



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

사회복지학석사학위논문

빈곤의 세대 간 이전

- 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향 -

2017년 8월

서울대학교 대학원

사회복지학과

정 유 진

빈곤의 세대 간 이전

- 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향 -

지도교수 구 인 회

이 논문을 사회복지학 석사학위논문으로 제출함
2017년 5월

서울대학교 대학원
사회복지학과
정 유 진

정유진의 석사학위논문을 인준함
2017년 6월

위 원 장 _____ (인)

부 위 원 장 _____ (인)

위 원 _____ (인)

국 문 초 록

빈곤의 세대 간 이전

- 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향 -

서울대학교 대학원
사회복지학과
정유진

본 연구는 최근 주목받고 있는 세대 간 이동성의 악화에 따른 사회의 불평등 심화에 대한 우려를 바탕으로, 한국에서 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있는지 검증하는 것을 목적으로 한다. 이를 위하여 부모의 빈곤지위 및 자녀의 빈곤지위를 실제로 측정된 소득을 활용하여 객관적인 방법으로 측정하였다. 또한 빈곤층 내부에서의 이질성을 고려하여 빈곤의 심도가 자녀의 성인기 가구소득 혹은 빈곤경험 가능성에 직접적으로 영향을 미치는지 분석하였다.

본 연구는 아동기 부모 및 성인기 자녀의 가구 및 개인적 특성을 모두 포함한 보다 장기적으로 측정된 자료가 필요하다. 따라서 이를 포함하고 있는 한국노동패널조사 1차~18차 자료를 활용하였으며, 교차분석, OLS, 그리고 선형확률모형(LPM)을 활용하여 분석하였다.

분석결과, 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 부적 영향을 미치는 것으로 나타나 아동기 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구의 경제적 상태에 미치는 영향을 확인하였다. 특히, 아동기 빈곤지위와 관련이 깊으면서 자녀의 성인기 특성에도 영향을 미칠 수 있는 자녀의 인적자본특성변수들을 통제하여 분석을 실시하였음에도

불구하고, 아동기 빈곤지위가 성인기 빈곤지위에 여전히 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 본 연구의 표본특성을 고려하여 분가여부에 따라 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향이 다르게 나타나는지 확인하였을 때에도, 앞에서의 연구결과와 동일한 결과가 나타나 아동기 빈곤이 자녀의 성인기 경제적 상태에 부정적 영향을 미치고 있음을 확인하였다.

부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향에 대한 분석에서는, 먼저 카이제곱검증을 통해 부모의 빈곤지위에 따라 자녀의 빈곤지위가 다르게 나타나는 것을 파악하였다. 또한 선형확률모형을 통해 분석한 결과, 아동기 부모가 빈곤했던 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 성인기에 빈곤할 확률이 약 6%정도 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 표본의 분가여부를 고려하여 집단을 나누어 분석한 결과, 분가여부에 따라 그 결과가 다르게 나타났다. 즉, 분가하지 않은 집단에서는 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난 것에 비해서, 분가한 집단에서는 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 따라서 이와 같은 결과가 나타난 이유가 종속변수의 측정에 영향을 미칠 수 있는 가구소득의 상승효과인지 혹은 가구원수의 감소에 따른 효과인지 살펴보기 위하여 분가한 가구가 분가하지 않았음을 가정하고 추가적으로 분석을 실시하였다. 그 결과, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 통계적으로 유의한 부정적 영향을 미치는 것으로 나타나 분가한 가구의 가구소득 상승효과보다는 가구원수 감소로 인하여 이와 같은 결과가 나타났을 가능성을 확인하였다. 따라서 분가를 하였더라도 여전히 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 여전히 영향을 미치고 있을 가능성을 확인하였다.

마지막으로 부모의 빈곤심도에 따라 자녀의 성인기 가구소득 및 빈곤지위에 미치는 영향이 상이하게 나타나는지 분석을 실시하였다. 분석결과, 아동기 부모의 빈곤심도에 따라 자녀의 성인기 가구소득

민 빈곤지위에 미치는 영향에 통계적으로 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 그러나 이와 같은 결과는 분석대상인 청년층의 노동시장 특성이 반영되었을 가능성과, 종속변수로 개인의 성취가 아닌 ‘가구’에 대한 측정을 중심으로 한 변수를 활용하였다는 것이 결과 분석에 반영되었을 가능성이 있다.

본 연구는 한국에서도 빈곤의 세대 간 이전이 나타나는지 살펴본 탐색적 연구로서, 아동기 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 빈곤지위에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있음을 확인하였다. 따라서 한국에서도 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있을 가능성이 있음을 실증적으로 규명하였다는 의의를 지닌다. 또한 인적자본투자모형을 고려하였을 때, 그 영향력이 크지 않은 것으로 나타나 두 변수 간 관계를 설명할 수 있는 다른 이론적 고려가 필요함을 확인하였다. 따라서 앞으로의 빈곤정책 설계 시, 빈곤율의 감소를 위한 정책과 함께 빈곤아동의 기회의 평등을 증진시킬 수 있는 정책적 개입의 필요성을 보여주었다는 함의를 지닌다.

주요어 : 사회이동, 빈곤의 세대 간 이전, 빈곤지위, 빈곤심도,
인적자본이론, OLS, 선형확률모형

학 번 : 2015-20235

< 목 차 >

I. 서론

제 1 절 문제제기	1
제 2 절 연구문제	7

II. 이론적 배경 및 선행연구 검토

제 1 절 세대 간 이동성과 빈곤	8
1. 세대 간 이동성 연구	8
2. 빈곤지위의 세대 간 이전	12
제 2 절 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향 17	
1. 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 경로 · 17	
2. 부모의 빈곤심도가 자녀의 빈곤에 미치는 영향	21
제 3 절 빈곤의 세대 간 이전에 대한 실증연구 검토	25
1. 국외 선행연구	25
2. 국내 선행연구	29

III. 연구가설 및 연구모형

제 1 절 연구가설	34
제 2 절 연구모형	37

IV. 연구방법

제 1 절 분석자료	42
제 2 절 변수의 정의 및 측정	44
제 3 절 분석방법	53
제 4 절 자료구성	59

V. 분석결과

제 1 절 기초통계	62
제 2 절 가설검증	67
1. 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향	67
2. 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향	83
3. 부모의 빈곤심도가 자녀의 빈곤에 미치는 영향	96

VI. 결론

제 1 절 연구결과 요약	104
제 2 절 연구의 함의	108
제 3 절 연구의 한계 및 후속연구를 위한 제언	114

참고문헌	117
------------	-----

부록	130
----------	-----

Abstract	138
----------------	-----

< 표 목 차 >

<표1> 변수목록	51
<표2> 연구모형	57
<표3> 분석대상	60
<표4> 연구대상자의 일반적 특성	62
<표5> 아동기 가족배경 특성	66
<표6> 부모의 빈곤지위가 자녀의 ln(성인기 가구소득)에 미치는 영향(전체표본대상)	71
<표7> 분가여부에 따른 자녀의 개인특성에 대한 기술통계	75
<표8> 부모의 빈곤지위가 자녀의 ln(성인기 가구소득)에 미치는 영향(분가고려)	81
<표9> 부모의 빈곤지위에 따른 자녀의 성인기 빈곤지위 카이제곱검증	84
<표10> 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향	87
<표11> 분가여부에 따른 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향	90
<표12> 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향(분가하지않음가정)	95
<표13> 아동기 빈곤심도가 자녀의 ln(성인기 가구소득)에 미치는 영향	99
<표14> 아동기 빈곤심도가 성인기 빈곤지위에 미치는 영향	103

<그 립 목 차>

[그림1] 전체 연구 모형	41
----------------------	----

제 1 장 서론

제 1 절 문제제기

본 연구는 부모의 빈곤지위(poverty status)가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향, 즉 우리나라에서 빈곤의 세대 간 이전(intergenerational transmission of poverty)이 나타나는지 실증적으로 검토해 보는 것을 목적으로 한다. 이를 위하여 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 주요한 원인인지, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미친다면 그 이유를 탐색적으로 살펴보고자 한다. 또한 빈곤집단 내부에서도 빈곤의 세대 간 이전이 빈곤의 심도(depth)에 따라서 다르게 나타날 수 있으므로, 이를 고려하여 부모의 빈곤심도가 자녀의 성인기 빈곤에 미치는 영향을 실증적으로 분석해 보고자 한다.

최근 한국을 포함해 전세계적으로 소득불평등이 심화되면서 이와 더불어 세대 간 이동성¹⁾의 악화에 대한 우려가 함께 나타나고 있다(Atkinson, 2015; Corak, 2013, 신광영 외, 2016). 미국에서는 소득 불평등의 심화와 세대 간 이동성의 상관관계에 주목하여 관련된 논의를 검증하며, 세대 간 이동성의 저하와 관련된 인과관계를 찾고자 하는 노력이 지속되고 있다(Jerrim and Macmillan, 2015; Corak, 2013; Mayer and Lapoo, 2008)²⁾. 한국에서도 ‘수저계급론’을 통해

1) 본 연구에서는 세대 간 이동성(intergenerational mobility)과 세대 간 사회이동(intergenerational social mobility)이라는 용어를 혼용하여 사용한다. 세대 간 이동성은 주로 경제학에서, 세대 간 사회이동은 주로 사회학적 접근에서 사용되는 용어이다. 그 표현의 뉘앙스는 다르지만 본질적으로 부모세대의 사회경제적 지위와 자녀세대의 사회경제적 지위에 미치는 영향을 의미하는 용어로 동일하게 사용된다.

2) 크루거(Alan Krueger)는 2012년 1월 12일 ‘불평등의 증대와 그 결과’라는 제목의 연설에서 소설 위대한 게츠비로부터의 개념을 빌려와 소득불평등과 세대 간부의 이전정도 간의 상관관계를 ‘위대한 게츠비 곡선(Great Gatsby Curve)’이라고 명명하였다. 따라서 국외에서는 이를 GGC라고 부르며 그 메커니즘을 검증하거나, 경제성장과 관련된 논의로 확장되고 있다(OECD, 2015).

개인의 능력이나 노력보다는 타고난 가구배경이 자녀의 사회경제적 지위에 미치는 영향이 강하게 나타나고 있다는 우려를 반영한 담론이 사회적인 공감을 얻고 있는 것으로 보인다(신광영, 2016). 통계청에서 발표한 2016년 <한국사회동향>보고서에 따르면, 세대 간 계층상향이동 가능성에 대해서 ‘매우 낮다’ 혹은 ‘비교적 낮다’로 부정적이게 응답한 사람이 50%이상인 것으로 나타나, 2003년에 부정적으로 응답한 응답자가 20%였던 것에 비해 약 3배 정도가 증가한 것으로 나타났다. 특히 소득수준이 낮을수록 세대 간 이동성에 대한 긍정적 인식비율이 낮아지는 것으로 나타났으며, 구체적으로 월 500만원 이상의 소득계층 사람들보다 월100만원 미만의 소득을 버는 사람들이 세대 간 계층이동 가능성에 대해 긍정적인 응답을 할 가능성이 약 10%정도 감소하는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 세대 간 이동성의 약화에 대한 인식이 소득계층에 따라서 다르다는 사실을 보여준다. 그 중에서도 소득수준이 최하위계층에 속하는 사람들의 경우 본인보다 자녀의 소득계층이 높아질 가능성에 대해서 가장 많은 사람이 비관적인 응답을 보여 자신의 빈곤한 상태가 자녀에게도 이어질 가능성이 높을 것이라는 인식을 보여주고 있다.

이와 같은 우려는 현대사회에서는 기회의 평등(Equality of opportunity)이 달성되어야 한다는 믿음에 기초해 있다. 과거 봉건제 사회에서는 개인이 태어난 계층에 따라 미래가 결정되던 때와 달리, 현대 사회는 타고난 환경이 아닌 개인의 능력과 노력으로 상승이동이 가능한 개방된 사회여야 한다는 것이다. 개인의 능력이나 노력보다 타고난 가구배경에 의해 개인의 미래가 결정되는 사회는 사회의 형평성을 떨어뜨릴 뿐만 아니라, 기회의 불평등이 결과의 불평등을 만들어 경제적 효율성을 저하시킬 수 있으며(OECD, 2015; Galor and Zeira, 1993), 계층에 따른 사회적 갈등을 만들어 사회통합을 저해할 가능성이 있다. 따라서 사회에서 나타나는 불평등을 축소해 나가기 위해서는 결과의 불평등뿐만 아니라 이를 만들어내는 개인적, 환경적 요인을 이해하기 위해 기회의 불평등을 연구하는 것 또한

매우 중요한 의의를 지닌다(Atkinson, 2015; 신평영, 2016).

기회의 평등과 관련된 논의는 주로 부모세대의 사회·경제적 지위, 혹은 소득이 자녀세대에게 미치는 영향이라는 주제를 통해서 다루어져 왔다. 자료의 한계와 통계적 분석과 관련한 논란점이 존재하긴 하지만, 한국에서 이루어진 전반적인 사회이동과 관련된 연구에서는 다른 국가들에 비해서 활발한 사회이동이 나타난다고 주장한다(장상수, 2001; 차종천, 2002). 또한 부모와 자녀의 소득 상관계수의 경우 0.1~0.3정도로, 다른 국가들에 비해 상대적으로 낮은 것으로 나타나 세대 간 이동성이 활발한 것으로 나타나고 있다(김희삼, 2009; 양정승, 2012; 최기림·안태현, 2015). 뿐만 아니라 최근 교육기회의 균등화 되면서 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 성인기 성취에 미치는 영향이 작아졌을 가능성 또한 존재하고 있다(Shavit, Arum and Gamoran, 2007). 특히나 우리나라는 급속한 경제성장과 함께, 교육기회의 확대도 빠르게 일어나면서, 중·고등학교 진학률은 90%를 보이고 있으며 대학을 포괄하는 고등교육기관에 대한 취학률은 70%에 근접한 수치를 보이고 있다(통계청, 2017). 이와 같은 연구결과는 다른 국가에 비해 한국에서 기회의 평등이 달성되고 있다는 결론으로 이끄는 듯하다.

