 나아가 같은 국가군 안에서도 국가 간 차이가 있을 터이다. 심지어 같은 국가라도 시기에 따라 세대간 사회이동의 양태는 달라질 수 있다는 추론을 세워 볼 수도 있다.

이상의 논의를 바탕으로, 세대간 사회이동에 관한 종합연구는 교육, 직

업, 소득, 자산 등 각 범주의 관계를 실증하는 영역이다. 개인의 입장에서 세대간 사회이동은 생애 전반에 걸쳐 나타나는 현상이다. 세대간 사회이동의 범주와 경로를 파악하는 유력한 방법 중 하나는 생애과정 시각을 들여오는 것이다. 학령기에는 가정환경에 따라 역량개발에 차이가 발생할 수 있고, 여기에 공간분리와 행위양식의 차이가 보태져 자녀의 역량 격차로 이어지며, 부모와 자녀세대의 교육이동에 영향을 미칠 것이다. 학업을 마치고 소득활동기에 접어들면 역량의 차이를 근간으로 하고 일자리의 지역분포가 보태져 직업이동에 영향을 미치게 된다. 직업이동은 다시 소득이동으로 이어지고 이는 다시 자산의 이동으로 연결되는데, 이때 직접이전이 큰 몫을 차지하게 된다. 생애과정의 관점을 세대간 사회이동에 접목할 때, 특정 시점에서 뿌려진 씨앗이 장기적으로 미치는 영향을 고려할 수도 있다.

2. 한국에서의 세대간 사회이동 : 교육, 직업, 주거자산, 결혼의 관점에서

제3장에서는 한국에서 교육의 세대간 이동성을 실증적으로 분석하였다. 부모세대와 자녀세대의 교육연수 변수를 이용하여 세대간 이동탄력성 및 상대적 이동성을 회귀분석하였다. 추정 결과에 따르면, 세대간 교육탄력성 및 세대간 상대적 이동성 등이 모두 통계적으로 유의한 것으로 추정되었다. 자녀 교육수준의 상대적 위치에 따라 부모 교육 순위가 미치는 효과의 이질성을 고려하기 위하여 실시한 분위 회귀모형의 추정 결과에 따르면, 세대간 이동성이 자녀 교육수준의 상대적 위치에 따라 매우 이질적일 수 있다는 점을 시사하는 것으로 추정되었다. 이와 더불어, 부모 교육 순위가 자녀의 교육 순위에 영향을 미치는 정도는 자녀세대 교육수준의 상대적 위치뿐만 아니라 자녀의 출생 코호트에 따라서 이질적이라는 것을 보여주었다.

제4장에서는 직업선택을 통한 한국의 사회이동 변화를 분석하였다. 첫째, 유출률표와 승산비 계산을 통해 살펴본 결과, 부모-자녀 간 직업의 절대적 이동에 있어서는 전반적으로 관리 · 전문직 및 사무직으로의 이동이 증가한 동시에, 직업군의 상 · 하층부인 관리 · 전문직과 사무직, 농민에서의 비이동 비율이 높은 것으로 나타났다. 둘째, 상대적 이동을 승산비로 살펴보면,

1950~60년대생에 비해 1970~80년대생에서 부모의 직업이 관리 · 전문직이거나 사무직일수록 자녀도 그와 같은 직업을 가질 가능성이 높아 계층이동성이 저하된 것으로 보이지만, 중간층에서는 뚜렷한 경향을 확인하기 어려웠다. 셋째, 경로모형 분석 결과에 따르면, 부모 직업이 자녀 교육에 미치는 영향은 대체로 유의하지 않고 최근 세대일수록 작은 반면, 자녀의 교육연수가 관리 · 전문직 여부에 미치는 영향은 증가하였다. 반면, 교육의 지역적 격차 역시 감소하였으며, 자녀의 관리 · 전문직 여부에 지역이 미치는 영향은 지속적으로 낮아진 것을 확인할 수 있었다. 넷째, 관리 · 전문직 여부가 임금에 미치는 영향을 분석하면, 최근 세대일수록 관리 · 전문직의 임금 프리미엄은 감소한 것으로 나타났다. 이상의 결과에서, 교육을 통한 직업이동 가능성은 여전히 열려 있으며 직업과 소득을 통한 사회적 계층화는 유효하지 않고 사회적 이동의 다른 영역, 가령 결혼과 자산으로 옮겨갔을 가능성을 시사한다.

제5장에서는 부모의 자산이 자녀의 주거자산에 미치는 영향을 살펴보고, 자녀의 미래 자산 증식에 어떠한 영향을 미쳤는지를 살펴보았다. 제5장의 주요 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 분가 시 자녀의 주거자산에 미치는 영향에 대하여 다중회귀분석을 실시한 결과에 따르면, 수도권일수록, 자가일수록, 연령이 높을수록, 기혼일수록, 자녀가구 소득이 높을수록 분가 당시 주거자산이 높았던 것으로 추정되었다. 즉, 부모의 경제적 상태가 자녀의 분가 시 주거자산에 영향을 미쳐 사회의 첫 출발선에 차이를 줌을 예측할 수 있었으며, 과거보다 최근 그 영향력 정도는 다소 강해진 것으로 추론이 가능하였다. 둘째, 분가 5년 후 자녀의 순자산 증가율에 미치는 영향을 분석한 결과를 살펴보면, 어떤 요인도 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았다. 다만, 분가 당시보다 순자산이 증가한 집단만을 대상으로 분석한 결과에 의하면, 수도권일수록, 연령이 높을수록, 비임금 근로자일수록, 자녀가구 소득이 높을수록, 부모가구 소득이 높을수록 순자산 증가액이 높아지는 것으로 나타났다. 셋째, 분가 10년 후 순자산이 증가한 자녀가구만 대상으로 분석한 결과에서는 분가 당시 주거자산이 높을수록, 연령이 높을수록, 부모가구 소득이 높을수록 분가 10년 후 순자산 증가액이 더 많은 것으로 나타났다. 이상의 결과를 바탕으로, 부모의 경제력은 자녀의 경제적 독립에

영향을 미치고, 이는 자녀의 미래 자산 증식 효과까지 이어지는 부의 대물림이 이루어지고 있는 것으로 유추할 수 있다.

제6장에서는 사회경제적 지위의 세대간 이동경로 중 하나로서 결혼을 살펴보았다. 특히, 새로이 부부가 되는 관계에서 유사한 환경적 요인에 기반한 결혼이 이루어지는지, 즉 동질혼이 존재하는지를 탐색적으로 살펴보고자 하였다. 이와 더불어, 본인들의 학력수준 이외 부모의 학력수준별 유사성을 분석하였다. 부부간 특성 이외 요인에 의한 동질혼 경향을 분석하기 위해, 남편과 아내 본인들의 학력수준 이외 부모의 학력수준 정보를 활용하였다. 부부간 학력수준 이외 부모의 학력수준을 기준으로 살펴보아도, 동질혼의 경향은 존재하며 최근으로 올수록 다소 경향이 약해지고 있음을 확인할 수 있었으며, 이러한 경향의 변화는 성별로 다소 차이가 있음을 유추할 수 있었다. 마지막으로, 동질혼(또는 상향혼)이 세대간 계층이동에 어떤 영향을 미치는지를 간단하게 회귀분석한 결과로부터, 결혼을 통한 세대간 계층이동의 결과는 성별로 차이가 있으며, 최근 세대로 올수록 부모보다 부부간 특성들이 주요한 요인이 되고 있음을 유추할 수 있었다.

3. 한국에서의 세대간 사회이동 : 생애과정 종합

본 연구는 세대간 사회이동을 분석함에 있어서 생애과정에서 지속적으로 발생하는 사회이동의 요인 및 결과에 주목하였다. 앞서 각 장에서도 언급했듯이, 세대간 사회이동에 영향을 미치는 요인에는 본 연구에서 담지 못한 다양한 요인들이 있으며, 이러한 요인들은 복합적으로 사회이동에 영향을 미치게 된다. 본 연구에서는 진학(교육), 취업(직업), 분가(주거자산), 그리고 결혼(동질혼)이라는 생애과정에서 발생하는 주요 사건을 통한 세대간 사회이동이 어떻게 이루어지고 있으며, 이것이 최근에 어떻게 변화되고 있는지를 살펴보았다.

첫째로, 대학진학으로 대표되는 교육수준의 세대간 이동성은 평균적으로 확대되고 있는 것으로 확인되었다. 이는 대학 진학률이 90%를 상회하는 고학력 시대에 기인한 측면이 있을 것이다. 하지만 본 연구의 결과만으로 여전히 한국 사회에서는 '개천에서 용이 나고', '수저론'의 위험은 높지 않다고

하기에는 부족한 것으로 보인다. (물론 보다 면밀한 분석이 필요하지만) 예컨대 1990년대생의 경우 이전 세대보다 중간 순위의 교육수준을 중심으로 아버지의 교육수준 변화가 자녀의 교육수준 변화에 미치는 영향력이 작아지는 것으로 추정되었다. 이를 통해, 아버지의 교육수준이 자녀의 교육수준에 미치는 평균적인 효과가 작아졌으므로 교육의 사회이동성이 활발해졌다는 해석이 일반적일 것이다. 하지만 자녀의 교육수준별로 사회이동성이 이질적이었던 것에 주목하면, 오히려 자녀의 교육 순위에 상관없이 부모의 효과가 동질화되어 가고 있다는 것이 세대간 교육이동성이 고착화되고 있는 것은 아닌지에 대한 의구심을 갖기에 충분한 것으로 보인다. 특히, 이러한 특징이 1990년대생 코호트를 중심으로 강하게 나타났기 때문에, 향후 1990년대생(나아가 2000년대생 포함) 코호트의 이후 생애과정에 대한 분석을 통한 이전 코호트와의 비교가 지속적으로 이루어질 필요가 있는 것으로 사료된다.

둘째로, 취업을 통해 발생하는 직업 지위에 대한 세대간 이동은 상위 직업군 및 하위 직업군을 중심으로 비이동의 비중이 증가하여 사회이동성이 감소한 것으로 보이나, 중간 지위의 직업군에서의 변화는 확정적이지 않은 것으로 나타났다. 그리고 자녀의 교육수준에 대한 매개효과를 고려하였을 때, 아버지의 직업 지위로부터 자녀의 교육수준으로의 영향보다는 자녀의 교육수준에서 자녀의 직업 지위로의 영향이 강해지고 있는 것으로 나타났다. 앞선 교육이동성의 결과와 종합하면, 자녀세대의 교육수준이 본인의 직업 지위를 결정하는 영향이 강해지고 있는바, 중간 순위의 교육수준과 중간 지위의 직업군을 중심으로 세대간 교육이동성 및 직업이동성의 변화가 어떻게 이루어지고 있는지 종합적으로 살펴볼 필요가 있을 것으로 사료된다. 특히, 본 연구에서 1990년대생 이후 코호트의 직업이동성에 대한 분석은 포함되어 있지 않기 때문에, 향후 최근 코호트의 지속적인 분석이 이어질 필요가 있으며, 어쩌면 현재 한국 사회에서 일컬어지고 있는 세대간 사회이동의 경직성에 대한 현상 및 해법을 여기서 찾을 수 있을지도 모른다.

셋째로, 부모세대로부터의 경제적 독립, 즉 분가 시 주거자산의 형태로 이루어지는 (직접적) 이전이 부모의 자산이 많을수록 큰 것으로 나타났으며, 이후 순자산의 증가할 때 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. (추후

지속적인 분석이 필요하지만) 앞서 교육수준과 직업 지위의 세대간 일치성이 약화되고 있는 상황에서 금전(자산)의 형태로 세대간 이전이 발생하고 있을 가능성을 충분히 짐작할 수 있다. 만약 세대간 사회이동이 경직적으로 변화하게 된다면, 금전(자산)을 통한 직접적 이전의 강화는 세대간 사회이동에 더욱 부정적인 영향을 미칠 공산이 크다는 점을 간과해서는 안 될 것이다.

마지막으로, 결혼과 관련하여 부모의 학력에 따른 동질혼 경향이 부부 당사자 간 학력에 따른 동질혼의 경향이 강해지는 것으로 변화하고 있으며, 세대간 계층이동의 폭도 과거에는 부모의 특성이 영향을 많이 미쳤던 반면, 최근에는 본인들의 동질혼 여부가 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이로부터 지속적으로 부부간 동질혼의 경향이 강해지면, 결국에는 계층 내 결혼이 이루어지고 결혼을 통한 계층이동성 역시 저하될 유인이 크다는 것을 짐작할 수 있다.

이상의 내용을 종합하면, 자녀의 중간 순위 교육이동성 변화, 상·하위 지위의 직업군에서의 세대간 이동성 저하 및 자녀 본인의 교육수준과 직업 지위 간의 연관성 강화, 금전(자산)을 통한 이전의 확대, 부부간 동질혼의 경향 강화 등의 변화들이 향후 한국 사회에서 세대간 사회이동을 경직적으로 만들 가능성이 높을 것으로 판단된다. 아직은 변화의 시작 단계이고, 이러한 변화의 효과가 구체적으로 발현될 때에는 다른 여건이 조성될 수도 있겠지만, 지금부터 이러한 위험을 감지하고 지속적으로 추적 관찰하면서 세대간 사회이동에 미치게 될 부정적인 영향을 최소화할 수 있는 여건 조성에 만전을 기할 필요가 있다.

제2절 정책적 시사점

부모세대의 사회경제적 지위가 자녀세대로 이전되는 것을 항상 경계하여야 한다. 국가 차원에서 전반적으로 사회이동성의 격차가 상당히 존재하기 때문에, 세대간 사회이동이 원활하게 이루어지고 양극화의 위험으로부터

국민을 보호하는 정책이 필요하다. 이를 위해 복지 증진을 위한 주요 정책을 강화할 필요가 있으며, 부모세대의 사회경제적 지위가 불리한 조건을 완화할 수 있도록 자녀세대의 권한 및 역량 구축을 위한 정책도 모색될 필요가 있다. OECD(2018)는 한국이 추진할 수 있는 주요 정책의 우선순위를 다음과 같이 보고하고 있다.

청년들이 노동시장 진입을 원활하게 하기 위한 정책으로, 마이스터 직업교육 학교와 일-학습 병행 제도 등을 확대하여 학교와 기업의 연계를 강화하고, 국가직무능력표준에 적합하게 직업교육 교과를 개편할 필요가 있음을 제안하였다.

여성의 노동시장 참여를 촉진하기 위해, 출산휴가 및 육아휴직 이용을 활성화하고, 육아휴직급여 인상을 고려할 필요가 있다. 보육서비스의 품질 향상을 위해 의무 인증제를 도입하고 경쟁을 강화한다. 장시간 근로 및 성역할 등 직장문화의 개선도 필요함을 지적하고 있다.

노동시장의 이중구조를 해소하기 위해, 고용보험 사각지대를 해소하고, 비정규직 노동자를 위한 사회보험 적용범위 및 직업훈련의 확대가 필요함을 지적하였다.

세대간 사회이동의 경직을 막기 위해서 노동시장에서는 괜찮은 일자리의 증가가 중요한 이슈이다. 1990년대 이후 높아진 교육수준과 노동절약적 기술발전, 그리고 고용친화적 경제성장의 둔화 등이 얽히면서 직업을 갖기 위한 노동시장에서의 무한경쟁이 일어나고 있다. 질 좋은 일자리가 부족한 상황에서 해당 일자리를 누가 차지하느냐에 따라 계층이동의 양상은 전혀 달라질 수 있기 때문에, 다양한 집단의 사람들이 괜찮은 일자리를 가질 수 있도록 노동시장의 환경을 조성하는 것이 중요하다. 결국 정책적 개입 없이 노동시장에서 줄어든 괜찮은 일자리를 방치하면, 자녀세대를 위한 일자리의 공급은 지속적으로 악화될 것이고, 이에 따라 구조적 이동의 기회도 줄어들 것이며, 세대간 사회이동은 더욱 경직적으로 변화할 것이다. 따라서 세대간 사회이동성을 높이고자 한다면 이미 높아진 교육수준의 자녀세대가 노동시장에서 괜찮은 일자리에 진입할 수 있도록 유도하는 정책적 지원이 확대될 필요가 있다.