그러나 기존의 사회이동과 관련된 연구들만으로는 기회의 평등을 파악함에 있어 일정부분 한계를 가지고 있다. 특히, 표본에서 하위 소득계층일 가능성이 있는 사람들이 제외되었을 가능성이 있다. 대부분의 연구에서 부-자 표본을 구성하였고, 사회경제적 지위를 구성하기 위해 근로소득 혹은 직업적 지위를 평가하기 위한 지표가 있어야지만 표본에 포함될 수 있었으므로, 이런 조건을 충족시키지 못하는 여성 한부모 가정이나 실업의 상태에 있는 사람들이 표본에 포함되지 못하였다는 한계를 지닌다. 특히나 이들은 사회에서 상대적으로 취약계층에 있을 가능성이 높기 때문에 전반적인 사회이동이 활발하게 나타나더라도 빈곤의 세대 간 이전은 다르게 나타날 수 있다. 실제로 기존의 선행연구들에서는 소득의 이동성이나 세대

간 사회경제적 지위세습이 모든 계층에서 동일하게 나타나는 것이 아니며, 소득계층 혹은 계급분포의 하위, 또는 상위 부분에서 세대 간 사회경제적 지위세습 혹은 소득이전이 가장 강하게 나타나는 경향이 있다는 사실이 밝혀져 왔다(Corcoran and adams, 1997; Harding et al, 2004; Jantti et al, 2006). 한국에서도 제한적이지만 세대 간 이동성이 소득 분위별로 다를 가능성이 있음이 제기되어 왔다. 특히나 아버지의 근로소득을 기준으로 하위 분위에 속한 자녀일수록 부모의 경제력에 의한 영향이 큰 것으로 보고되고 있다(우광호 외, 2010; 최지은·홍기석, 2011). 이와 같은 연구결과는 한국에서 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있을 가능성을 제기한다.

따라서 본 연구에서는 빈곤의 세대 간 이전에 초점을 맞추어 실증적으로 검토해 보고자 한다. 빈곤의 세대 간 이전은 부모세대의 빈곤이 자녀세대의 성인기 빈곤에도 영향을 주는가에 대한 세대 간 이동성 연구이면서 동시에, 한 개인이 아동기에 경험했던 빈곤이 개인의 성인기 빈곤으로도 이어지는가라는 세대 내 이동성 개념을 포함하고 있다(김이배, 2013). 왜냐하면 아동의 경우 자연적으로 부모세대의 경제적 상황에 의해 영향을 받게 되기 때문에, 아동기 빈곤 경험은 필연적으로 부모의 빈곤을 동반하기 때문이다. 따라서 빈곤의 세대 간 이전이 나타난다는 것은 개인의 사회경제적 성취에 가구배경이 중요한 영향을 미친 결과일 것이며, 이는 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 미래를 얼마나 결정짓는가와 결정된 물음으로서 ‘기회의 평등’을 알려주는 부분적인 지표로서도 중요한 의의를 지닌다.

외국에서는 빈곤의 세대 간 이전이 나타나는가와 관련된 실증적 연구가 꾸준히 수행되어 오고 있다(Corcoran, 1995; Corcoran and Adams, 1997; Jenkins and Siedler, 2007). 그 결과 미국, 영국 등을 대상으로 이루어진 다수의 연구에서 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있다는 결과를 보고하고 있다(Corcoran, 1995; Corcoran, and Adams 1997; Blanden and Gibbons, 2006). 그러나 우리나라에서 진

행된 빈곤의 세대 간 이전과 관련된 연구는, 데이터의 한계로 인해 다소 제한적으로 이루어져 왔으며, 일관된 결과를 보여주지는 못하고 있는 것으로 보인다. 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 직접적으로 영향을 미치는가에 대해서도 엇갈린 주장이 나타나고 있으며(김위정·김왕배, 2007; 이상은, 2008), 빈곤지역 자녀의 사회경제적 지위에 부모의 사회경제적 지위가 미치는 영향보다 개인적 특성이 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타나 한국에 빈곤의 세대 간 이전이 발생하지 않는다는 주장도 나타나고 있다(김원식, 2009). 지금까지 진행된 연구들은 한국에서 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있는지, 그 원인은 무엇인지와 관련된 탐색적 연구로서 중요한 의의를 지닌다. 그러나 기존에 우리나라를 대상으로 진행된 연구들은 몇 가지 한계점을 보인다.

첫째, 연구의 주요한 독립변수라고 할 수 있는 부모의 빈곤지위를 측정함에 있어 측정오차가 발생하였을 가능성이 있다. 한국에서 진행된 선행연구들에서는 부모의 빈곤지위를 회고적으로 측정한 변수를 활용하여 변수의 측정에 대한 신뢰성이 떨어질 가능성이 있다. 둘째, 빈곤한 집단 내에서의 이질성을 고려하지 못하였다. 기존의 연구에서는 빈곤의 세대 간 이전을 ‘빈곤여부’와 같은 이분형 변수로 설정하여 빈곤집단과 비빈곤집단 간의 비교를 분석의 주요한 초점으로 두었다. 그러나 외환위기 이후 우리나라의 빈곤 상황이 규모와 심각성의 측면에서 악화되고 있으며 빈곤층의 구성에 있어서도 매우 이질적이라는 연구가 나타나고 있다(김교성, 2007; 손병돈, 2010). 빈곤집단 내에서의 이질적인 특성변화는 집단 내부에서 빈곤의 세대 간 이전 또한 다르게 나타날 가능성이 존재한다. 실제로 Corcoran and Adams(1997)가 진행한 연구결과에 의하면, 빈곤집단을 욕구소득비로 나누어 평가해 본 결과 욕구소득비가 0.5보다 낮은 집단이 다른 집단보다 아동의 성인기 욕구소득비가 더 낮아지는 경향을 보이는 것으로 나타났다. 따라서 빈곤집단을 하나의 동일한 집단으로 보고 분석하는 것뿐만 아니라 빈곤집단 내부에서의 이질성

또한 고려하여 자녀의 빈곤에 미치는 영향이 부모의 빈곤심도에 따라 다르게 나타나는지 검증해보고자 한다.

따라서 본 연구에서는 한국노동패널조사 1차(1998)~18차(2015)자료를 활용하여 빈곤의 세대 간 이전을 실증적으로 검토해 보고자 한다. 기존 연구의 주요한 한계점이라고 할 수 있는 부모의 빈곤과 자녀의 성인기 빈곤에 대한 측정을 회고적 측정이 아니라 객관적으로 파악된 소득을 활용하여, 외국에 비해 상대적으로 사회이동이 활발한 것으로 받아들여지는 한국에서도 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있는지 실증적으로 검토해 보고자 한다. 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미친다면 그 이유에 대해서도 탐색적으로 살펴보고자 하였다. 빈곤층 내부에서의 이질성을 고려하여 부모의 빈곤의 심도가 자녀의 빈곤에 영향을 미치는지 실증적으로 검토해 보고자 부모의 빈곤심도가 자녀의 성인기 가구소득 및 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향을 살펴본다. 이를 통하여 증가하고 있는 기회의 불평등에 대한 우려를 빈곤에 초점을 맞추어 확인해 볼 수 있을 것이며, 한국에서의 빈곤의 세대 간 이전의 양상을 보다 구체적으로 파악해 볼 수 있을 것이다.

제 2 절 연구문제

본 연구는 한국노동패널조사(KLIPS; Korean Labor Income Panel Study) 1차(1998)~18차(2015)자료를 활용하여 한국에서 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있는지, 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 빈곤지위에 미치는 영향을 실증적으로 검증해보고자 한다. 이를 위해 1차~18차 자료에 포함된 부모-자녀의 가구소득 자료를 연도별로 구성하여 부모와 자녀의 빈곤지위를 각각 판단한 뒤 이를 결합하여 분석에 활용한다. 먼저 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 영향을 미치는지 검토한 뒤, 부모의 빈곤지위에 따라서 자녀의 성인기 빈곤지위가 다르게 나타나는지 검증하여 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는지 검토한다. 마지막으로, 부모의 빈곤심도가 자녀의 가구소득 및 빈곤지위에 영향을 미치는지 검토해 보고자 한다. 이에 따른 본 연구의 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 영향을 미치는가?

연구문제 2. 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는가?

연구문제 3. 부모의 빈곤심도에 따라 자녀의 빈곤에 미치는 영향이 다르게 나타나는가?

제 2 장 이론적 배경 및 선행연구 검토

제 1 절 세대 간 이동성(intergenerational mobility)과 빈곤

1. 세대 간 이동성 연구

빈곤의 세대 간 이전과 관련된 연구는 빈곤이라는 주제를 넘어서 보다 광범위한 의미에서의 이동성(mobility)에 대한 연구와 관련이 깊다. 사회의 전반적인 이동률이나 이동경향에 의해 빈곤의 세대 간 이전 또한 간접적으로 영향을 받을 수밖에 없기 때문이다. 여기서 이동성이란, 일정한 기간 사이에 개인 혹은 가족들 사이에서 발생한 사회경제적 지위의 변화를 말한다(Behrman, 2000; 구인회 외, 2010:423, 재인용). 이동성은 다시 세대 내 이동성(intragenerational mobility)과 세대 간 이동성(intergenerational mobility)으로 나뉜다. 세대 내 이동성은 현재 개인이 획득한 지위가 과거 지위에 의존하는 정도를 보여주고, 세대 간 이동성은 자녀세대의 지위가 부모세대의 지위에 의해 영향을 받는 정도를 보여준다. 특히 세대 간 이동성은 개인의 사회경제적 성취가 부모세대의 지위에 얼마나 의존하는지를 보여줌으로써 기회의 평등을 보여주는 지표로서 중요하게 다뤄지고 있다(d'Addio, 2007; Corak, 2013). 본 연구는 빈곤지위의 세대 간 이전을 살펴보는 연구이므로 세대 간 이동성과 관련된 선행연구에 초점을 맞추어 서술하고자 한다.

세대 간 이동성과 관련된 연구들은 주로 사회학과 경제학에서 이루어져 왔다. 먼저 사회학에서는 사회계층이론에 기반을 두어 사회구성원을 계층 혹은 직업지위에 따라 분리해서 바라본다(Esping-Andersen, 2004; 장상수, 2001). 특히나 현대 산업사회로 넘어가면서 개인의 사회적 지위가 직업적 지위에 의해서 결정된다고 보는 것이 산업사회론자들의 일관된 견해였기 때문에 주로 직업지위를 기준으로 사회이동 연구가 진행되고 있다(방하남·김기현,

2001:3). 연구가 본격적으로 시작된 때에는 세대 간 직업이전의 이동률이나, 이동유형 등을 파악하는 방향으로 진행되었으나, Blau and Duncan(1967)이 사회이동의 과정과 관련된 인과관계를 중심으로 살펴봐야 함을 주장한 이래로 가족배경과 학력, 그리고 직업적 지위 간의 관계와 같은 다양한 변수들 간의 관계를 규명하는 방향으로 연구가 진행되고 있다(장상수, 2001).

사회학에서 사회이동과 관련된 논의는 ‘지위획득이론’에 기반을 두고 있다. 지위획득이론은 부의 직업적 지위가 자녀의 직업적 지위에 영향을 미치며, 그 과정에서 자녀의 ‘교육’을 통해 자녀의 직업적 지위에 영향을 주는 것으로 주장한다(Blau and Duncan, 1967; Becker and Tomes, 1986). 대표적으로 Blau and Duncan(1967)은 자녀의 성인기 직업지위가 부모의 직업적 지위에 얼마나 의존하고 있는가, 즉 세대 간 사회이동이 나타나는 정도와 발생하는 과정을 검증하기 위한 연구를 실시하였다. 그 결과, 부모와 자녀의 직업적 지위 간에 연관성이 있으며 특히 그 연관성을 예측하는 것에 있어 자녀의 인구학적 배경과 같은 귀속적 요인보다 자녀의 ‘교육연수’와 같은 개인의 성취적 요인이 그 연관성을 예측함에 있어 매우 주요한 변수로 받아들여졌다. 이로 인해 ‘교육’이 세대 간 사회이동을 매개하는 주요한 변수인 것으로 보고되었으며, 높은 교육수준을 성취할수록 개인적 생산성이 높게 평가되어 노동시장에서의 성취가 향상된다고 주장하였다.

이와 같은 연구결과를 바탕으로 Blau와 Duncan은 높은 교육수준을 얻을 수 있다면 개인의 성취가 향상될 수 있을 것이라는, 교육에 대한 기능론적인 주장을 개진하였다. 그러나 이와 달리, 교육수준이 결국 가정배경에 따라 다르게 나타나, 교육이 계층을 재생산하는 기제로서의 역할을 할 것이라는 갈등론적 주장이 제기되었다(Jencks et al., 1983). 따라서 이 두 가지 주장을 검증하기 위한 연구들과 세대 간 지위세습에 대한 조금 더 미시적인 접근을 통해 심리학적 변수나 가족의 문화 자본, 사회적 자본 등을 고려하는 등 조금 더 확

장된 논의가 진행되고 있다(Sewell and Hauser, 1975; Kelley, 1978; Bourdieu, 1986; Haveman and Wolfe, 1995). 한국에서도 국외 연구의 흐름과 마찬가지로 계급 혹은 직업의 세대 간 사회이동과 그 경향, 그리고 사회이동의 과정과 관련된 연구들이 이루어져 왔다(방하남·김기현, 2001; 장상수, 2001; 차종천, 2002; 임창규·유인진, 2011; 계봉오·황선재, 2016). 그 결과 한국의 경우 급격한 사회구조의 변동으로 인하여 다른 국가들에 비해 절대적인 사회이동의 수준이 높은 것으로 검증되어 왔다(장상수, 2001; 차종천, 2002).