높은 직업 지위를 획득하게 하는 정책적 지원 이외에 소득수준 자체로

빈곤 상태로부터의 탈출을 유도할 수 있는 정책적 지원도 중요하다. 소위 '빈곤의 대물림'은 단지 사회적 이동성을 저해하는 측면만이 아니라 사회통합을 저해한다는 측면에서도 정책 개입의 필요성을 가진다(한준, 2016). 현재의 자녀세대의 불평등 축소는 다음 세대로의 출발점에서 격차를 축소하는 효과를 갖는다는 점에서 정책적 효과가 더욱 클 것이다.

이상에서 논의한 바와 같이 객관적 현실을 개선하기 위한 정책적 개입만으로는 세대간 사회이동성을 확대하는 것에 한계가 존재할 것이다. 따라서 현실의 여건을 개선하기 위한 제도의 변화도 중요하지만, 사회구성원 개인의 주관적 인식을 변화시킬 수 있는 다양한 노력이 경주될 필요가 있다. 자녀세대가 소위 '수저론'을 숙명적으로 받아들이지 않고 꿈과 희망을 회복하도록 유도하는 부모세대의 노력이 필요하며, 정부는 이러한 노력이 세대간에 이어질 수 있도록 정책적 지원을 아끼지 말아야 할 것이다.

참고문헌

강은택 · 안아림 · 마강래(2017),「부동산 자산과 소득의 세대 간 이동성에 관한 연구」,『대한부동산학회지』35 (1), pp.5~19.

강정구 · 김지원 · 마강래(2023),「자산의 세대 간 유사성에 관한 연구」,『국토계획』85 (1), pp.119~132.

강창희 · 현보훈(2012),「가족내 자녀수가 자녀에 대한 사교육 투자에 미치는 영향」,『노동경제논집』35 (1), pp.111~136.

계봉오 · 황선재(2016),「한국의 세대 간 사회이동 : 출생 코호트 및 성별 비교」,『한국인구학』39 (3), pp.1~28.

계봉오 · 황선재 · 최율(2019),「행정자료를 이용한 세대 간 분위소득 이동 분석」, 정해식 편저.『소득불평등 심화의 원인과 정책적 대응 효과 연구 2』, 경제인문사회연구회, pp.167~204.

고영선(2024), 더 많은 대기업 일자리가 필요하다.『KDI Focus』130.

권성오 · 김진영(2019),『생애단계별 부모의 사회경제적 지위에 따른 인적자본 격차 조사』. 한국조세재정연구원.

김경근 · 변수용(2007),「한국사회에서의 학업성취에 대한 문화자본의 영향」,『교육사회학연구』17 (1), pp.23~51.

김광억 · 김대일 · 서이종 · 이창용(2003),「입시제도의 변화 : 누가 서울대학교에 들어오는가?」,『한국사회과학』25 (1 · 2), pp.3~187.

김낙년(2017),「한국에서의 부와 상속, 1970~2014」,『경제사학』41 (2), pp.127~160.

김민성 · 김봉근 · 하태욱(2009),「한국의 세대 간 소득탄력성」,『국제경제연구』15 (2), pp.87~102.

김봉근 · 석재은 · 현은주(2012),「한국의 세대 간 소득탄력성과 추세」,『노동경제논집』35 (2), pp.25~41.

_____(2013),「세대 내 소득탄력성을 활용한 우리나라 세대 간 소득탄력성의

추정과 국제비교」, 『국제통상연구』 18 (3), pp.65~84.
김성식(2022), 「학생 배경에 따른 교육격차 양상의 변화 : 2005~2009년과 2015~2019년의 비교」, 『교육연구논총』 43(1) pp.167~192.
김성희(2019), 『혼인 코호트와 가구소득 분위에 따른 한국 초혼 커플의 파트너 선택 양상』, 연세대학교 박사학위논문.
김성희 · 전혜정(2020), 「가구소득 분위에 따른 한국 초혼 커플의 파트너 선택」, 『가정과 삶의 질 연구』 38 (2), pp.83~104.
김승권 · 박종서 · 김유경 · 김연우 · 최영준 · 손창균 · 윤아름(2012), 『2012년 전국 결혼 및 출산 동향 조사』, 서울 : 한국보건사회연구원.
김승정 · 최호권 · 정예림 · 양완진 · 박인권(2024), 「성장기 거주지역에 따른 교육 및 임금 격차와 소득불평등의 재생산」, 『국토계획』 59 (1) pp. 88~102.
김영미(2016), 「계층화된 젊음 : 일, 가족형성에 나타나는 청년기 기회불평등」, 『사회과학논집』 47 (2), pp.27~52.
김영은 · 엄명용(2018). 「부모의 사회경제적 지위가 학업성취에 미치는 영향 : 부모의 정서적 지지와 학생 자아 탄력성의 매개효과를 중심으로」, 『사회복지연구』 49 (4), pp.5~30.
김용학 · 윤호영(2013), 「결혼시장에서의 가치교환」, 『한국인구학』 36 (3), pp.69~95.
김우영(2014), 「인적자본의 지역간 불평등」, 『대한지리학회지』 49 (5), pp. 747~760.
김위정(2012), 「계층 간 학력 격차의 변화 : 학교 정책의 영향을 중심으로」, 『교육사회학연구』 22 (3), pp.49~76.
김위정 · 김양분(2013), 「대학진학에 대한 가정배경의 누적적 매개 효과 분석」, 『한국사회학』, 47(4), pp.263~302.
김위정 · 염유식(2009), 「계급간 사교육비 지출 격차에 관한 연구」, 『한국사회학』 43 (5), pp.30~61.
김은정(2007), 「가정의 사회경제적 지위, 사교육비, 부모-자녀 관계 그리고 청소년 자녀의 학업성취 간의 관계에 관한 연구」, 『한국사회학』 41 (5), pp.134~162.

김주영 · 유승동(2016),「주택점유의 세대 간 이전성」,『검정평가학 논집』 15 (1)(통권 제25호).

김진영 · 유백산(2015),「부모의 사회경제적 지위가 자녀의 직업포부에 미치는 영향 : 매개과정과 상호작용효과」,『교육사회학연구』25 (2), pp.23~46.

김향신 · 심재휘 · 김경근(2018),「가정배경, 가정 및 학교 내 사회자본, 교육포부 간 구조적 관계」,『교육사회학연구』28 (2), pp.27~55.

김현숙(2011),「부모의 인적자본, 사회자본, 문화자본이 자녀의 학업성취에 미치는 영향 -빈곤 학생과 비빈곤 학생 차이를 중심으로」,『학교사회복지』20, pp.123~150.

김현주 · 이병훈(2005),「자녀의 학업성취에 미치는 가족배경, 사회자본 및 문화자본의 영향」,『한국인구학』30 (1), pp.125~148.

김형용(2013),「지역사회 불평등과 자녀 교육투자」,『한국지역사회복지학』46, pp.109~133.

김희삼(2009),『한국의 세대 간 경제적 이동성 분석』, KDI.

_____(2010),『학업성취도, 진학 및 노동시장 성과에 대한 사교육의 효과 분석』, KDI.

_____(2014),「세대 간 계층 이동성과 교육의 역할」, 김용성 · 이주호 편,『인적자본정책의 새로운 방향에 대한 종합연구』, KDI.

김희삼 · 이삼호(2007),『고등교육의 노동시장 성과와 서열구조 분석』, 정책연구시리즈 2007-08, 한국개발연구원.

남인숙(2011),「한국의 사회 · 경제적 양극화와 교육격차」,『현상과 인식』35 (3), pp.15~40.

마강래 · 권오규(2013),「주택자산의 세대 간 이동성에 관한 연구」,『주택연구』21 (2) pp.169~188

박경호 · 김지수 · 김창환 · 남궁지영 · 백승주 · 양희준 · 김성식 · 김위정 · 하봉운(2017),『교육격차 실태 종합 분석』, 한국교육개발원.

박병영 · 김미란 · 김기헌 · 류기락 · 이선형(2011),『교육과 사회계층이동 조사 연구(Ⅳ) : 1976~1986년 출생집단 분석』, 한국교육개발원.

박현준(2021),『세대 간 사회이동의 변화 : 한국사회 얼마나 개방적으로 변화하였는가?』, 박영스토리.

박현준 · 김경근(2011),「한국사회의 교육적 동질혼 : 시계열 추세 및 그 함의」,『교육사회학연구』21 (3), pp.51~76.

_____(2012),「한국사회의 교육적 동질혼 분석 : 1966~2010」,『교육사회학연구』22 (4), pp.113~139.

박현준 · 정인관(2021),「20년간의 세대 간 사회이동의 변화 30~49세 두 남성 코호트 비교 분석」,『한국사회학』55 (3) pp.159~191

방하남 · 김기헌(2003),「한국사회의 교육계층화」,『한국사회학』37 (4), pp.31~55.

백병부 · 김경근(2007),「학업성취와 경제자본, 사회자본, 문화자본의 구조적 관계」,『교육사회학연구』17 (3), pp.101~129.

변수용 · 김경근(2008),「부모의 교육적 관여가 학업성취에 미치는 영향 : 가정배경의 영향을 중심으로」,『교육사회학연구』18 (1), pp.39~66.

변수용 · 이성균(2021),『부모의 사회경제적 지위와 자녀의 교육 결과』, 박영스토리.

석재은 · 노혜진(2013a),「동질혼이 가구소득불평등에 미치는 영향 : 교육적 동질혼 및 직업적 동질혼을 중심으로」,『사회보장연구』5, pp.167~195.

_____(2013b),「동질혼이 가구소득불평등에 미치는 영향 : 교육적 동질혼 및 직업적 동질혼을 중심으로」,『사회보장연구』29 (2), pp.167~195.

_____(2013c),「동질혼이 가구의 소득, 소비, 자산에 미치는 영향 : 부부의 성취적 특성 및 부모의 귀속적 특성을 중심으로」,『사회복지연구』44 (2), pp.437~463.

성수빈(2017),「부모의 사회경제적 지위가 자녀의 직업적 선택에 미치는 영향 : 공무원 시험을 중심으로」,『한국사회학회 사회학대회 논문집』, pp.123~134.

신광영(1994),「세대 간 계급이동」,『경제와사회』23, pp.82~116.

신광영 · 조돈문 · 조은(2003),『한국사회의 계급론적 이해』, 한울아카데미.

신명호(2010),「부모의 사회경제적 지위가 자녀의 학업성취도에 미치는 영향에 관한 연구」,『사회복지연구』41 (2), pp.217~246.

신윤정 · 박신아(2018),「배우자 간 학력 격차 변화와 결혼 선택 : 출생코호트별 중심으로」,『보건사회연구』38 (4), pp.431~464.

신진욱 · 이민아(2014),「주택보유의 사회경제적 불평등 요인과 가족자원의 영향」,『사회와 경제』101, pp.151~183.

양경은(2016),「부모의 사회경제적 지위가 자녀의 학업성취도에 미치는 영향에 대한 복지체제론적 재조명」,『비판사회정책』53, pp.146~174.

양정승(2012),「한국의 세대 간 소득이동성 추정」,『노동경제논집』35 (2), pp.79~115.

여유진(2019),「코호트별 사회이동 경향 분석」,『한국사회정책』26 (4), pp.61~81.

여유진 · 김문길 · 장수명 · 한치록(2011),『계층구조 및 사회이동성 연구』, 한국보건사회연구원.

오민준(2021),「자산 구조 및 자산 불평등 결정모형에 관한 연구 : 부동산 자산 보유와 세대 간 자산 이전을 중심으로」, 한양대학교 박사학위논문.

오성재 · 주병기(2017),「한국의 소득기회불평등에 대한 연구」,『재정학연구』10 (3), pp.1~30.

오지혜(2020),「부모의 사회경제적 자원이 자녀의 결혼 이행에 미치는 영향 : 한국노동패널 1998~2016년 자료를 중심으로」,『보건사회연구』40 (4), pp.50~81.

오지혜 · 김솔(2022),「자녀의 결혼 유형에 영향을 미치는 부모의 사회경제적 자원 효과 : 동질혼, 하향혼, 상향혼을 중심으로」,『가족과 문화』34 (4), pp.1~37.

우석진(2013),『경제분석을 위한 STATA』, 지필미디어.

유지연 · 박창순(2015),「부모의 사회경제적 지위와 사교육비가 학업성취도에 미치는 효과 분석」,『한국데이터정보과학지』26 (1), pp.123~139.

유혜림(2022),「자녀간 사회경제적 성과의 유사성 및 차이성에 관한 연구」,『노동정책연구』22 (3), pp.101~125.

윤성주(2018),「소득계층이동 및 빈곤에 대한 통태적 고찰 재정패널조사 자료를 중심으로」,『재정학연구』11 (1), pp.21~48.

이경희 · 민인식(2016),『직업 및 소득 계층의 세대 간 이전에 관한 연구』, 한국노동연구원.

이길제(2016),『신혼가구 주택소비에서 나타나는 세대 간 자산과 시간의 이전 – 남녀 부모간 역할차이를 중심으로』, 서울대학교 대학원 환경

계획학과 박사학위논문.
이명진(2000),「한국사회의 선택혼 : 시기별 추이와 국제비교」,『한국사회학』 34, pp.297~323.
_____(2002),「교육수준별 결혼표의 비대칭성으로 살펴본 남녀 불평등지수」,『한국인구학』 25 (1), pp.33~50.
이명진 · 최지영 · 최항섭(2018),「혼인 유형의 변화와 출산율에 관한 탐색적 연구」,『사회과학연구』(국민대) 31 (1), pp.1~27.
이삼식(1993),「한국인의 혼인행태 변화분석」,『한국인구학』 16 (2), pp.84~110.
이수빈 · 최성수(2020),「한국 대학들의 사회이동 성적표 : 경제적 지위의 세대 간 이동과 유지에서 대학이 하는 역할」,『한국사회학』 51 (1), pp.181~240.
이중섭 · 이용교 (2009),「부모의 교육수준이 자녀의 학업성취 수준에 영향을 미치는 경로」,『한국가족복지학』 26, pp.159~192.
이지영 · 고영선(2019),「대학서열과 생애임금격차」, KLI 패널 워킹페이퍼.
이지은(2023),「청년층의 임금과 주택 취득에서의 세대간 대물림 심화 현상」, 충남대 경제학 박사학위논문.
이지은 · 정세은(2021),「자녀세대의 주택 취득에서의 부의 대물림 현상 연구」,『사회경제평론』 65, pp.211~245.
이진영(2022),「한국의 세대 간 소득이동성의 연도별 추이 분석」,『제도와 경제』 16 (2), pp.61~85.
이철승 · 정준호(2018),「세대 간 자산이전과 세대 내 불평등의 증대 1990~2016」,『동향과 전망』 104, pp.316~373.
이환석(1992),「여성의 교육수준 향상과 교육 동질혼의 변화추세에 관한 연구」, 동아대학교 석사학위논문.
장경섭(2009),『가족 · 생애 · 정치경제』, 창비.
장미혜 (2002),「사회계급의 문화적 재생산 : 대학간 위계서열에 따른 부모의 계급구성의 차이」,『한국사회학』 36 (4), pp.223~251.
장상수(1999),「한국사회의 교육수준별 혼인유형과 그 변화」,『한국사회학』 33, pp.417~448.
_____(2000),「교육 기회의 불평등 : 가족 배경이 학력 성취에 미치는 영향」,