한편 경제학에서는 계급이나 직업이 아닌, ‘소득’을 중심으로 세대 간 소득이동성을 측정하고자 하는 연구가 진행되고 있다. 부모의 소득은 자녀의 삶에서의 기회를 반영하는 가장 중요한 예측변인이기 때문이다. 경제학에서는 주로 Becker and Tomes(1986)의 인적자본이론에 기반하여 부모의 소득이 자녀세대의 소득에 미치는 영향을 설명한다. 인적자본투자론은 자녀가 속한 가구의 경제적 ‘자원’을 통해 자녀의 인적자본에 영향을 미치고, 이것이 자녀의 성인기 교육 및 노동시장 성과에 영향을 미치게 되는 것으로 설명한다. 인적자본이론에 기반한 세대 간 소득이동성의 측정은 부모세대의 소득과 자녀세대의 소득 상관계수(intergenerational correlation coefficient) 혹은 세대 간 소득탄력성(intergenerational income elasticity)³⁾으로 측정되며, 주로 부모세대와 자녀세대의 소득이 선형적 관계를 가짐을 가정하고 연구가 진행되고 있다.

소득이동성 연구를 통해 측정된 부모와 자녀의 소득 상관관계는 초기 0.2정도로 매우 낮은 수치인 것으로 측정되었으나(Sewell and

3) 세대 간 소득 상관계수는 세대 간 소득탄력성 추정치(Intergenerational income elasticity)라고도 불린다. 소득탄력성은 기본적으로 Becker and Tomes(1986)의 모델에 기초하여 아버지의 로그 항상소득을 독립변수에 넣고, 종속변수에는 자녀의 성인기 로그 소득을 넣어 회귀분석을 실시하며 이를 통해 추정된 β 값은 아버지의 소득이 자녀의 소득에 대해 얼마나 영향을 미치는가를 나타내며 이것이 세대 간 소득탄력성 추정치가 된다. 따라서 소득탄력성 추정치가 높을수록 부모의 소득이 자녀의 소득을 많이 설명한 것이 되며 따라서 세대 간 이동성이 낮다고 할 수 있다(양정승, 2012).

Hauser, 1975), 점차 그 방법론 및 측정의 문제를 수정하여 얻은 보다 정확한 추정치를 통해 기존의 추정치보다 높은 0.3~0.53의 추정치가 제시되고 있다(Solon, 1999; Mayer and Lopoo, 2004). 이와 달리, 한국의 경우 데이터의 제약으로 인해 다른 국가들에 비해서는 관련된 논의가 활발하게 진행되지는 못하는 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고 제한적으로나마 세대 간 소득이동성을 측정하기 위한 연구가 진행되고 있으며, 학자들마다 그 추정치에 있어서 차이가 있지만 대략 0.2~0.4정도의 수치가 제시되고 있다(김민성 외, 2009; 양정승, 2012). 이는 미국과 비교하였을 때 세대 간 소득 상관계수가 비교적 낮게 추정되는 것으로, 세대 간 이동성이 다른 국가에 비해 상대적으로 활발한 것으로 보고되고 있다. 이 외에도 세대 간 소득 이동성의 인과적 관계를 인적자본투자 혹은 제도적·환경적 요인을 고려하여 설명하고자하는 이론들이 나타나고 있다(Solon, 2004).

이상의 논의를 종합적으로 살펴보았을 때, 사회학에서는 계층·계급, 혹은 직업을 중심으로 부모의 직업지위가 자녀의 직업지위에 미치는 영향에 초점을 맞추어 연구가 진행되어 왔다. 경제학에서는 부모와 자녀의 '소득'에 초점을 맞추어 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 사회경제적 지위에 미치는 영향을 검증해 왔다. 따라서 이를 통해 사회의 전반적인 이동성이 어느 정도인지, 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 사회경제적 지위에 미치는 영향이 무엇을 통해 나타나는지를 검증해 왔다. 그러나 본 연구에서는 전반적인 사회이동의 경향이 아닌, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 것에 초점을 맞추어 빈곤의 세대 간 이동을 살펴보고자 한다. 본 연구에서 전반적인 사회이동이 아닌 빈곤지위의 세대 간 이전에 초점을 맞추어 살펴보고자 하는 이유는 다음 단락에서 구체적으로 서술하고자 한다.

2. 빈곤지위의 세대 간 이전

국외연구에서는 빈곤지위의 세대 간 이전을 살펴보기 위한 연구가 전반적인 사회이동 경향에 대한 연구들과 독립적으로 이루어져 왔다. 여기에서 ‘빈곤지위(poverty status)’란, 한 가구의 빈곤여부를 나타내는 것으로 가구원 수나 가구의 특성을 고려하여 해당가구의 빈곤선과 가구의 소득액을 비교하여 결정된다(구인회, 2002). 본 연구에서는 빈곤지위의 세대 간 이전에 초점을 맞추어 살펴보고자 하는데, 그 이유는 전반적인 사회이동의 경향에 대해서만 초점을 맞추는 것만으로는 빈곤의 세대 간 이전을 포착하는 것에 있어 일정부분 한계가 있을 수 있기 때문이다. 이를 조금 더 자세히 살펴보면 다음과 같다.

본 연구에서 전반적인 사회이동이 아닌 빈곤지위의 세대 간 이전에 초점을 맞추어 살펴보고자 하는 이유는 첫째, 전반적인 사회이동과 관련된 연구는 주로 백인이며 일을 하는 남성 가구주와 관련된 연구가 진행되어 직업이 없는 실업자, 한부모가구 등의 경우를 전혀 고려하지 않는다. 이들의 경우 경제적으로 취약한 상황에 놓여있을 가능성이 높아 전반적인 사회이동이 활발히 나타나더라도 빈곤한 취약계층을 대상으로 하는 사회이동이나 이동률은 다르게 나타날 수 있다.

둘째, 소득이동성연구는 부-자, 또는 부-녀간의 소득 상관관계를 단선적으로 가정하여 하나의 추정치를 연구해 왔으나, 부모의 소득 분위별로 자녀소득과의 상관관계가 다를 수 있다는 주장이 제기되어 왔다(Corak and Heisz, 1999; Eide and Showalter, 1999; Couch and Lillard, 2004). Eide and Showalter(1999)에 따르면, PSID데이터를 활용하여 분위회귀를 통해 세대 간 소득상관계수를 측정해 본 결과, 아들의 소득 하위5%분포에서 상관계수가 가장 높은 0.77로 나타났으며 소득상위분포로 갈수록 낮은 소득상관계수를 보였다. 또한 다른 국가들과 비교한 연구들에서도 소득분위 하위 20%와 상위

20%에서 높은 소득상관계수가 나타났으며, 특히 미국은 하위 20% 소득분위의 소득상관계수가 매우 높은 것으로 나타났다(Jantti et al, 2006). 한국의 연구에서도 비슷한 연구결과가 발표되었는데, 최지은·홍기석(2011)이 노동패널자료를 활용하여 한국의 세대 간 소득이동성을 분위회귀분석으로 추정된 결과, 소득분위 하위 10%에 속하는 아들의 연간 근로소득에 아버지의 연간 근로소득이 매우 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 결론적으로, 전반적인 사회이동에 대한 연구만으로는 빈곤지위의 세대 간 이전이 나타나는 것을 명확히 포착하는데 한계가 있을 수 있다. 따라서 본 연구에서는 전반적인 사회이동이 아닌 빈곤지위의 세대 간 이전에 초점을 맞추어 연구를 진행하고자 한다.

그렇다면 빈곤지위의 세대 간 이전은 나타나는가? 빈곤의 세대 간 이전에 대한 연구가 진행된 이래로, 부모의 빈곤이 자녀의 성인기 빈곤에 영향을 미치는가를 살펴보기 위해 다양한 연구들이 진행되어 왔다(Corcoran, 1995; Corcoran, 2001; Corcoran and Adams, 1997; Airio et al., 2005; Blanden and Gibbons, 2006). 국외연구에서는 오랜기간 축적된 패널데이터를 활용하여 빈곤지위의 세대 간 이전을 실증적으로 검토한 결과, 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있음을 주장하고 있다. 그러나 한국에서는 데이터상의 한계로 인하여 실증연구가 제한적으로 이루어져 왔을 뿐만 아니라, 다음과 같은 이유로 빈곤지위의 세대 간 이전이 나타나지 않을 가능성이 있다.

첫째, 한국에서는 사회이동이 다른 국가에 비하여 상당히 활발한 것으로 나타난다. 사회이동의 이와 같은 경향은 직업·계층을 통하여 접근하는 사회학적 접근이나 소득을 통해 접근하는 경제학적 접근에서 모두 동일하게 나타나, 한국은 다른 국가들보다 사회적 개방성이 더욱 높은 것으로 평가되어왔다(장상수, 2000; 차종천, 2002; 김희삼, 2009; 최지은·홍기석, 2011). 한국이 다른 국가에 비해서 높은 사회이동률을 보이는 이유 중 하나는, 한국이 급격한 산업화를 경험하면서 직업계층의 분화가 폭발적으로 이루어져 온 것이 주로 다루

어진다(김희삼, 2009; 계봉오·황선재, 2016). 급격한 산업화와 경제발전에 의해서 산업화가 진행되기 이전의 세대보다 이후 세대는 달라진 산업구조와 직업구성을 경험하게 되었다. 부모세대에 비해 자녀 세대는 더 높은 계층·계급으로 평가받는 직업이 구조적으로 많이 나타났다으며, 이를 획득할 수 있는 기회도 증가하여 한국은 매우 활발한 사회이동이 나타나는 것으로 평가되어 왔다. 비교적 최근에 진행된 사회이동연구 혹은 소득탄력성 연구에서도 한국은 다른 국가에 비해 소득 상관관계가 매우 낮아 북유럽국가들과 비슷한 수치를 보인 것으로 나타났다(김희삼, 2009). 이와 같이 높은 수준의 사회이동을 보이는 한국의 상황은, 한국에서의 빈곤의 세대 간 이전이 나타나지 않을 가능성을 간접적으로 시사한다고 할 수 있다.

둘째, 한국에서는 교육기회의 양적팽창이 급속하게 이루어져 왔으며 소득하위계층의 부모도 자녀의 대한 교육투자를 많이 함으로써 자녀의 사회이동은 더욱 활발하게 나타났다. 이것은 한국에서 활발한 사회이동이 나타나게 된 두 번째 이유로도 볼 수 있다. 즉, 초·중등교육 등의 교육기회가 상당히 빠르게 확대되었으며(김영화·박인종, 1990), 한국의 계층을 초월한 자녀교육에 대한 열망은 보편적인 교육기회의 제공과 함께 교육의 상향평준화를 가져왔다. 대학취학률이 약 70%정도로 나타나는 지금의 상황은 이를 보여주는 뚜렷한 증거라 할 수 있을 것이다. 폭발적인 경제성장과 함께 ‘높은’ 지위를 갖는 것으로 평가되는 직업이 상당히 증가하였고, 사회경제적 지위가 낮은 부모도 자녀에 대한 교육투자를 많이 함으로써, 그 자녀는 사회경제적 지위가 높은 일자리에 대한 접근이 가능해 졌다. 실제로 이와 같은 교육투자는 자녀의 실질적인 사회이동을 증가시키는 주요한 요인으로 평가받기도 하였다(김병성·정영애·이인호, 1982; 신광영, 1994), 이와 같은 교육기회의 향상은 특히나 하위계층 출신의 사회적 지위 개선에 영향을 미치는 주요한 수단으로 여겨져 왔으며, 확대된 교육기회를 통하여 사회계층에 따른 불평등이나 편견을 감소시키는 영향을 준 것으로 받아들여져 왔다(여유진, 2008).

그러나 최근 기존의 사회이동에 대한 연구결과에 변화가 있을 가능성이 제기되고 있다. 특히 기존에 활발한 사회이동이 나타나고 있는 것으로 검증되어 왔던 결과와 달리, 사회이동의 가능성이 상당히 제한되게 나타날 가능성이 존재한다. 그 이유는 첫째, 연구대상이 경험한 사회구조가 달라졌기 때문이다. 기존에 연구된 연구대상들이 급격한 경제성장과 활발한 사회이동을 경험한 1970년대 생이었던 것에 비해, 산업화 이후의 직업분화와 불안정한 노동시장을 경험하고 있는 세대(1980-1990년대생)는 서로 다른 사회이동의 경향을 보이고 있을 것이라는 주장이 제기되었다(김영미, 2016). 실제로 IMF 이후 노동시장 유연화의 흐름과 함께 노동시장의 불안정성 및 고용형태에 따른 양극화가 증가되면서, 노동시장에 진입하고자 하는 청년층 내부의 경쟁이 심화되고 있다. 이는 결론적으로 부모의 경제적 자원에 대한 의존을 강화시켜 청년들 간의 노동시장 성취격차를 만들어내고 있으며(노혜진, 2012; 변금선, 2013; 김영미, 2016), 이는 세대 간 계층이동 가능성이 낮아졌을 가능성을 제기한다.

둘째, 기존에 교육기회의 양적팽창은 한국에서 활발한 계층상승이동이 나타나도록 하는데 기여하였던 것으로 받아들여져 왔으나, 오히려 불평등을 강화시키는 방향으로 기능할 가능성도 존재한다. 이는 사회이동에서 교육의 역할을 바라보는 두 가지 이론에 기반한 주장에 의해서 파악할 수 있다. 기능주의적 접근에서는 교육을 통해 누구든 개인의 능력과 노력을 통하여 경쟁하며 이를 통해 삶의 기회를 공평하게 만들어주는 역할을 하여 사회에서 나타나는 불평등을 해소할 수 있는 역할을 하는 것으로 바라본다(Boudon, 1973). 따라서 이들은 교육기회의 확대가 산업사회의 발전으로 인한 기술 발달 및 직업구조의 변화로 인한 것으로 보고, 기술발달과 교육수준의 증가가 결론적으로 교육을 받을 수 있는 기회를 균등화시키는 방향으로 일조하기 때문에 교육기회의 확대가 계층별 교육불평등을 완화시키는 방향으로의 변화를 가져와 결론적으로 사회이동에 가구배경이 미치는 영향이 감소할 것으로 주장하여왔다(Shavit, Arum and

Gamoran, 2007; 방하남·김기현, 2002:194).