『한국사회학』 34 (3), pp.671~708.
_____(2016),「벌어지는 틈새 : 부모의 사회경제적 지위가 자녀 성적에 미치는 영향의 증가」,『한국사회학』 50 (5), pp.107~140.
장수명(2006),「대학서열의 경제적 수익 분석」,『한국교육』 33 (2), pp.75~107.
전병유 · 황인도 · 박광용(2018),『노동시장의 이중구조와 정책대응』, BOK 경제연구, 2018~40호.
정인관 · 최성수 · 황선재 · 최율(2020),「한국의 세대 간 사회이동과 교육 불평등 : 2000년대 이후 경험적 연구에 대한 종합적 검토」,『경제와 사회』 127, pp.12~59.
정준호(2023),「비수도권과 수도권 간 고용격차」, 이규용 외,『한국의 지역고용전략 : 도전과 과제』, 한국노동연구원, pp.118~154.
조은실(2008),「한국사회 배우자 선택의 지위적 동질성 : 성취지위와 귀속지위를 중심으로」, 연세대학교 석사학위논문.
조은주(2018),『가족과 통치 : 인구는 어떻게 정치의 문제가 되었나』, 창비.
주휘정(2012),「신규 대졸자 임금에 대한 개인 및 대학 효과 분석」,『교육행정학연구』 30, pp.603~626.
차종천(1990),「서울 시민의 배우자 선택 유형의 사회 계층적 의미」,『사회와 역사』 20, pp.186~206.
_____(2002),「최근 한국 사회의 사회이동 추세 : 1990~2000」,『한국사회학』 36 (2), pp.1~22.
최기림 · 안태현(2015),「한국에서의 부녀의 세대 간 소득 이동성 : 선별적 결혼의 역할」,『여성경제연구』 12 (2), pp.45~66.
최성수 · 이수빈(2018),「한국에서 교육 기회는 점점 더 불평등해져 왔는가? : 부모 학력에 따른 자녀 최종학력 격차의 출생 코호트 추세」,『한국 사회학』 52 (4), pp.77~113.
최은영(2004),「선택적 인구이동과 공간적 불평등의 심화」,『한국도시지리학회지』 7 (2), pp.57~70.
최은영 · 홍장표(2014),「세대 간 직업계층의 이동성」,『지역사회』 22 (1), pp.51~70.
최지은 · 홍기석(2011),「우리나라의 세대 간 소득 이동성 분석~아버지와 아

들을 중심으로」, 『사회보장연구』 27 (3), pp.143~163.
한국은행 · 통계청(2024), 2023년 국민대차대조표 보도자료.
한 준(2016), 「한국의 사회이동 : 현황과 배경」, 『현상과인식』 40 (4), pp.45~74.
허은지(2019), 「한국의 혼인 양상과 성별 규범에 관한 연구」, 서울대학교 박사학위논문.
헌법재판소(2000), 「학원의설립 · 운영에관한법률 제22조 제1항 제1호 등 위헌제청, 학원의설립 · 운영에관한법률 제3조 등 위헌 확인」(2000. 4. 27. 98헌가16, 98헌마429(병합) 전원재판부).
현은주(2018), 「한국의 세대 간 소득이동성 연구의 메타분석과 변수 설정에 따른 세대 간 소득탄력성 추정치 변화」, 『사회보장연구』 85, pp.265~299.
황규성(2013), 「한국 사교육 정책의 작동 메커니즘에 대한 정치적 분석 : 공급자의 동원능력과 시장전략을 중심으로」, 『한국사회정책』 20 (2), pp. 233~260.

Acciari, Paulo, Alberto Polo and Giovanni Violante(2022), "And Yet It Moves : Intergenerational Mobility in Italy", *American Economic Journal : Applied Economics* 14 (3), pp.118~163.
Alesina, A., S. Hohmann, S. Michalopoulos, and E. Papaioannou(2021), "Intergenerational mobility in Africa," *Econometrica* 89 (1), pp.1~35.
Anger, S. and G. Heineck(2009), "Do Smart Parents Raise Smart Children? The Intergenerational Transmission of Cognitive Skills," Working Paper.
Aratani, Y.(2011), "Socio-demographic Variations of Homeowners and Differential Effects of Parental Homeownership on Offspring's Housing Tenure", *Housing Studies* 26 (5).
Asher, S., P. Novosad, and C. Rafkin(2024), "Intergenerational Mobility in India : New Measures and Estimates across Time and Social Groups", *American Economic Journal : Applied Economics* 16 (2), pp.66~98.
Atkinson, A.(1981), "On intergenerational income mobility in Britain", *Journal of Post Keynesian Economics* 3 (2), pp.194~208.

Beck, Ulrich(1986), Risikogesellschaft, Frankfurt am Main : Suhrkamp.

Becker, G(1964), Human Capital, National Bureau of Economic Research.

_____(1973), "A theory of marriage : Part I", *Journal of Political Economy* 81, pp.813~846.

_____(1974), "A theory of marriage : Part II", *Journal of Political Economy* 82, pp.11~26.

_____(1994[1981]), A Treatise on the Family(Harvard University Press).

Bell, D.(1973), *The Coming of Post-Industrial Society*, New York : Basic Books.

Beller, E.(2009), "Bringing Intergenerational Social Mobility Research into the Twenty-First Century : Why Mothers Matter", *American Sociological Review* 74, pp.507~528.

Beller, E. and M. Hout(2006), "Intergenerational social mobility : the United States in comparative perspective", *Future Child* 16 (2), pp.19~36.

Bhattacharya, D. and B. Mazumder(2011), "A nonparametric analysis of black white differences in intergenerational income mobility in the United States," *Quantitative Economics* 2 (3), pp.335~379.

Björklund, A. and M. Jäntti(1997), "Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the US.", *The American Economic Review* 87 (5), pp.1009~1018.

_____(2000), "Intergenerational mobility of socio- economic status in comparative perspective", *Nordic Journal of Political Economy* 26 pp.3~32.

Black, S., P. Devereux, and K. Salvanes(2007), "Like Father, Like Son? A Note on the Intergenerational Transmission of IQ Scores," *Economics Letters* 105, pp.138~140.

_____(2010), "Small Family, Smart Family? : Family Size and the IQ Scores of Young Men," *Journal of Human Resources* 45 (1), pp.33~58.

Black, S. E. and P. J. Devereux(2011), "Recent developments in intergenerational

mobility," *Handbook of Labor Economics* 4, pp.1487~1541.

Blanden, J.(2009), How much can we learn from international comparisons of intergenerational mobility? CEE Discussion Papers 0111, Centre for the Economics of Education, LSE.

_____(2013), "Cross-country rankings in Intergenerational mobility : A comparison of approaches from Economics and sociology", *Journal of Economic Surveys* 27 (1), pp.38~73.

Blanden, J. and S. Machin(2017), "Home ownership and social mobility", CEP Discussion Paper (CEP DP1466), Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, London, UK.

Blanden, J., A. Eyles, and S. Machin,(2023), "Intergenerational home ownership", *The Journal of Economic Inequality* 21, pp.251~275.

Blanden, J., A. Goodman, P. Gregg, and S. Machin(2004), "Changes in intergenerational mobility in Britain", In M. Corak (ed.), Generational income mobility in North America and Europe, Chapter 4, pp. 122~146. Cambridge : Cambridge University Press.

Blanden, J., P. Gregg, and L. Macmillan(2013), "Intergenerational persistence in income and social class : the effect of within-group inequality", *Journal of the Royal Statistical Society : Series A(Statistics in Society)* 176 (2), pp.541~563.

Blanden, Jo and Andrew Eyles and Stephen Machin(2021), "Trends in Intergenerational Home Ownership and Wealth Transmission", CEPEO Working Paper Series 21-05.

Blau, P. M. and O. D. Duncan(1967), *The American Occupational Structure,* New York : Wiley.

Bloome, D.(2015), "Income Inequality and Intergenerational Income Mobility in the United States", Social Forces.

Boudon, R.(1974), *Education, Opportunity, and social Inequality : Changing Prospects in Western Society*(Wiley, New York).

Bourdieu, Pierre(1973), "Cultural reproduction and social reproduction",

In R. Brown (ed.), *Knowledge, Eucation and Social Change* (pp.71~112). London : Tavistock.

Bourquin, P., R. Joyce and D. Sturrock(2020), "Inheritances and inequality within generations", *Institute for Fiscal Studies*, London.

Bowles, S.(1972), "Schooling and inequality from generation to generation", *Journal of Political Economy* 80, pp.219~251.

Bowles, S. and H. Gintis(1976), Schooling in Capitalist America, New York : Basic Books.

Breen, R and J. H. Goldthorpe(1997), "Explaining educational differentials", *Rationality and Society* 9 (3), pp.275~305.

Breen, R and R. Luijkx(2004), "Social Mobility in Europe between 1970 and 2000," in Breen R. eds. *Social Mobility in Europe,* Oxford : Oxford University Press.

Breen, R.(2004), *Social Mobility in Europe,* Oxford : Oxford University Press.

Breen, Richard and Walter Müller(2020a), "Social Mobility in the Twentieth Century in Europe and the United States", In Education and Intergenerational Social Mobility in Europe and the United States, edited by Richard Breen and Walter Müller, Stanford : Stanford University Press, pp.251~295.

_____(2020b), *Education and Intergenerational Social Mobility in Europe and the United States,* Stanford : Stanford University Press.

_____(2020c), "Social Mobility in the twentieth Century in Europe and the United States", in Breen, R, & Müller, W. eds., *Education and Intergenerational Social Mobility in Europe and the United States,* Stanford : Stanford University Press, Stanford : Stanford University Press.

Breen, Richard and Goldthorpe(1997), Explaining educational differentials.

Brown, S., S. Mcintosh, and K. Taylor(2011), "Following in Your Parents' Footsteps? Empirical Analysis of Matched Parent-Offspring Test

Scores," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 73 (1), pp. 40~58.

Bukodi, E. and J. H. Goldthorpe(2019), *Social Mobility and Education in Britain : Research, Politics and Policy,* Cambridge : Cambridge University Press.

_____(2022) "Intergenerational class mobility in industrial and post-industrial societies : Towards a general theory", *Rationality and Society* 34 (3), pp.271~301.

Butterwegge, Christoph(2009), Armut in einem Reichen Land, Wie das Problem Verharmlost und Verdrängt Werden, Frankfurt/Main : Campus.

Byun, Soo-yong and Kyung-keun Kim(2007), "Parental Involvement and Student Achievement in South Korea : Focusing on Differential Effects by Family Background", *Korean Journal of Sociology of Education* 18 (1), pp.39~66.

Causa, Orsetta and Asa Johansson(2010), "Intergenerational Social Mobility in OECD Countries", OECD Journal : Economic Studies, pp.1~44.

Charles, K. K. and E. Hurst(2003), "The correlation of wealth across generations", *Journal of Political Economy* 111 (6), pp.1155~ 1182.

Chernozhukov, V., I. Fernandez-Val, J. Meier, A. Van Vuuren, and F. Vella(2024), "Conditional Rank-Rank Regression," Working paper.

Chetty, R., N. Hendren, P. Kline, and E. Saez(2014), "Where Is the Land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States," *Quarterly Journal of Economics* 129 (4), pp.1553~ 1623.

Chetty, Raj and Nathaniel Hendren(2018a), "The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility I : Childhood Exposure Effects", *The Quarterly Journal of Economics* 133 (3), pp.1107~1162.

_____(2018b), "The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility II : County-Level Estimates", *Quarterly Journal of Economics*

133, pp.1163~1228.

Chetty, Raj, David Grusky, Maximilian Hell, Nathaniel Hendren, Robert Manduca and Jimmy Narang(2017), "The fading American dream : Trends in absolute income mobility since 1940", *Science* 356, pp.398~406.

Chetty, Raj, Nathaniel Hendren, Patrick Kline, and Emmanuel Saez(2014), "Where is the land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States", *The Quarterly Journal of Economics* 129 (4), pp.1553~1623.

Choi, et al.(2018), Intergenerational Homeownership.

Chung, Inkwan and Hyunjoon Park.(2019), "Educational Expansion and Trends in Intergenerational Social Mobility among Korean Men", Social Science Research Article #102307, pp.1~15.

Clark, G. and N. Cummins(2015), "Intergenerational Wealth Mobility in England, 1858~2012 : Surnames and Social Mobility", *The Economic Journal* 125 (582), pp.51~85.

Coleman, James(1988), "Social capital in the creation of human capital", *American Journal of Sociology* 94, pp.95~120.

Conley, D. and R. Glauber(2008), "Wealth mobility and volatility in black and white", Washington, DC : Center for American Progress Available from, https://www.americanprogress.org.

Corak, M.(2006), "Do Poor Children Become Poor Adults? Lessons for Public Policy from a Cross-Country Comparison of Generational Earnings Mobility", *Research on Economic Inequality* 13.

_____(2013), "Income Equality, Equality of Opportunity, and Intergener - ational Mobility", *Journal of Economic Perspectives* 27 (3), pp. 79~102.

D'Addio, A.(2007), "Intergenerational Transmission of Disadvantage : Mobility or Immobility Across Generations? A Review of the Evidence for OECD countries", *OECD Social, Employment and Migration*

Working Papers, No. 52.

Dannefer, D.(2003), "Cumulative advantage/disadvantage and the life course : Cross-fertilizing age and the social science theory", *Journal of Gerontology : Social Sciences* 58, pp.327~337.

Dannefer, Dale(2018), "Systemic and Reflexive : Foundations of Cumulative Dis/Advantage and Life-Course Processes", *Journals of Gerontology : Social Sciences* 20 (20), pp.1~15.

Dearden, L., S. Machin, and H. Reed(1997), "Intergenerational mobility in Britain", *Economic Journal* 107 (440), pp.47~66.

Duncan, O. D.(1961), "A Socioeconomic Index for all Occupations", In J. Reiss, Jr. (ed.), *Occupations and Social Status* (pp.109~138), New York : Free Press of Glencoe.

Egerton, M.(1997), "Occupational Inheritance : The Role of Cultural Capital and Gender? *Work, Employment and Society* 11 (2). pp.263~282.

Erikson, R. and J. H. Goldthorpe(1992), "The Constant Flux : A Study of Class Mobility in Industrial Societies, (Clarendon Press, Oxford).

Erikson, R., J. Goldthorpe and L. Portocarero(1979), "Intergenerational class mobility in three Western European societies", *British Journal of Sociology* 30 (4), pp.415~441.

Ermisch, John, Marco Francesconi and Thomas Siedler(2005), "Intergener - ational Economic Mobility and Assortative Mating," IZA Discussion Papers 1847, Institute for the Study of Labor, Bonn,

Esping-Andersen, G ø sta(2015), "Welfare regimes and social stratification", *Journal of European Social Policy*.

Featherman, D. L., F. L. Jones, R. M. Hauser(1975), "Assumptions of social mobility research in the U.S. : the case of occupational status", *Social Science Research*, 4, pp.329~360.

Ganzeboom, H. B.(2010), "A new international socio-economic index (isei) of occupational status for the international standard classification of occupation 2008 (isco-08) constructed with data from the issp

2002~2007", Annual Conference of International Social Survey Programme, Lisbon.

Ganzeboom, H. B. G., R. Luijkx and D. J. Treiman(1989), "International Class Mobility in Comparative Perspective", *Research in Social Stratification and Mobility* 8, pp.3~84.

Ganzeboom, H. and D. Treiman(1996), "Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations", *Social Science Research* 25 (3), pp.201~239.

Garnero, A., A. Hijzen and S. Martin(2019), "More unequal, but more mobile? Earnings inequality and mobility in OECD countries", *Labour Economics* 56, pp.26~35.

Grawe, N. D.(2006), "Life cycle bias in estimates of intergenerational earnings persistence", *Labour Economics* 13 (5), pp.551~570.

Gregg, P., L. Macmillan, and C. Vittori(2017), "Moving towards estimating sons' lifetime intergenerational economic mobility in the UK", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 79 (1), pp.79~100.

Gregg, P. and R. Kanaber(2023), "Intergenerational wealth transmission in Great Britain", *Review of Income and Wealth* 69 (4), pp.807~837.

Haider, S. and G. Solon(2006), "Life-Cycle Variation in the Association between Current and Lifetime Earnings", *The American Economic Review* 96 (4), pp.1308~1320.

Hall, Peter and David Soskice(2001), "An Introduction to Varieties of Capitalism", Hall, Peter & Soskice, David eds., *Varieties of Capitalism : The Institutional Foundations of Comparative Advantage*, Oxford : Oxford Univ. Press, pp.1~68.

Heckman, J. J.(2006), "Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children", *Science* 312 (5782), pp.1900~1902.