반면, 갈등론적 관점에서는 지위획득에 주요한 영향을 미치는 교육이 부모의 사회경제적 지위에 따라 달라진다고 주장한다(Wright, 1978). 즉, 갈등론적 관점에서는 교육이 기회의 평등을 강화시키는 것이 아니라, 사회구조적 불평등을 재생산하는 기체로서의 역할을 하게 된다고 주장한다. 특히나 폭발적인 경제성장과 사회경제적 기회의 확대가 산업화 이후 줄어들게 되면서 제한적으로 주어지는 교육투자의 기회는, 교육의 기회가 양적으로 확대되었음에도 불구하고 교육기회의 양적인 성취보다는 그 질적인 성취 혹은 또 다른 차별화를 중심으로 계층 간 불평등이 유지되고 확대될 가능성이 있다(방하남·김기현, 2003; 여유진, 2008).

요약하자면, 한국은 빠른 경제성장과 급속한 교육기회의 확대 및 직업계층의 분화를 통하여 다른 국가에 비해 상당히 활발한 사회이동의 양상을 보이는 것으로 분석되어 왔다. 그러나 기존에 사회구조적 변동이 급격하게 나타났던 산업화 세대와는 달리, 산업화 이후 불안정한 노동시장을 경험하는 세대는 오히려 이를 경험하는 개인들 간의 경쟁을 심화시켜 사회이동이 감소하는 방향으로 영향을 미쳤을 가능성이 존재한다. 뿐만 아니라, 사회이동과 관련된 연구들이 기반으로 하고 있는 인적자본이론이나 지위획득이론에 근거하여 보았을 때 두 연구가 주목하는 ‘교육’의 영향은, 교육기회의 팽창과 함께 사회이동이 활발하게 나타날수도, 혹은 계층 간 불평등을 재생산하는 기체로서의 역할을 할 가능성 또한 존재한다.

따라서 본 연구에서는 한국에서 빈곤의 세대 간 이전이 나타나는가에 초점을 맞추어 이를 실증적으로 검토해 보고자 한다. 빈곤의 세대 간 이전이 나타나는 이유에 대한 이론적 논의는 다음 절에서 본격적으로 다룬다.

제 2 절 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향

1. 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 경로

빈곤의 세대 간 이전에 대한 연구가 진행된 이래로, 부모의 빈곤이 자녀의 성인기 빈곤에 어떻게 영향을 주는가를 설명하기 위한 다양한 논의가 전개되어 왔다(Corcoran, 1995; Haveman and Wolfe, 1995; Jenkins and Siedler, 2007; Bird, 2007). 관련된 이론적 논의들은 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있음을 전제로 하여 빈곤의 세습이 나타나는 정도와 그 인과관계를 설명하기 위한 연구들이 주를 이뤘다. 연구가 시작된 초기에는 빈곤의 세습이 빈곤문화로 인해 나타나는 ‘개인적 이유’ 때문인지, 혹은 ‘사회구조적인 요인’으로 인한 것인지에 대한 대립에 집중되어 있었으나 점차 빈곤문화라는 개념의 모호성으로 인해 그 개념을 세분화한 연구가 진행되고 있으며, 빈곤문화와 사회구조가 따로 존재하는 것이 아닌 서로 상호작용하는 것이라는 논의들이 나타났다. 따라서 빈곤을 만들어 내는 사회구조적 요인을 강조하는 이론들이 나타났다(Corcoran, 1995). 빈곤의 세대 간 이전을 설명하는 모델들은 주로 아동기 빈곤이 자녀의 발달에 영향을 미치며, 이것이 자녀의 성인기 빈곤으로 이어지는 것으로 설명한다. 그 모델은 대략 4가지로 정리할 수 있다(Corcoran, 1995; Bird, 2007; 김위정·김왕배, 2007).

첫째는, 경제적 자원모델(Economic resources model)이라고도 불리는 인적자본이론이다. Becker(1993)에 따르면, 자녀의 인적자본은 자녀의 능력이나 생산성을 향상시키는 방향으로 기여할 수 있는 자녀의 교육을 통한 지식, 신체적 건강, 그리고 재능을 포함한다. 그 중에서도 부모로부터의 유전적 이전을 통해 획득되는 자녀의 재능을 제외한 지식, 신체적 건강, 지적 동기와 같은 인적자본은 이에

영향을 미칠 수 있는 부모의 경제적 능력에 의하여 직접적으로 영향을 받는다. 따라서 부모는 획득한 자원에서 현재의 소비와 자녀에 대한 투자를 결정하게 되며, 부모의 경제적 격차는 자녀의 인적자본에 대한 재정적 투자능력에 차이를 가져오게 된다. 결과적으로 부모의 경제적 투자능력이 상대적으로 낮은 저소득 가정의 경우, 자녀에 대한 인적자본 투자보다는 생계를 위해 투자하는 정도가 다른 소득계층에 비해 훨씬 더 많을 수밖에 없다. 이와 같은 인적자본투자능력에 대한 격차는 저소득층 아동의 발달에 상대적으로 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높아진다(Becker & Tomes, 1986; Haveman & Wolfe, 1995). 그 결과 빈곤의 세대 간 이전이 나타나게 된다. 주로 인적자본이론에 기반한 자녀의 성취는 ‘교육적 성취’를 통하여 측정되었는데, 그 이유는 자녀의 교육적 성취가 개인의 노동시장에서의 성취를 보여주는 대표적인 지표로 여겨왔기 때문이다(Becker & Thomas, 1986)

둘째는 가족과정모델(family process model)이다. 앞의 경제적 자원 모델은 부모의 ‘소득’과 같은 경제적 자원에 집중하여 설명하였다면, 불이익 모델은 부모의 빈곤 그 자체가 아니라 빈곤한 부모가 가지게 되는 양육태도나 가족구조를 통해서 이를 설명한다(Mayer, 1997; Boggess and Corcoran, 1999). 빈곤한 가정이거나, 소득이 급격히 감소한 경우 부모의 경제적 스트레스가 커져 부정적인 가족관계 혹은 아동에 대한 양육행동에 영향을 미치고 이것이 저소득층 아동발달에 부정적인 영향을 미친다고 주장한다(Conger et al, 1997). 가족구조를 강조하는 경우 한부모 가구와 관련된 연구들이 많이 이루어졌다. 미국에서는 여성 한부모 가구의 경우 고등학교 졸업률이 낮아 미래에 벌어들일 근로소득 또한 낮으며 오랜 기간 여성 한부모 가구로 남아있을 가능성이 높아 빈곤할 가능성이 높은 것으로 나타난다(Boggess and Corcoran, 1999:57). 따라서 부모가 가난에 의한 부정적 양육태도를 보이거나, 자녀에게 긍정적인 역할 모델이 되어주지 못하여 사회화에 부정적인 영향을 미치고, 이것이

자녀의 성취에 영향을 미쳐 빈곤의 세대 간 이전이 나타날 것임을 주장하기도 한다(Mclanahan and Sandefur, 1994).

셋째는 복지문화 모델(welfare culture model)이다. 이 모델은 기존에 연구되어왔던 빈곤문화론과 비슷하게 개인의 일탈적 가치나 태도, 또는 행동을 강조하지만 그 원인을 정부의 복지정책으로부터 찾는다(Mead, 1992). 복지문화론자들의 주장에 따르면 부모와 이웃들이 복지정책에 지나치게 의존하고 있으면 복지를 수급하는 것과 관련된 낙인이 사라지게 되고 이로 인해 노동관념에 있어서도 부정적인 영향을 준다고 주장하며, 이와 같은 태도가 자녀에게 영향을 준다고 주장한다. 여기에서 Mead는 국가로부터 복지를 수급하는 것이 부모와 자녀의 가치, 태도, 행동을 변화시키며 결론적으로 정책에 의존하게 되어 빈곤의 “덧”에 갇히게 된다고 주장한다.

넷째는 사회적 배제 모델(social isolation model)이다. 이들은 빈곤문화론에 대한 비판적 접근으로부터 시작하며, 빈곤한 집단이 구조적으로 배제되는 노동시장구조나 인구학적 변화, 혹은 인종차별 등을 주요한 요인으로 꼽는다(Wilson, 1987; Massey, 1991). 특히 하위집단이론(Underclass model)과 관련이 깊다. Wilson(1987)에 따르면 하위집단은 빈곤한 개인들의 문화적 특성만으로 형성된 것이 아닌 사회구조적 요인과 문화적 요인들이 상호작용하여 나타나게 된 것으로 설명한다. 과거 대도시를 중심으로 제조업의 발전을 통한 일자리 증가로 흑인 성인들이 성공을 이룰 수 있었으나 미국의 노동시장 및 인구학적 구조가 변화하며 도시 중심부의 일자리가 상실되었고, 경제력이 있는 사람들은 교외로 빠져나가게 되면서 가난한 흑인 성인들은 사회적으로 배제되어 가난한 도심지역에 남게 되었다. 결국 이로 인해 미국의 사회경제적 주류로부터 멀어져 부적절한 사회화가 나타나게 되었고, 이것이 하위계급을 만들어 빈곤의 세습이 나타나게 되었다는 주장이다. 최근에는 이 모델이 이웃효과 혹은 사회적 자본이론으로 확장되고 있는데, “좋은” 이웃(예를 들면, 학력이 높거나 좋은 롤 모델이 되어줄 수 있는 이웃)들이 많은 지역에서 성

장한 경우, 이것이 아동의 사회적 자본이나 능력을 향상시키는 방향으로 작용하고, 아동의 성인기 성취나 삶에 긍정적인 영향을 미치지만, 빈곤한 아동의 경우 좋은 거주환경을 누릴 수 없는 환경에서 살 가능성이 높으며, 이것이 빈곤아동의 발달에 부정적인 영향을 미친다는 주장들이 나타나고 있다(Massey, 1991; Harding, 2003).

본 연구에서는 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향을 설명한 이론들 중에서도 ‘인적자본이론’에 초점을 맞추어 연구를 진행하고자 한다. 그 이유는 첫째, 빈곤의 세대 간 이전과 관련된 연구에서 인적자본이론에 기반한 변수들은 주요한 영향을 미치는 것으로 나타나지만(Corcoran et al. 1992; Corcoran, 1995), 그 외의 다른 이론에 따른 변수들은 그 영향력이 매우 적거나 일관되지 않은 연구결과를 보인다. 예를 들면, 인적자본이론에 기반한 아동기 부모의 교육수준, 혹은 가구소득이 자녀의 인적자본을 대표하는 교육연수와 같은 교육적 성취나 신체적 발달 혹은 건강상태에 부정적인 영향을 미치며(d’Addio, 2007:20), 이는 결론적으로 자녀의 성인기 성취에 영향을 미치는 것이 주로 보고되어 왔다(Havemand and Wolfe, 1995, Duncan et al, 1998; Single-Rushton, 2004). 이와 같은 연구결과는 한국에서 진행된 연구에서도 비슷하게 나타나 아동기 가구소득 혹은 빈곤이 아동의 학업성취에 부정적인 영향을 미치는 사실이 보고되어 왔다(구인회 외, 2006; 정익중, 2011). 그러나 이 외에 지역사회와의 관계를 나타내는 변수들이나 복지수급을 설명하는 모델들은 그 영향이 거의 없는 것으로 보고되거나(Oreopoulous, 2003), 나타난 결과가 개인의 특정한 경험 또는 특성 때문인지, 부정적인 환경에 사회구조적으로 노출되어 있는 것으로 인한 것인지에 대해서 명확하게 밝히기 어렵다는 한계가 있다.

둘째, 한국에서는 부모의 빈곤이 자녀의 빈곤에 직접적인 영향을 미치는 원인인가에 대한 실증적인 연구분석 결과도 없었을 뿐만 아니라 인적자본이론을 둘러싼 연구결과도 국외연구와 달리 뚜렷하지 않게 나타난다. 앞서 살펴본바와 같이, 국외 연구에서는 부모의 빈

빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 뚜렷한 원인으로 지속적으로 밝혀져 왔으며, 그 중에서도 인적자본과 관련된 변수들이 그 관계를 주로 설명하는 것으로 나타났으나, 인적자본투자와 관련된 변수들을 통제하더라도 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 직접적인 요인인 것으로 나타나 이를 설명하기 위한 다른 이론들을 찾고자 하는 노력이 계속되고 있다. 그러나 한국의 경우, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 주요한 변수인지에 대한 연구결과도 서로 엇갈린 결과를 보이고 있을 뿐만 아니라, 자녀의 인적자본을 대표하는 자녀의 학력연수를 통제했을 때 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 직접적 영향이 사라지는 결과를 가져와 한국에서의 빈곤의 세대 간 이전은 인적자본투자와 관련된 변수가 대부분을 설명하는 것으로 주장하기도 한다(이상은, 2008).

따라서 본 연구는 한국에서 빈곤지위의 세대 간 이전이 나타나는지를 살펴보기 위한 초기연구로서 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 직접적인 영향을 미치는 주요한 원인인가를 실증적으로 밝히는 것을 주목적으로 한다. 또한 기존의 국외연구에서 이 관계를 주로 설명하는 것으로 밝혀져 왔던 인적자본이론에 기반한 변수들을 모형에서 고려하여 인적자본이론의 간접적 영향력과 이를 통제하였을 때 나타나는 아동기 빈곤지위의 직접적 영향력을 함께 파악해 보고자 하였다.

2. 부모의 빈곤심도가 자녀의 빈곤에 미치는 영향

앞에서 언급했던 바와 같이 기존의 선행연구에서는 가구소득이 자녀의 교육적 성취 혹은 노동시장 성취에 미치는 영향이 소득수준에 따라 다를 수 있음을 밝히고 있다(Haveman & Wolfe, 1995; Corcoran and Adams, 1997; 구인회, 2003; 김광혁, 2010). 특히나 다

른 소득계층에 비하여 저소득층 혹은 빈곤층에 속했던 아동의 경우, 인지능력이나 교육적 성취, 더 나아가 노동시장에서의 성취가 낮으며, 가구소득이 미치는 영향이 다른 집단에 비해 훨씬 크게 나타남을 지적하고 있다(구인회, 2003: 9). 이는 빈곤의 세대 간 이전의 경향에 대한 연구를 전반적인 사회이동연구로부터 독립적으로 다루는 주요한 근거가 되었다.