Heidrich, S.(2017), "Intergenerational Mobility in Sweden : A Regional Perspective", *Journal of Population Economics* 30, pp.1241~1280,

https://doi.org/10.1007/s00148-017-0648-x.

Helderman, A., and C. Mulder(2007), "Intergenerational Transmission of Homeownership : The Roles of Gifts and Continuities in Housing Market Characteristics", *Urban Studies* 44 (2).

Hertz, Thomas(2008), "A group-specific measure of intergenerational persistence", *Economics Letters* 100.

Hertz, T., T., P. Jayasundera, Piraino, S. Selcuk, N. Smith and A. Verashchagina(2007), "The inheritance of educational inequality : International comparisons and fifty-year trends", *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy* 7 (2).

Hout, M.(1982), "The Association between Husbands' and Wives' Occupations in Two-earner Families", *American Journal of Sociology* 88, pp. 397~409.

_____(2004), *How inequality may affect intergenerational mobility*.

Hout, M. and R. Hauser(1992), "Symmetry and Hierarchy in Social Mobility : A Methodological Analysis of the CASMIN Model of Class Mobility", *European Sociological Review* 8 (3), pp.239~266.

Huang, J.(2013), "Intergenerational transmission of educational attainment : The role of household assets", *Economics of Education Review* 2013 (33), pp.112~123.

Ishida, H.(2001), "Industrialization, Class Structure, and Social Mobility in Postwar Japan", *British Journal of Sociology* 52 (4), pp.579~604.

Ishida, H., W. Muller and J. Ridge(1995), "Class origin, class destination, and education : A cross-national study of industrial nations", *American Journal of Sociology* 101, pp.145~193.

Jacobs, J. and F. Furstenberg(1986), "Changing Places : Conjugal Careers and Women's Marital Mobility", *Social Forces* 64, pp.714~732.

Kalmijn, M.(1998), "Intermarriage and Homogamy : Causes, Patterns, Trends", *Annual Review of Sociology* 24, pp.395~421.

Karagiannaki, Eleni(2017), "The Impact of Inheritance on the Distribution

of Wealth : Evidence from Great Britain", *The Review of Income and Wealth* 63 (2), pp.394~408.

Kerr, C., J. Dunlop, F. Harbison and C. Myers(1960), "Industrialism and Industrial Man. Cambridge", MA : Harvard University Press.

Kim, H.(2021), "Intergenerational mobility and the role of education in Korea", In D. Neumark, Y.-S. Kim, and S.-H. Lee (eds.), Human Capital Policy 3 (2), pp.12~53.

Kim, J. and S. Lee(2023), "Intergenerational Mobility of Education in South Korea", *Journal of Market Economy* 52 (1), pp.1~24.

Kim, Soobin(2013), "Intergenerational Earnings Mobility in Korea", Available at SSRN 2320329.

Koenker, R. and G. Bassett(1978), "Regression Quantile," *Econometrica* 46 (1), pp.33~50.

Kopczuk, W. and J. Lupton(2005), "To leave or not to leave : The distribution of bequest motives", NBER Working Paper Seires No.11767.

Kramarz, F. and ON. Skans(2014), "When strong ties are strong : Networks and youth labour market entry", *Review of Economic Studies* 81 (3), pp.1164~1200.

Krueger, Alan(2012), "The Rise and Consequences of Inequality in the United States", https://obamawhitehouse.archives.gov/sites/default/files/krueger_cap_speech_final_remarks.pdf.

Lee, Chul-in and Gary Solon(2009), "Trends in Intergenerational Income Mobility", *Review of Economics and Statistics* 91 (4), pp.766~772.

Lee, H. and J. W. Lee(2021), "Patterns and determinants of intergenerational educational mobility : Evidence across countries", *Pacific Economic Review* 26 (1), pp.70~90.

Lee, H., D. Myers, G. Painter, J. Thunell and J. Zissimopoulos(2020), "The Role of Parental Financial Assistance in the Transition to Homeownership by Young Adults", *Journal of Housing Economics*

47 March.

Lee, M. J.(2010), "Temporal Variation in the Strength of Educational Assortative Mating in Korea : A Birth Cohort Analysis of the 2000 Korea Census", *Development and Society* 39 (1), pp.163~185.

Lemieux, T.(2006), "Postsecondary Education and Increasing Wage Inequality", *American Economic Review* 96 (2), pp.195~199.

Levell, Peter and David Sturrock(2023), Using Understanding Society to study intergenerational wealth mobility in the UK.

Levy, R.(2009), "Toward a Theory of Life Course Institutionalization", W. R. Heinz, J. Huiinink, and A. Weymann(ed.), *The Life Course Reader : Individuals and Society Across Time*, Frankfurt/M.and New York : Campus, pp.178~199.

Lipset, S. M. and H. L. Zetterberg(1959), "A theory of social mobility", In Social Mobility in Industrial Society, ed. SM Lipset, R Bendix, pp. 11~75. Berkeley : Univ. Calif. Press.

Lipset, S. M. and H. L.Zetterberg(1959), "A theory of social mobility", In Social Mobility in Industrial Society, SM Lipset, R Bendix, pp.11~75. Berkeley : Univ. Calif. Press.

Long, J., and J. Ferrie(2013), "Intergenerational Occupational Mobility in Great Britain and the United States since 1850", *American Economic Review* 103, pp.1109~1137.

Lucas, Samuel R.(2001), "Effectively Maintained Inequality : Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects", *American Journal of Sociology* 106 (6), pp.1642~1690.

Mare, Robert D.(1980), "Social Background and School Continuation Decisions", *Journal of the American Statistical Association* 75 (370), pp.295~305.

Mazumder, Bhashkar(2005), "Fortunate Sons : New Estimates of Intergenerational Mobility in the United States Using Social Security Earnings Data", *The Review of Economics and Statistics* 87 (2), pp.235~255.

_____(2008), "Sibling similarities and economic inequality in the U.S.", *Journal of Population Economics* 2 (3), pp.685~701.

_____(2011), "Family and community influences on health and socioeconomic status : Sibling correlations over the life course", *B.E. Journal of Economic Analysis and Policy* 11 (3), doi:10.2202/1935-1682.2876.

Meng, Ke and Shouhao Li(2023), "Welfare Regimes and Intergenerational Social Mobility : An Institutional Explanation of the Great Gatsby Curve", *Social Indicators Research* 165, pp.355~375.

Merton, R.(1953), "Reference group theory and social mobility", in R. Bendix and S.M. Lipset, eds., Class, Status and Power (The Free Press, New York).

_____(1968), "The Matthew Effect in Science", *Science*, 159, Issue 3810, pp.56~63.

Mitnik, Pablo, Erin Cumberworth and David Grusky(2016), "Social Mobility in a High-Inequality Regime", *ANNALS* 663 (1), pp.140~184.

Mollenhorst, G. W., B. Völker, and H. Flap(2008), "Social Contexts and Personal Relationships : The Effect of Meeting Opportunities on Similarity for Personal Relationships of Different Strength", *Social networks* 30 (1), pp.60~68.

Mulligan, Casey(1997), "Parental Priorities and Economic Inequality", Chicago, IL : University of Chicago Press.

Nico, Magda(2022), "Identity and change of a field : A literature analysis of the concept of social mobility", *Social Science Information* 60 (3).

Nybom, Martin and Jan Stuhler(2016), "Heterogeneous Income Profiles and Lifecycle Bias in Intergenerational Mobility Estimation", *The Journal of Human Resources* 51 (1) pp.239~268.

O'Rand, A. M.(1996), "The precious and the precocious : Understanding cumulative disadvantage and cumulative advantage over the life course", *Gerontologist* 36, pp.230~238.

_____(2003), "Cumulative advantage theory in life course research", In S.

Crystal & D. F. Shea (eds.), *Annual Review of Gerontology and Geriatrics* 22, pp.14~30.

OECD(2011), *Divided We Stand : Why Inequality Keeps Rising,* OECD : Paris.

_____(2018), *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*, OECD Publishing, Paris.

_____(2019), "PISA 2018 Results(Volume II) : Where All Students can Succeed", OECD Publishing.

Őst, C. E.(2012), "Parental Wealth and First-time Homeownership, : A Cohort Study of Family Background and Young Adults' Housing Situation in Sweden", *Urban Studies* 49 (10).