특히나 이와 같은 경향은 다른 소득계층과 저소득계층간의 비교뿐만 아니라 저소득계층인 빈곤집단 내부에서도 가구소득 수준의 영향이 다르게 나타나고 있을 가능성을 제시한다. 즉, 아동기 빈곤을 경험하는 집단 내에서도 일반빈곤층에 비해 극빈층을 경험한 경우 자녀의 인지적 발달이나 학업성취, 더 나아가서는 성인기 성취에 미치는 영향이 더욱 크게 나타날 가능성이 있다. 실제로 기존의 국외 선행연구에서는 아동기에 극빈층을 경험할수록 자녀의 성취에 미치는 영향이 다른 소득계층에 비해 더욱 큰 사실을 보고하고 있다(Corcoran and Adams, 1997; Duncan and Brooks-Gunn, 2000). 이와 같은 논의는 빈곤의 세대 간 이전도 아동기에 경험한 빈곤의 심도(Depth of poverty)에 따라 자녀의 성인기 성취 혹은 빈곤의 세대 간 이전의 양상이 다를 수 있음을 시사한다.

여기에서 빈곤심도란 빈곤의 심각한 정도, 혹은 빈곤정도라는 용어와 동일하게 사용된다. 보통 빈곤갭 비율을 통하여 평가되는데, 빈곤갭은 빈곤선으로부터 개별 빈곤가구의 소득이 얼마나 떨어져 있는지, 그 차이를 의미한다(김교성, 2007). 따라서 심각한 빈곤을 경험하는 ‘극빈층’은 빈곤선의 50%이하 또는 미만인 경우를 주로 일컬으며, ‘일반빈곤층’은 빈곤선 50%~빈곤선 이하 혹은 미만인 경우를 포함한다.

빈곤심도에 따라 아동의 발달 및 성인기 성취에 미치는 영향이 다를 수 있는 이유는 기존에 빈곤지위의 세대 간 이전을 설명하는 이론들을 통하여 추론해 볼 수 있다. 예를 들면, 아동기 일반빈곤층에 속하여 빈곤선의 경계에 있거나 근처에 있었던 경우에 비하여 극심

한 빈곤을 경험했던 경우, 부모의 자녀에 대한 인적자본투자 정도가 더욱 낮을 수밖에 없다. 이것이 일반빈곤층과 극빈층간의 아동의 인적자본투자에 대한 격차를 불러왔을 가능성이 있다. 또한 극빈층을 경험하는 가구는 경제활동능력이 없거나 미약한 경우가 많고, 따라서 공공자원이나 경제적 투자가 부족한 지역에 살면서 자녀가 성장하면서 사회구조적으로 부정적인 경험을 할 가능성을 높이기도 한다(Wood, 2003). 따라서 자녀에 대한 경제적 투자뿐만 아니라, 자녀가 경험하는 이웃 혹은 사회구조적 경험으로 인하여 자녀의 발달에 더욱 부정적인 영향을 미치는 것으로 설명되기도 한다.

이처럼 아동기 빈곤심도에 따른 자녀의 성인기 성취에 미치는 영향에 격차가 있을 가능성은 국외 선행연구뿐만 아니라 국내 선행연구들에서도 제기되어 왔다. IMF 이후 빈곤의 규모뿐만 아니라 빈곤의 심각성 또한 심화되고 있다는 연구결과들이 보고되면서, 빈곤층을 구성하는 집단의 이질성이 나타나고 있는 것으로 파악되고 있다(김교성, 2007; 이현주 외, 2006). 특히 빈곤의 심각성에 따라서 일반빈곤층과 극빈층⁴⁾을 나누어 분석한 손병돈(2010)의 연구에서는, 일반빈곤층과 극빈층을 구성하는 집단에 상당한 차이가 있으며, 비노인 가구주이거나⁵⁾, 장애나 만성질환이 있어 근로능력이 미약한 경우, 그리고 실업상태이거나 비경제활동상태일 때 극빈층에 속할 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 특히나 장애 등으로 인해 경제활동능력이 없거나 미약한 경우가 많으며, 미취업상태에 종사하고 있는 경우가 많아 이들이 장기빈곤에 빠질 가능성도 높다고 할 수 있다. 이렇게 빈곤의 심도가 깊고 장기간 빈곤할 가능성이 높은 경우

4) 손병돈(2010)의 연구에서 빈곤여부는 시장소득이 중위소득의 50%보다 적은 것을 빈곤, 비빈곤으로 정하였으며, 극빈층은 시장소득이 중위소득의 25% 미만인 집단으로, 일반빈곤층은 소득이 중위소득의 25-50%에 이르는 집단으로 정의하였다.

5) 이와 같은 결과는 일반적으로 노인가구주가 비노인가구주 가구보다 극빈층이 될 가능성이 높을 것이라는 예상과 상이한 결과이다. 이 결과는 연구에서 사용된 소득개념이 시장소득이라는 점을 고려하였을 때, 사적 이전소득의 차이에서 기인한 것으로 해석하고 있다(손병돈, 2010)

오랜 기간 다차원적으로 빈곤을 경험할 가능성이 있고, 이는 생애 전반에 걸쳐서 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있다(Miller, 2007; 김환준, 2013). 따라서 일반빈곤층에 비해서 극빈층이 아동의 발달이나 이후의 성취에 더욱 부정적인 영향을 미칠 가능성이 존재한다.

그러나 기존에 빈곤의 세대 간 이전을 검증한 국내 선행연구들 중에서 김위정·김왕배(2007)만 이를 고려하였는데, 이 연구에서는 자료의 한계로 인하여 자녀의 빈곤기간만 고려하고, 부모의 빈곤기간 혹은 빈곤심도는 고려하지 않았다. 그러나 지금까지의 선행연구들을 통해 살펴보았을 때, 부모의 빈곤정도에 따라 자녀의 발달에 미치는 영향이 다를 수 있고, 이것이 다시 자녀의 성인기 성취 및 빈곤경험에 영향을 미칠 수 있으므로 부모의 빈곤심도를 고려하는 것이 중요하다고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 아동기 빈곤심도를 고려하여 분석을 실시해 보고자 한다.

제 3 절 빈곤의 세대 간 이전에 대한 실증연구검토

1. 국외 선행연구

빈곤의 세대 간 이전과 관련된 실증연구들은 빈곤지위의 세대 간 이전을 검증한 연구들을 포함해 빈곤이 아동의 교육적 성취에 미치는 영향, 노동시장 성취에 미치는 영향, 자녀의 성인기 소득에 미치는 영향과 같이 빈곤과 아동의 발달 및 성인기 성취와 관련해서 이루어져 왔다.

그 중에서도 빈곤지위의 세대 간 이전과 관련된 실증연구는, 사회의 전체적인 사회이동과 관련된 실증적 검토로부터 출발한다. 앞서서도 살펴본 Blau와 Duncan(1967)의 논의에서, 부모와 자녀의 직업적 지위 간에 연관성이 있으며 특히 그 연관성을 예측하는 것에 있어 자녀의 인구학적 배경과 같은 귀속적 요인보다 자녀에 대한 교육이 주요한 역할을 하는 것으로 보고되었다. 그러나 이 결과에 대해 학자들 간에 논란이 있었는데, 자녀의 직업적 지위를 예측하는 것에 성취적 요인인 교육연수가 귀속적 요인보다 더 중요한 영향을 미치므로 아동의 교육적 기회만 확대된다면 자녀의 직업적 지위가 상승하여 사회이동이 활발해져 ‘빈곤의 악순환(vicious cycle of poverty)’이 나타나지 않을 것이라는 주장과, 오히려 부모의 직업적 지위의 격차가 자녀에 대한 학력투자에 대한 격차로 이어져 세대 간 지위세습이 나타나, 빈곤의 세대 간 이전이 나타날 것이라는 주장이 대립했다(Kelley, 1978; Corcoran, 1995). Blau와 Duncan의 연구 이래로 새로운 데이터와 변수들이 추가되어 연구되었고, 기존의 결과가 지지되는 것으로 나타났다(Jencks et al, 1972; Hauser & Featherman, 1977). 또한 이후의 연구결과에서 자녀의 직업적 지위에 가족배경과 같은 귀속적 요인이 미치는 영향이 줄어드는 것으로 나타나면서 이러한 연구결과들을 기초로 미국에서는 빈곤의 세대 간 이전이 나타나지 않는다는 주장이 지속되었다(Hauser &

Featherman, 1977; Patterson, 1986).

그러나 전체적인 사회이동에 대한 연구들은, 표본에서 빈곤을 경험하는 집단들이 제외되었을 가능성과(Winship, 1992), 사회이동이 소득계층에 따라 다르게 나타날 수 있음을 주장한 논의를 바탕으로, 기존의 전반적인 사회이동과 관련된 논의만으로는 빈곤의 세대 간 이전을 설명하기에는 한계가 있다는 주장이 제기되면서 빈곤의 세대 간 이전에 집중한 연구들이 나타나기 시작했다. 앞의 비판을 바탕으로 빈곤지위의 세대 간 이전에 집중한 연구에서는 기존의 연구에서 고려되지 못했던 인종집단 혹은 성별차이 등을 고려한 연구들이 진행되었다(Corcoran, 1995; Corcoran, 2001; Musick and Mare, 2004; Blanden and Gibbons, 2006). 이들 연구는 빈곤지위의 세대 간 이전이 나타나고 있는지, 그 원인은 무엇인지, 그리고 다른 변수를 통제하였을 때 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 정도를 파악하고자 하였다.

먼저 빈곤지위의 세대 간 이전이 나타나고 있는가를 실증적으로 검토한 국외연구들은 대체로 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치고 있음을 밝히고 있다(Corcoran, 1995; Corcoran and Adams, 1997; Airio et al, 2004; Blanden and Gregg, 2004; Musick and Mare, 2004; Blanden and Gibbons, 2006). Corcoran(1995)이 PSID 데이터를 활용하여 1968년에 7-15세였던 아동이 20년 후인 1988년 27세-35세가 되었을 때, 아동기 빈곤지위와 성인기 빈곤지위를 측정하여 교차분석을 실시한 결과, 빈곤한 가정에서 성장한 흑인 아동의 경우 빈곤하지 않은 가정에서 성장한 흑인아동보다 2-5배 정도 빈곤한 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

또한 빈곤지위의 세대 간 이전뿐만 아니라 빈곤심도도 함께 고려한 Corcoran and Adams(1997)의 연구에서는, 기존에 횡단면 자료를 활용한 연구들과 달리 패널 데이터를 활용해 종단적 자료구성이 가능하게 되어 조금 더 장기적인 소득데이터를 활용해 빈곤을 장·단기로 나누어 측정하거나 빈곤의 심각성의 정도에 따라서 자녀의 성인

기 가구소득에 미치는 영향이 다르게 나타나는지 분석하였다. 그 결과, 아동기 가구의 욕구소득비가 자녀의 성인기 욕구소득비에 미치는 평균적인 영향이 0.106정도로 나타나는 것에 비해, 아동기 욕구소득비가 0.5에서 1사이인 일반빈곤층의 경우, 자녀의 성인기 가구소득이 0.495만큼 감소하며, 극빈층인 0.5미만이었던 경우 0.728만큼 감소하는 것으로 나타나 빈곤집단 내부에서도 특히 아동기 극빈층에 속했던 경우 자녀의 성인기 성취에 미치는 영향이 매우 크게 나타나는 것을 보고하였다. 이와 같은 연구결과는 기존에 빈곤심도에 따라 자녀의 인지능력발달에 미치는 영향이 다르게 나타날 수 있음을 주장한 연구(Duncan and Brooks-Gunn, 2000)를 보다 확장하여, 자녀의 인지능력뿐만 아니라 성인기 성취에도 영향을 줄 수 있음을 보여준다고 할 수 있다.

빈곤지위의 세대 간 이전에 영향을 미치는 원인을 규명하기 위한 논의들은 주로 경제적 자원모델과 관련된 연구가 진행되어 왔다. 특히나 자녀의 학력은 그들의 성인기 소득에 영향을 미치는 주요한 원인으로 나타났다(Corcoran, 1995; 1997). 세대 간 소득의 이동성과 관련된 연구에서도 저소득 가구에서 성장한 자녀의 경우 학력수준이 낮은 것으로 나타났으며(Duncan et al, 1998), 이는 성인기에 빈곤할 가능성을 높이는 것으로 나타났다(McKnight, 2002; Single-Rushton, 2004). 뿐만 아니라 부모의 양육태도 또한 아동의 학력성취나 자녀의 성인기 소득에 부정적인 영향을 미치는 것으로 검증되어왔다(Mayer, 1997).

그러나 경제적 자원모델을 제외한 다른 이론을 검증하기 위해 시행된 연구들에서는, 그 변수들의 영향력이 매우 적게 보고되거나, 그 검증결과가 일관되지 않게 나타나고 있다. 가족구조를 검증한 연구에서는, 1990년대 한부모가구에서 성장한 아동의 경우, 그렇지 않은 가구의 아이들보다 빈곤해질 확률이 5배 정도 높은 것으로 나타났다(Corcoran and Chaudry, 1997:40). Musick and Mare(2004)가 진행한 연구에서는, 부모빈곤의 영향이 가족구조의 영향과 상호작용

하여 자녀의 빈곤에 영향을 미치는 것이 아니라 서로 독립적인 형태로 영향을 주는 것으로 나타났으며, 가족구조의 영향보다는 부모의 빈곤이 아동의 빈곤에 훨씬 더 강한 영향을 주는 것으로 보고되었다.