Park, Hyunjoon(2007), "South Korea : Educational Expansion and Inequality of Opportunity for Higher Education", pp.87~112 in Stratification in Higher Education : A Comparative Study, edited by Y. Shavit, R. Arum, and A. Gamoran. Stanford, CA : Stanford University Press.

Park, H. and J. Smits(2002), "Educational Assortative Mating in Korea : Trends 1940~1998", *Presented at the Spring Meeting of Research Committee* 28, International Sociological Association, Oxford, United Kingdoms, April.

_____(2005), "Educational Assortative Mating in South Korea : Trends 1930~1998", *Research in Social Stratification and Mobility* 23, pp.103~127.

Pfeffer, F. T., and A. Killewald(2015), "How rigid is the wealth structure and why? Inter and multigenerational associations in family wealth", Population Studies Center Research Report 15~845, University of Michigan Institute for Social Research, Ann Arbor, MI.

_____(2018), "Generations of advantage : Multigenerational correlations in wealth", *Social Forces* 96 (4), pp.1411~1442.

Pfeffer, F. T., and F. R. Hertel(2015), "How Has Educational Expansion Shaped Social Mobility Trends in the United States?". *Social Forces*

94 (1), pp.143~180.

Piketty, T.(2000), "Theories of persistent inequality and intergenerational mobility", Anthony Atkinson & François Bourguignon eds. Handbook of Income Distribution, North Holland, pp.429~476.

Piketty, T., and E. Saez(2014), "Inequality in the long run", *Science* 344 (6186), pp.838~843.

Piketty, T., and G. Zucman(2014), "Capital is back : Wealth-income ratios in rich countries 1700~2010", *The Quarterly Journal of Economics* 129 (3), pp.1255~1310.

Putnam, R. D.(2001), *Bowling Alone : The Collapse and Revival of American Community,* Simon and Schuster.

Raftery, Adrian E., and M. Hout(1993), "Maximally Maintained Inequality : Educational Stratification in Ireland", *Sociology of Education* 65, pp.41~62.

Rohenkohl, B.(2023), "Intergenerational income mobility : New evidence from the UK", *The Journal of Economic Inequality* 21, pp.789~814.

Rossi, P. H., W. A. Sampson, C. E. Bose, G. Jasso, and J. Passel(1974), "Measuring Household Social Standing", *Social Science Research* 3 (3), pp.169~190.

Saez, E. and G. Zucman(2014), "Wealth inequlity in the United States since 1913 : Evidence from capitalized income tax data", NBER Working Paper Seires No.20625.

Sakamoto, A. and S. X. Wang(2020), "The Declining Significance of Occupation in Research on Intergenerational Mobility", *Research in Social Stratification and Mobility Article* #100521, pp.1~10.

Sampson, W. A. and P. H. Rossi(1975), "Race and Family Social Standing", *American Sociological Review* 40 (2), pp.201~214.

Satoshi, M.(2005), "Educational Homogamy in Contemporary Japan", *Social Science Japan* 33, pp.9~11.

Schnitzlein, D. D.(2014), "How important is the family? Evidence from

sibling correlations in permanent earnings in the USA, Germany, and Denmark", *Journal of Population Economics* 27 (1), pp.69~89.

Shavit, Y., R. Arum and A. Gamoran(2004), "Expansion, Differentiation and Stratification in Higher Education : A Comparative Study of 15 Countries", The Spring Meeting of Research Committee on Social Stratification and Mobility (RC28), International Sociological Association, Neuchatel, Switzerland (http://www.sidos.ch/method/RC28/RC28_1.asp?lang=d).

Shavit, Yossi and Hans-Peter Blossfeld(1993), *Persistent Inequality : Changing Educational Attainment in Thirteen Countries,* Boulder : Westview Press.

Shiro, Ariel, Christopher Pulliam, John Sabelhaus and Ember Smith(2022), *Stuck on the Ladder,* Brookings Institution.

Smits, J. and H. Park(2009), "Five Decades of Educational Assortative Mating in 10 East Asian Societies", *Social Forces* 88 (1), pp.227~255.

Solon, G. (1992), "Intergenerational income mobility in the United States", *American Economic Review* 82, pp.393~408.

_____(1999), "Intergenerational mobility in the labor market", *Handbook of Labor Economics* 3, pp.1761~1800.

_____(2018), "What do we know so far about multigenerational mobility?", *The Economic Journal* 128 (612), pp.340~352.

Solon, G., M. Corcoran, R. Gordon and D. Laren(1991), "A Longitudinal Analysis of Sibling Correlation in Economic Status", *Journal of Human Resources* 26, pp.509~534.

Song, Xi, Emma Zang, Kenneth C. Land, Boyan Zheng(2022), "Intergenerational income mobility table revisited : A trajectory group perspective", *Research in Social Stratification and Mobility* 80.

Sorokin, P.(1959/1927), *Social Mobility,* New York : Free Press.

Stolzenberg, R.(1994), "Educational Continuation by College Graduates", *American Journal of Sociology* 99, pp.1042~1077.

Sweeney, M. and M. Cancian(2004), "The Changing Importance of White Women's Economic Prospects for Assortative Mating", *Journal of Marriage and Family* 66 (4), pp.1015~1028.

Thijssen, Lex and Maarten Wolbers(2016), "Determinants of Intergenerational Downward Mobility in the Netherlands", *Social Indicators Research* 128, pp.995~1010.

Thurow, R. M.(1972), "Education and Economic Inequality", *The Public Interest*, Summer, pp.66~81.

Treiman, D.(1970), "Industrialization and Social Stratification", In : Laumann E. (ed.), *Social Stratification : Research and Theory for the 1970s,* Indianapolis : Bobbs-Merril.

Treiman, Donald(1977), "Occupational Prestige in Comparative Perspective", New York : Academic Press.

US Council of Economic Advises(2012), Economic Report of the President.

van der Erve, Laura, Sonya Krutikova, Lindsey Macmillan and David Sturrock(2023), Intergenerational mobility in the UK. IFS Deaton Review of Inequalities.

WEF(World Economic Forum)(2020), *The Global Social Mobility Report 2020*.

Wilson, William(1987), *The Truly Disadvantaged : The Inner City, the Underclass, and Public Policy*, University Of Chicago Press (1990).

Wood, J. and S. Clarke(2018), "House of the rising son (or daughter) The impact of parental wealth on their children's homeownership", Resolution Foundation, London.

Wright, E. O.(2005), *Approaches to Class Analysis,* Cambridge : Cambridge Unviersity Press.

Xie, Yu.(1992), "The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables", *American Sociological Review* 57 (3), pp.380~395.

Yaish, M. and V. Kraus(2020), "On Class and Earnings Trajectories : The Use of Class and Earnings to Study Intergenerational Mobility",

Research in Social Stratification and Mobility Article, #100507, pp.1~8.

Zimmerman, D. J.(1992), "Regression toward mediocrity in economic stature", *American Economic Review* 82, pp.409~429.

◈ 執筆陣

- 고영우(한국노동연구원 연구위원)
- 신영민(민주연구원 연구위원)
- 이성원(서강대학교 경제학과 조교수)
- 이지은(한국노동연구원 전문위원)
- 황규성(한신대학교 연구교수)

한국의 세대간 사회이동에 관한 연구

▪ 발행연월일 | 2024년 12월 26일 인쇄
2024년 12월 30일 발행
▪ 발 행 인 | 허 재 준
▪ 발 행 처 | 한국노동연구원
30147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6081 Fax (044) 287-6089
▪ 조판 · 인쇄 | 도서출판 창보 (02) 2272-6997
▪ 등 록 일 자 | 1988년 9월 13일
▪ 등 록 번 호 | 제2015-000013호

ⓒ 한국노동연구원 2024 정가 13,000원

ISBN 979-11-260-0785-1

KLI
한국노동연구원

한국노동연구원
30147 세종특별자치시 시청대로 370 경제정책동
TEL : 044-287-6083 http://www.kli.re.kr

OPEN
출처표시 상업용금지 변경금지
공공누리 공공저작물 자유이용허락

9 791126 007851 93330
ISBN 979-11-260-0785-1