사회적 배제 모델은 최근 ‘이웃효과’와 관련한 연구가 활발히 진행되고 있으나 빈곤한 이웃이 많은 지역에서 성장한 아동의 성장기 근로소득이나 자녀의 복지수급에 미치는 영향은 거의 없는 것으로 보고되거나(Oreopoulos, 2003; d’Addio, 2007, 재인용), 혹은 중요한 요인으로 보고되기도 한다. 예를 들면 스웨덴의 스톡홀름을 대상으로 연구한 Ham 외(2014)에 따르면, 1990년에 16세-25세이면서 빈곤한 지역에 부모와 함께 거주했던 자녀들에 대하여 분석한 결과, 90년에 부모와 빈곤한 지역에서 살았던 사람들이 18년 뒤에도 동일하게 빈곤한 지역에서 생활하고 있을 가능성이 48.8%로, 거의 50%에 가까운 수치를 보였다. 또한 ordered logit 분석을 실시한 결과, 아동기에 살았던 지역의 이웃의 사회경제적 특성이 성인기 자녀가 독립하여 살아가고 있는 지역이웃의 사회경제학적 지위와 매우 관련이 높은 것으로 나타났다. 이와 같이 사회구조적인 요인의 경우 통계적으로 명확한 인과관계를 밝히기가 어렵지만, 관련 모델들이 구체화되면서 지속적인 연구가 이어지고 있다.

마지막으로, 앞서 살펴본 빈곤의 세대 간 이전에 영향을 주는 변수들을 모두 통제하였을 때 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 직접적인 효과의 정도를 알아보기도 한다. 기존에 빈곤지위의 세대 간 이전을 설명하는 이론으로 경제적 자원모델이 가장 중요하게 다루어져 왔으나, 학력의 영향을 통제하고 나서도 부모의 빈곤지위는 자녀의 경제적 성취에 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다(Corcoran, 1995; Corcoran and Adams, 1997). 더욱 구체적으로 살펴보면 Corcoran and Adams(1997)의 연구에서 가구배경과 관련된 모의 학력이나 가구주의 근로시간, 가족구조 등의 변수를 통제하였을 때 아동기 욕구소득비가 성인기 욕구소득비에 미치는 영

향을 나타내는 계수값이 0.106에서 0.066으로 약 40%만큼 감소되는 것으로 나타나지만 여전히 아동기 빈곤지위가 성인기 빈곤지위에 미치는 영향이 나타나고 있다. 이와 같이 아동기와 성인기 빈곤지위 혹은 소득변수를 독립변수와 종속변수로 놓고 다른 변수들을 통제하였을 때에도 지속적으로 아동기 가구소득 혹은 빈곤지위가 영향을 미치는 것으로 나타난다. 또한 Blanden and Gregg(2004)의 연구에서는 태어난 코호트별로 다른 연구결과가 나타난다. 1970년대에 태어난 집단의 빈곤세습에 대한 연구에서 부모의 고용이나 학력, 아버지의 부재, 형제자매수를 통제하였을 때, 빈곤 경험은 자녀의 30대 빈곤 경험에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나, 1980년대에 태어난 집단의 경우 가구배경변수들을 다 통제하였을 때에도 다른 변수들보다 높은 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 기존에 논의된 이론들이 설명하지 못하는 인과관계를 설명하기 위한 연구가 지속되고 있다.

요약하자면 국외 선행연구들은 1960년대부터 축적된 패널 데이터를 활용하여 빈곤지위의 세대 간 이전과 관련된 활발한 연구가 진행되어 왔다. 전체적으로 빈곤지위의 세대 간 이전이 나타나고 있음이 실증연구들을 통해 검토되어왔고, 최근에는 빈곤이 아동의 발달이나 성인기 성취에 미치는 영향에 대한 세부적인 메커니즘을 밝히기 위한 연구들이 이루어지면서 선행연구에서 설명되지 못한 부분들을 검증하기 위한 다양한 변수들이 도입되고, 새로운 모델로 체계화되고 있다.

2. 국내 선행연구

국외 연구를 통해 살펴보았듯이 빈곤지위의 세대 간 이전을 양적인 데이터를 활용하여 연구하기 위해서는 긴 시간 축적된 데이터가 필요하다. 그러나 한국의 경우 가장 장기간 수집된 패널 데이터가 1998년부터 시작되어, 자료가 축적된 기간이 국외연구에 비해 짧은

편이다. 따라서 데이터의 제약으로 인해 국내 연구는 국외 연구에 비해 다소 제한적으로 이루어져 왔다(김위정·김왕배, 2007; 이상은, 2008; 김원식, 2009). 본 연구와 직접적으로 관련된 주제를 양적데이터를 활용하여 실시한 연구는 3편이 발표되었다. 논문의 절대적인 편수가 부족한 상황이지만 진행된 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

먼저 ‘부모의 빈곤이 자녀의 빈곤에 영향을 미치는가, 즉 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있는가?’에 대해서는 3편이 일관된 결과를 보여주지는 않고 있다. 김위정·김왕배(2007)는 한국노동패널 1차~8차 자료를 활용하여 가구주를 중심으로 빈곤경험을 만성빈곤과 단기빈곤으로 나누어 세대 간 빈곤이행이 나타나고 있는지, 그 원인은 무엇인지, 코호트별로 세대간 빈곤이행의 경향이 어떻게 변화하는지에 대해 대수선형분석(log linear model)과 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.⁶⁾ 그 결과 부모가 빈곤하지 않았던 경우보다 부모가 빈곤했던 경우에 만성빈곤을 경험할 가능성이 5.2배 더 큰 것으로 나타나 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있다고 주장하였다. 특히, 아동기 부모의 빈곤지위는 단기빈곤에는 직접적으로 영향을 미치지 않고, 만성빈곤에만 통계적으로 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 부의 학력과 빈곤지위가 자녀의 학력에 영향을 미쳐 빈곤지위가 세습될 가능성이 있음을 제기하였다. 한국복지패널 1차자료를 활용하여 빈곤의 세대 간 이전을 연구한 이상은(2008)의 연구결과에서는, 보다 더 직접적으로 인적자본이론의 타당성을 검증하였다. 분석 결과, 부모빈곤이 자녀의 빈곤에 직접적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났는데, 모형에서 자녀의 교육과 관련된 변수를 제외하자,

6) 김위정·김왕배(2007)의 논문에서 부모빈곤은 가구주를 대상으로 ‘14세 때 가정형편’에 대해서 회고적으로 조사된 자료를 활용하였다. 그는 14세 때 가정형편에 대해서 ‘평균보다 훨씬 낮았다’는 빈곤으로, 그 외의 ‘평균보다 약간 낮았다’는 차상위, ‘평균수준’, ‘평균보다 약간 높았다’, ‘평균보다 훨씬 높았다’는 비빈곤으로 정의하였다. 본인빈곤은 관측된 8년 자료 중에서, 5년 이상 중위소득의 60% 이하이면 만성빈곤, 1-5년 동안 중위소득 60% 이하이면 단기빈곤, 한 해도 빈곤하지 않았으면 비빈곤으로 설정하였다.

부모의 빈곤이 자녀의 빈곤에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 그의 연구에서는 부모빈곤이 자녀의 교육연수에 영향을 미쳐, 교육을 매개해서 간접적으로 자녀의 성인기 빈곤에 영향을 주는 것으로 나타나 인적자본이론의 이론적 타당성을 제시하는 결론을 내렸다.⁷⁾

이 2가지 연구결과와는 달리, 김원식(2009)이 서울의 빈곤지역 12 곳을 대상으로 실시한 설문을 바탕으로 사회경제적 지위의 세대 간 이전을 ordered regression을 활용하여 분석한 결과, 빈곤지역에서 부모의 사회경제적 지위는 자녀의 성인기 사회경제적 지위에 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고, 자녀의 개인적 요인인 학력이나 건강상태가 자녀의 사회경제적 지위에 큰 미치는 것으로 나타나 빈곤의 세대 간 이전이 나타나지 않는다고 주장하였다.⁸⁾ 그러나 김원식(2009)의 연구는 앞선 연구들의 결과를 고려하였을 때, 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 교육을 매개하여 자녀의 사회경제적 지위에 영향을 미쳤을 가능성이 존재하지만 이를 고려하지 않았고, 그 자료가 서울의 빈곤지역만을 선택하여 표본을 수집하였으므로 표본의 대표성이 확보되었다고 보기 어렵다. 따라서 이 연구결과를 해석함에 있어 주의가 필요하다. 한편, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향이 다른 변수들을 통제하였을 때에도 통계적으로 유의미한 영향이 나타나는 것으로 보고되었던 국외 선행연구들과 달리, 이상은(2008)의 연구결과에서는 다른 변수들을 모두 통제했을 때 부모빈곤이 자녀의 빈곤에 영향을 미치지 않는 것으로 나타나며,

7) 이상은(2008)의 연구에서도 앞의 김위정·김왕배(2007)의 연구와 동일하게 아동기 빈곤지위를 아동기(만0-17세) 가구의 경제적 생활상태에 대한 5점척도 질문을 통해 간접적으로 측정하여 사용하였으며, 부모빈곤이 자녀의 빈곤에 영향을 미치는가와 관련해서는 로지스틱 회귀분석을 사용하였고, 부모빈곤이 자녀의 교육에 미치는 영향은 OLS를 사용하여 검증하였다.

8) 김원식(2009)의 연구에서 사용된 데이터는 중앙일보에서 2003년에 한국의 빈곤과 관련된 보고서 작성을 위해 만들어졌으며 서울에서 가장 빈곤한 12지역을 대상으로 각 지역마다 35가구씩, 420가구를 대상으로 연구되었다. 이 자료에서 부모의 지위는 가구주를 대상으로 14세 때 부모의 사회경제적 지위에 대한 질문으로 회고적으로 측정되었다.

오히려 통제변수들로 투입된 개인적 특성과 관련된 요인(교육수준, 장애여부 등)들이 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이렇듯 한국의 빈곤지위의 세대 간 이전과 관련된 연구는 빈곤의 세대 간 이전양상이 일관적으로 나타나고, 다른 변수들을 모두 고려하였을 때에도 부모의 빈곤이 자녀의 빈곤에 직접적으로 영향을 미치는 것으로 보고되는 국외 선행연구들과는 상당히 다른 연구결과들이 보고되고 있다. 그럼에도 불구하고, 제한적이지만 부모의 빈곤이 자녀의 빈곤에 영향을 미칠 가능성이 제기되고 있다. 그리고 빈곤의 세대 간 이전과 관련된 연구에서 부의 학력과 부모의 빈곤지위가 자녀의 교육적 성취에 영향을 미치고, 이를 매개하여 자녀의 성인기 빈곤지위에 영향을 미칠 가능성이 있음을 실증연구결과를 통하여 확인할 수 있었다.

다음으로, 기존에 진행된 연구의 한계점들을 살펴보고자 한다. 첫째, 연구의 관심이 되는 부모의 빈곤지위와 자녀의 빈곤지위를 측정함에 있어서 측정오차가 있을 가능성이 존재한다. 그 이유는, 가장 뚜렷한 한계로 지적되는 것이 중요한 독립변수라고 할 수 있는 부모의 빈곤지위(아동기 빈곤지위)를 실제로 측정된 변수를 사용하지 않고, 회고적으로 측정된 자료를 활용하였다는 점이다. 한국에서 실시된 빈곤의 세대 간 이전 연구의 경우, 모든 연구가 부모의 빈곤에 대해 가구주에게 5개 혹은 그 이상의 범주로 질문한 데이터를 활용해 부모의 빈곤지위를 측정하고 있다. 그러나 과거의 경험을 기억하고 이에 대한 판단을 내리는 과정에서 오류들이 개입될 여지가 있다는 점에서 측정의 신뢰도가 떨어질 수 있다(Hill and Duncan, 1987; Neal et al., 2003).

둘째, 부모의 사회경제적지위를 활용하여 분석한 김원식(2009)의 연구를 제외하면, 빈곤의 세대 간 이전을 측정할 때 단순히 부모의 빈곤여부와 자녀의 빈곤여부만을 활용함으로써, 부모의 빈곤심도에 따라서 자녀에 대한 빈곤의 세대 간 이전이 다르게 나타날 가능성이 있음을 고려하지 못했다. 기존의 연구들은 빈곤집단과 비빈곤집

단 간의 대비를 통하여 빈곤집단을 하나의 단일한 집단으로 보고 연구를 진행하였다. 그러나, 선행연구에서 검토한 바대로 Corcoran and Adams(1997)의 연구에서 부모의 관측된 욕구소득비평균이 0.5보다 낮은 경우 다른 집단에 비해 자녀의 성인기 욕구소득비 평균에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한국의 경우에도, 변금선(2013)이 청소년기(만 17세) 빈곤의 심도에 따라 청년기 노동시장 성취에 미치는 영향을 분석한 결과, 빈곤층 안에서도 그 격차가 존재하는 것으로 파악되었다. 극빈층의 경우 교육수준을 통제하고 난 뒤에도 비빈곤층 집단보다 청년기에 받는 임금수준이 약 40%정도 차이가 나타나고 있었으며, 교육수준의 매개효과는 극빈층에서만 나타나는 것으로 파악되어 청소년기 빈곤경험으로 인한 부정적인 영향이 극빈층에게 집중될 수 있음을 보여주고 있다. 따라서 이와 같은 빈곤층 내부에서의 이질적인 특성이 세대를 거쳐서 나타날 가능성이 있다.

따라서 본 연구에서는 국내 선행연구들의 한계를 보완하기 위하여, 부모의 빈곤지위를 측정할 때 회고적으로 측정된 데이터가 아닌 실제로 측정된 소득데이터를 활용하여 측정오차에 대하여 제기된 비판을 고려하여 분석하고자 한다. 다음으로, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 것으로 나타난다면, 그 이유를 탐색적으로 살펴보기 위하여 인적자본이론과 관련된 변수들을 모형에서 추가적으로 포함하여 분석한다. 이를 포함하였을 때에도 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는지, 인적자본변수가 부모의 빈곤지위의 영향력을 얼마나 간접적으로 설명할 수 있는 지 살펴보고자 한다. 마지막으로 기존의 연구에서 고려되지 못하였던 빈곤의 심도에 따른 집단 간 이질성을 고려하여, 부모의 빈곤심도가 자녀의 빈곤에 영향을 미치는지 실증적으로 검토해 보고자 한다.

제 3 장 연구가설 및 연구모형

제 1 절 연구가설

본 연구는 앞서 제시한 연구문제에 대하여 이론 및 선행연구를 바탕으로 다음의 연구가설을 세운다.

첫째, 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 영향을 미치는지 검증한다. 연구문제1에서는 부모가 비빈곤했던 경우보다 빈곤했을수록 자녀의 성인기 가구소득이 낮아질 것이라 예상한다(연구가설1-1). 기존의 선행연구들을 바탕으로 하였을 때 아동기에 부모가 빈곤하였을수록 자녀의 성인기 노동시장 성취와 관련된 근로소득, 욕구소득비 등이 낮아지는 경향이 있다는 사실을 파악할 수 있었다. 특히나 부모의 빈곤이 자녀의 성인기 성취에 미치는 영향을 분석할 때에는 자녀의 근로소득과 같은 개인의 소득에 미치는 영향을 주로 살펴보는 데(변금선, 2012:2), 본 연구에서는 자녀의 성인기 가구소득을 중심으로 살펴보고자 한다. 그 이유는, 자녀 개인의 근로소득이나 임금을 기반으로 살펴보았을 경우 본 연구에서 주요하게 다루어지는 빈곤의 양상을 일관되게 살펴보기 어렵기 때문이다. 빈곤은 가구단위로 파악된 소득을 통하여 측정되게 되는데, 개인의 근로소득만으로는 가구의 빈곤을 파악하기 어렵다. 예를 들면, 한 개인의 근로소득이 높더라도 배우자의 소득이 낮다면 개인의 경제적 성취는 높을 수 있으나 가구의 경제적 수준은 낮을 수 있기 때문이다. 따라서 개인소득보다 가구소득을 활용하여 가구의 경제적 상황을 보다 명확히 파악하여 자녀의 빈곤지위에 대한 분석에 대한 예비적 단계로서 가구소득을 중심으로 연구가설을 설정하였다.

둘째, 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 빈곤지위에 영향을 미치는지 검증한다. 연구문제2에서는 2가지 연구가설을 세운다. 첫째, 본 연구에서는 부모의 빈곤지위에 따라서 자녀의 성인기 빈곤지위가 다르게 나타날 것이라 예상한다(연구가설 2-1). 국외 선행연구들은

부모의 빈곤지위에 따라서 자녀의 성인기 빈곤지위가 다르게 나타난다는 일관된 결과를 보여주고 있다. 그러나 한국의 경우, 이를 실증적으로 검증한 논문의 절대적 편수가 부족할 뿐만 아니라 빈곤의 세대 간 이전이 발생하는가에 대한 결론이 다소 모호한 것으로 보인다. 그러나 빈곤한 가구의 경우 아동의 학업성취나 노동시장에서의 성취에 부정적인 영향을 미친다는 연구결과들이 존재하고 있고, 이는 한국에서도 부모의 빈곤지위에 따라 자녀의 성인기 빈곤지위 또한 다르게 나타날 가능성이 있음을 시사하고 있다. 따라서 본 연구에서는 부모의 빈곤지위에 따라 자녀의 빈곤지위가 다르게 나타날 것이라 예상하여 부모의 빈곤지위와 자녀의 빈곤지위 간의 상호연관성을 검증한다. 둘째, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는지, 그 인과관계를 확인하기 위한 가설을 세운다. 앞선 연구문제를 통하여 부모의 빈곤지위와 자녀의 빈곤지위간의 상호연관성을 확인하였다면, 이를 기반으로 두 번째 연구문제에서는 부모가 빈곤할수록 자녀의 성인기에 빈곤할 확률을 증가시킬 것이라 예상한다(연구가설 2-2).

셋째, 부모의 빈곤심도가 자녀의 빈곤에 영향을 미치는지 검증한다. 앞선 선행연구를 바탕으로 보았을 때, 부모의 빈곤심도가 깊을수록 자녀의 성인기 성취에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 대부분의 연구에서 빈곤심도가 깊은 집단일수록 근로능력이 미약하거나 없는 경우가 많고, 이는 장기빈곤으로 이어져 자녀의 발달에 부정적인 영향을 미치며, 이는 자녀의 성인기 소득에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 부모의 빈곤심도가 깊을수록, 자녀의 빈곤에 더욱 심각한 영향을 미칠 가능성이 있다. 본 연구에서도 이를 반영하여 부모의 빈곤심도가 깊을수록, 즉 부모가 극빈층일수록 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향이 일반빈곤층의 영향보다 더 크게 나타날 것이라 예상한다(연구가설 3-1). 또한 연구가설 3-1을 토대로, 부모가 극빈층일수록 자녀의 성인기 빈곤지위에 미치는 영향이 일반빈곤층의 영향보다 더 크게 나타날 것이라 예상

한다(연구가설3-2).

연구문제 1. 아동기 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 소득에 영향을 미치는가?

[연구가설 1-1] 아동기 부모가 빈곤하지 않았던 경우에 비해 부모가 빈곤했던 경우 자녀의 성인기 가구소득이 낮을 것이다.

연구문제 2. 아동기 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는가?

[연구가설 2-1] 아동기 부모의 빈곤지위에 따라 자녀의 성인기 빈곤지위가 다르게 나타날 것이다.

[연구가설 2-2] 아동기 빈곤하지 않았던 부모의 자녀에 비해 빈곤했던 부모의 자녀는 성인기에 빈곤할 확률이 높을 것이다.

연구문제 3. 부모의 빈곤심도에 따라 자녀의 빈곤에 미치는 영향이 다르게 나타나는가?

[연구가설 3-1] 부모가 극빈층일수록 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향은 일반빈곤층의 영향보다 더 크게 나타날 것이다.

[연구가설 3-2] 부모가 극빈층일수록 자녀의 성인기 빈곤지위에 미치는 영향은 일반빈곤층의 영향보다 더 크게 나타날 것이다.

제 2 절 연구모형

본 연구의 연구모형은 다음과 같다. 본 연구의 분석을 위하여 빈곤의 세대 간 이전연구 및 빈곤이 자녀의 성인기 노동시장 성취에 미치는 영향에 대하여 분석한 연구들을 참고하여 모형을 설계하였다(Corcoran and Adams, 1997; Blanden & Gibbons, 2006; 김위정·김왕배, 2007; 이상은, 2008; 변금선, 2012). 먼저 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 영향을 미치는지 검증하기 위하여 부모의 빈곤지위를 비빈곤, 빈곤으로 구분하여 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향을 파악해 보고자 한다. 이를 토대로, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향을 파악하기 위해 자녀의 빈곤지위를 비빈곤 및 빈곤으로 구분하여 분석한다. 마지막으로 부모의 빈곤심도가 자녀의 빈곤에 영향을 미치는지 파악하고자, 부모의 빈곤심도를 극빈층, 일반빈곤층, 비빈곤층으로 나누어 부모의 빈곤심도가 자녀의 성인기 가구소득에 영향을 미치는지, 그리고 부모의 빈곤심도가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는지 검증해 보고자 한다.

본 연구의 분석을 위하여 분석과정에서 부모의 빈곤에 영향을 미치면서 동시에 자녀의 성취에도 영향을 미칠 가능성이 있는 것으로 고려되는 변수들을 모형에 포함하여 함께 통제하고자 한다. 본 연구에서 통제하고자 하는 변수는 크게 아동기 가구배경과 관련된 변수들과, 자녀의 성인기 성취에 영향을 미칠 수 있는 자녀의 개인적 특성과 관련된 변수들을 통제변수로 포함하고자 한다. 본 연구에서 투입하는 아동기 배경변수들은 부모의 빈곤에 영향을 미치면서 동시에 자녀의 빈곤에도 영향을 미치며, 자녀의 개인적 특성은 아동기 빈곤에 영향을 받는 동시에 자녀의 성인기 노동시장 성취에 영향을 미치고, 결론적으로 자녀의 빈곤에 영향을 미치는 역할을 한다. 이와 같은 변수의 동시성은 아동기 빈곤이 미치는 영향만을 따로 분석하기 어렵게 만들지만(Haveman and Wolf, 1995; 변금선, 2012,

재인용), 이 변수들을 단계적으로 투입하여 아동기 빈곤이 성인기 빈곤에 미치는 영향을 확인하고자 하였다.

아동기 가구배경과 관련된 변수들에는, 가구주의 인구사회학적 특성을 반영하면서 노동시장에서의 근로가능성 및 경제활동상태에 영향을 미치는 동시에 가구의 빈곤에 영향을 미칠 수 있는 변수인 가구주의 성별 및 연령, 그리고 경제활동 상태변수를 고려하고자 한다(배화옥, 2008). 특히나 가구주의 경제활동 상태는 가구의 경제적 자원에 직접적으로 영향을 미쳐 아동에 대한 투자에도 영향을 미칠 수 있는 주요 변수로 다루어져 왔다(Haveman and Wolfe, 1995; Corcoran and Adams, 1997). 다음으로, 부모의 교육수준을 나타내는 교육연수를 통제하고자 한다. 빈곤의 세대 간 이전 연구에서 부모의 교육연수는 부모의 사회경제적 지위를 반영하는 변수이면서 동시에 자녀의 학업에도 영향을 미칠 수 있는 주요한 변수로 다루어져 왔다. 대부분 진행된 국내외 선행연구들은 부모의 학력이 부모의 빈곤에, 그리고 자녀의 학력에 영향을 미치고, 이것이 결론적으로 자녀의 빈곤에 영향을 미치는 것으로 보고해 왔다(Bellani & Bia, 2013; 김위정·김왕배, 2007; 변금선, 2012)

가족구조 또한 자녀의 발달에 영향을 미치는 변수로 자주 다루어져 왔다. 앞의 이론적 논의에서도 살펴보았듯이, 한부모가족경험은 부모의 자녀에 대한 투자에 영향을 미칠 뿐만 아니라, 아동에 대한 부모의 양육태도에도 영향을 미칠 가능성이 보고되고 있으며(Keister, 2004; Bird, 2007:12, 재인용), 한부모가족을 경험했을수록 성인기에 빈곤할 확률이 높아지는 것으로 보고되어 왔다(Musick and Mare, 2004). 따라서 가구구조를 나타내는 대표적인 변수로 한부모가족 경험여부를 통제하였다. 마지막으로, 자녀의 거주지 또한 자녀의 발달에 영향을 미친다. 이는 아동의 발달을 위한 자원동원에 격차를 가져올 가능성이 있다. 즉, 대도시 지역에 거주할수록 사교육이나 자녀에 대한 교육투자를 위한 자원에 대한 접근이 상대적으로 유리하다(김경근, 2005). 그러나, 거주지역이 빈곤에 미

치는 영향은 뚜렷하지 않은 것으로 나타난다. 아동기 거주지에 따른 학업성취 격차가 뚜렷하다고 주장하며 이것이 아동의 발달에 있어 격차를 만들어 내는 것으로 주장하는 논문이 있는 반면(김경근, 2005; 김종성·이병훈, 2014), 다른 변수들을 다 통제하였을 때 아동기 거주지는 노동시장 성취나 빈곤에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타나기도 한다(구인화·김정은, 2015; 변금선, 2012).

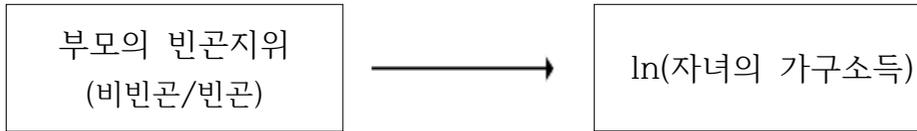
다음으로, 자녀의 노동시장 성취에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 함께 통제하였다. 우선 자녀의 성별이나 연령은 자녀의 노동시장 성취에 영향을 미치며, 빈곤여부에도 영향을 미치는 자녀의 대표적인 인구사회학적 변수이다. 특히나 본 연구와 같이 20대인 청년층을 기반으로 하는 연구에서는 남성보다는 여성의 고용상태 혹은 근로임금이 훨씬 높은 것으로 나타난다(Corcoran and Adams, 1997; 변금선, 2013). 미국에서는 이와 같은 성별에 의한 차이를 남성에 비해 여성이 연령이 높고 경제적 능력이 높은 배우자를 만난 것으로 인한 효과인 것으로 해석하고 있으며, 한국의 경우에는 남성이 병역의무를 저야하기 때문에 여성에 비해 취업시기가 늦어져 여성의 노동시장 성취가 더 높게 나타나는 것으로 해석하고 있다.

다음으로 본 연구에서 자녀의 아동기 빈곤에 영향을 받으면서, 동시에 자녀의 노동시장 성취 및 빈곤에 영향을 미칠 수 있는 인적자본과 관련된 변수들을 통제변수로 고려하여 아동기 빈곤이 자녀의 성인기 빈곤에 영향을 미치는 경로를 탐색적으로 살펴보고자 하였다. 인적자본을 대표하는 변수로 자녀의 교육연수 및 건강상태를 통제하였다. 기존의 선행연구에서 부모의 소득능력은 자녀의 인적자본에 대한 투자로 이어지게 되어, 결론적으로 자녀의 성인기 발달에 영향을 미치는 것으로 분석되어 왔다(Corcoran, 1995; 김위정·김왕배, 2007; 이상은, 2008). 이와 같이 부모의 높은 소득은 자녀를 위한 교육투자뿐만 아니라 건강에 더 좋은 상품을 소비하거나 건강을 관리함으로써 자녀의 건강상태에 영향을 미칠 수 있는 것으로 주장하

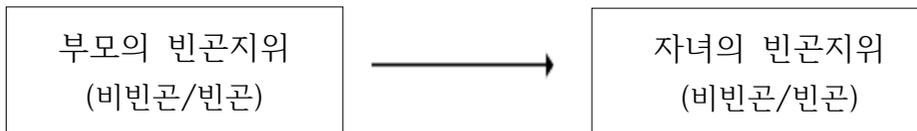
기도 한다(d'Addio, 2007:20). 따라서 이에 근거하여 자녀의 교육적 성취 및 자녀의 건강을 통제하고자 하였다. 자녀의 인적자본에 대한 투자는 자녀의 성인기 사회경제적 지위에 영향을 미칠 뿐만 아니라 자녀의 성인기 노동시장 성취와 관련된 취업에 영향을 미치며(변금선, 2012), 자녀의 혼인에도 영향을 미칠 가능성이 있다(석재은·노혜진, 2013). 따라서 자녀의 경제활동상태나 자녀의 혼인상태는 자녀의 빈곤지위에 영향을 미칠 수 있는 주요 변수로 통제되어 왔다. 주로 취업을 하여 경제활동을 하고 있을수록, 배우자가 없는 경우에 비하여 기혼인 경우 빈곤가능성이 감소하는 것으로 보고되어 왔다 (Corcoran and Adams, 2007; 이상은, 2008)

따라서 이를 고려하여 본 연구의 연구모형을 설정하였다. 본 연구의 경우 연구문제마다 독립변수와 종속변수가 다르게 설정된다. 각 연구문제에 해당하는 연구모형을 하나로 통합하면 다음과 같다

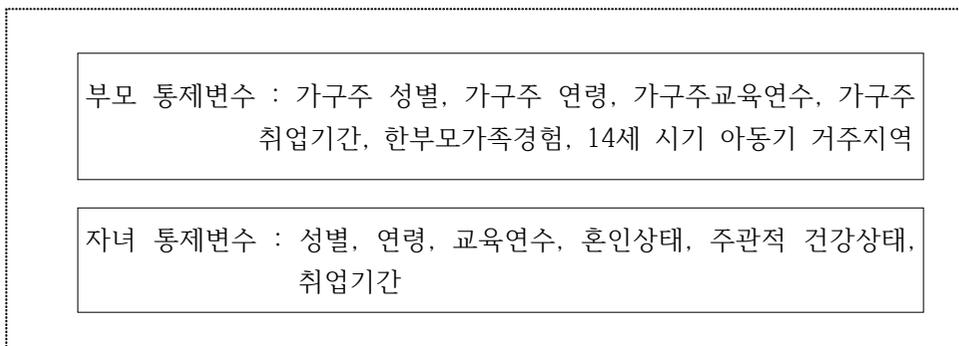
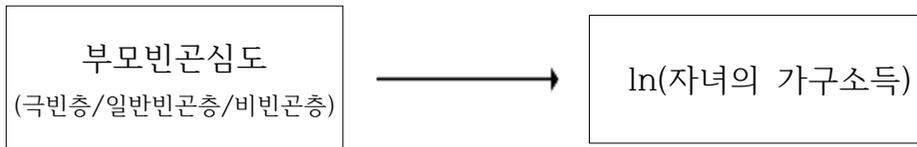
<연구문제1>



<연구문제2>



<연구문제3>



[그림1] 전체 연구 모형

제 4 장 연구방법

제 1 절 분석자료

1. 분석자료

본 연구의 분석에는 한국노동패널조사(KLIPS; Korean Labor Income Panel Study) 1차(1998)~18차(2015)까지 조사된 가구 및 개인자료를 활용한다⁹⁾. 한국노동패널조사는 한국노동연구원이 제주도를 제외한 전국 도시지역에 거주하는 가구와 가구원을 대표하는 5000가구의 가구원을 대상으로 1998년부터 1년에 1회씩 조사되어 현재 2015년에 조사된 18차 자료까지 공개되었으며, 노동시장활동 및 소득, 소비, 교육 및 직업훈련과 관련된 사항을 추적조사하는 종단적 조사이다(한국노동연구원, 1999).

본 연구에서 한국노동패널조사를 사용하는 이유는 첫째, 빈곤의 세대 간 이전을 측정하기 위해서는 자료 내에 가구의 소득과 그 변화에 대한 내용을 포함하고 있어야 하며 본 연구에서 주목하는 아동기 부모의 경제적 상태와 성인기 경제적 상태를 파악할 수 있는 자료가 포함되어 있어야 한다. 이를 위해서는 장기간 관측된 자료가 필요한데, 노동패널조사의 경우 1998년 이래로 시행되어 오면서 한국에서 실시된 고용·노동과 관련된 주제에 대하여 18년간 데이터가 축적되어 왔으며 개인의 경제활동 참여, 소득의 변화, 노동시장과

9) 한국노동패널자료의 경우 1차년도(1998) 자료는 소득관련 자료가 가지고 있는 한계로 인하여 분석에서 제외되는 경우가 많다. 한국노동패널의 1차년도 조사자료에서는 응답자에게 인터뷰 시점으로부터 지난 1년간의 소득을 질문하였으나, 2차 연도자료부터는 지난 1년간의 소득을 조사함으로써 1차에서의 소득자료와 2차에서의 소득자료 간에 중첩된 기간의 소득을 반복해서 질문한 결과가 될 수 있어 정보의 독립성이 의문스럽다는 문제가 있기 때문이다(구인회, 2002). 그러나 본 연구에서는 당해연도의 인구사회학적 특성과 다음 년도의 소득 자료를 합쳐서 활용함으로써, 결과적으로 1차 년도의 인구사회학적 특성변수만을 활용하며, 소득 자료를 활용하지 않게 되므로 분석에서 1차년도 자료를 포함하였다.

관련된 다양한 사항들이 포함되어 있어 연구에 필요한 변수를 구성할 수 있다. 따라서 본 연구와도 관련이 있는 사회이동, 세대 간 소득 이동성, 혹은 빈곤의 동태적 변화양상 등과 관련한 선행연구들에서도 한국노동패널조사를 많이 활용하고 있다(양정승, 2012; 김위정·김왕배, 2007; 구인회, 2005; 방하남·김기현, 2001). 둘째, 연구의 대상이 되는 개인 및 가구배경에 대한 파악이 용이하다. 세대 간 빈곤의 이전과 관련한 연구에서는 부모 및 자녀의 연령, 교육, 건강 등과 관련된 인구사회학적 특성 및 노동시장관련 변수들이 활용되게 된다. 노동패널 자료 내에는 가구 및 개인용 자료에서 개인의 가족 관계, 분가여부 등에 대한 변수들이 잘 구성되어 있어 이와 관련된 사항들을 추적하여 자료를 구성하기에 용이하다. 셋째, 패널데이터로서 아동기 부모의 경제적 상황과 성인기 자녀 자료간의 매치가 가능하여 시간의 흐름에 따른 소득의 변화양상에 대하여 실제로 측정된 데이터를 바탕으로 자료를 추적하고 분석하는 연구가 가능하다. 따라서 본 연구의 목적에 적합하다고 할 수 있다.

제 2 절 변수의 정의 및 측정

본 연구에서는 부모의 빈곤지위 및 빈곤심도가 자녀의 성인기 가구소득, 혹은 빈곤지위에 미치는 영향을 분석할 것이다. 이 절에서는 본 연구에서 사용되는 변수에 대하여 세부적으로 설명하고자 한다.

1. 독립변수 및 종속변수

본 연구의 독립변수 및 종속변수를 측정하기에 앞서 먼저 정의되어야 할 것은 ‘부모’ 및 ‘자녀’의 빈곤 및 소득을 측정하기 위한 기간이다. 서론에서도 밝혔듯이, 빈곤의 세대 간 이전은 개인이 아동기에 경험했던 빈곤이 개인의 성인기 빈곤으로 이어지는, 세대 내 이동의 개념을 포함하고 있다(김이배, 2013). 따라서 부모의 빈곤은 자녀의 아동기 빈곤과 동일한 의미를 지니기 때문에¹⁰⁾, 우선 아동기 및 성인기를 정의하고자 한다. 기존의 선행연구에서 아동기는 주로 18세 미만을 기준으로 정의되어 왔다(정은희, 2015; 변금선, 2012). 뿐만 아니라 외국에서 진행된 빈곤의 세대 간 이전연구에서도 17세 이하까지를 아동기로 정의하고 있다(Corcoran, 1995; Corcoran and Adams, 1997; Corcoran, 2001). 따라서 본 연구에서도 이를 반영하여 ‘아동기’를 18세 미만을 기준으로 측정하였다. 그렇다면, 이를 기반으로 ‘성인기’는 18세 이상으로 정의할 수 있을 것이다. 그러나 보통 국외연구의 경우 성인기를 24세를 기준으로 설정한 것으로 보이는데, 이는 높아지는 학력으로 인해 경제적 독립을 함에 있어서 일정정도의 시간이 걸리며, 연령이 25세 미만 혹은 65세 초과인 경우에는 항상소득으로부터 많이 벗어나 있을 가능성이 높아 25세 이전 시기는 제외되어 연구되고 있다(양정승, 2012:88). 한국의 경우 외국

10) 따라서 본 연구에서는 부모의 빈곤지위와 아동기 빈곤지위가 동일한 의미를 지닌다. 따라서 이를 혼용하여 활용하나, ‘부모의 빈곤지위’로 주로 표현하였다.

의 상황과 다르게 남성의 경우 병역의 의무가 있으므로, 외국에서 논의되는 기준보다 높은 (만)25세 이상을 기준으로 성인기를 정의하여 사용되고 있다(김봉근 외, 2012; 양정승, 2012). 따라서 본 연구에서도 26세 이상을 기준으로 ‘성인기’를 측정하였다.

이를 기반으로 본 연구의 주요한 독립변수와 종속변수는 부모의 빈곤과 자녀의 성인기 빈곤을 정의하고자 한다. 주로 아동기의 빈곤은 “18세 미만의 아동이 있는 가구 중에서 생활수준이 일정 수준 이하인 가구”로 정의되어 왔다(정은희, 2015; 김은주, 2015). 따라서 본 연구에서도 선행연구에 기초하여 “18세 미만의 아동이 있는 가구 중에서 생활수준이 일정 수준 이하인 가구”를 아동기 빈곤가구로 정의한다. 또한 성인기 빈곤은 앞에서 설정한 26세를 기준으로, “(만)25세 이상의 자녀가 속해 있는 가구 중 생활수준이 일정 수준 이하인 가구”로 정의하고자 한다.

그러나 이와 같은 변수의 측정으로 인해 본 연구의 주요변수들을 측정함에 있어 비판이 제기될 가능성이 있다. 이는 본 연구의 분석 대상에 월가구로부터 분가하지 않은 자녀들도 모두 분석에 포함되었기 때문에 발생한다. 빈곤의 세대 간 이전을 연구한 대부분의 국외연구에서는 “월가구로부터 분가하여 가구주 혹은 가구주의 배우자로 관측된 경우”만을 성인기 빈곤의 측정대상으로 삼고 있다. 왜냐하면 빈곤의 경우 ‘개인’이 아닌 ‘가구’를 단위로 측정하게 되므로, 부모가구로부터 분가한 자녀뿐만 아니라 부모-자녀동거가구를 포함할 경우 자녀세대의 빈곤을 부모세대의 영향이 포함된 가구소득으로 측정하게 되어 ‘빈곤의 세대 간 이전’에 대한 분석이 모호해 질 수 있기 때문이다.

그러나 본 연구에서는 연구대상이 되는 나이대인 ‘청년층’의 경우, 분가한 경우만을 표본으로 택하였을 때 분가한 집단과 분가하지 않은 집단 간의 특성차이가 발생하게 되어 이들의 특성차이가 연구결과에 반영될 가능성이 있다(노혜진, 2012). 특히 개인의 경제적 능력이나 혼인 등은 부모의 경제적 지위가 영향을 미치는 주요한 요인

들로, 분가를 고려할 경우 동일한 나이대의 전체표본과는 다르게 연령이 높거나, 안정적인 경제적 능력을 가지고 있는 사람들이 대부분 선정되어 표본의 대표성을 상실할 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 분가여부를 고려하지 않고 표본을 선정하였다. 그러나 분가지 않은 가구의 경우 여전히 부모소득의 영향이 반영될 수 있으므로, 가설검증에서 분가여부에 따른 집단의 특성을 파악하고, 분가여부에 따른 가설검증결과를 함께 제시하고자 하였다.

다음으로는 독립변수와 종속변수의 측정과 관련된 논의를 하고자 한다. 먼저 본 연구의 주요 독립변수 및 종속변수인 부모의 빈곤여부와 자녀의 빈곤여부 측정과 관련된 논의이다. 두 변수의 측정방법이 유사하여 이를 함께 서술하고자 한다. 아동기 및 성인기 빈곤측정은 욕구소득비(income-to-needs ratio)¹¹⁾를 측정하는 방법을 활용한다. 이를 측정하기 위해서는, 빈곤여부를 판단하는 빈곤선을 정할 필요가 있다. 기존의 빈곤에 대한 동태적 연구에서 빈곤지위(poverty status)는 정부의 절대빈곤선을 활용하여 “가구의 월평균 총소득이 정부가 발표하는 해당년도 가구규모별 최저생계비에 미달하는지”의 여부로 판단하거나(구인회, 2002), 혹은 중위소득의 50%나 60%를 빈곤선으로 설정한 상대빈곤선을 기준으로 판단해왔다. 본 연구에서는 통상적으로 상대빈곤의 측정에 자주 쓰이는 중위소득 50%를 빈곤선으로 활용하고자 한다.¹²⁾

대부분 빈곤의 동학(poverty dynamics)을 살펴보는 연구는 해당년

11) 욕구소득비는 가구소득을 해당 가구의 가구규모에 따른 빈곤선을 나누어주어 측정된다. 따라서 어떤 가구의 욕구소득비가 1이 나왔다는 것은, 해당 가구의 가구소득이 가구규모에 따른 빈곤선과 동일하다는 뜻이므로 욕구소득비가 1이하인 경우 해당 빈곤선을 기준으로 할 때 빈곤한 가구인 것으로 판단하게 된다.

12) 2015년 7월 이후, 국민기초생활보장제도를 포함하여 사회복지 급여 대상자의 선정기준이 절대빈곤선을 의미하는 ‘최저생계비’로부터 중위소득으로 대체되어, 상대빈곤적 접근이 대두되고 있다. 따라서 본 연구에서도 통상적으로 활용되는 상대빈곤선 중 중위소득의 50%를 기준으로 분석한다. 뿐만 아니라 노동패널에서는 소득이 과소보고되는 것에 대한 문제가 지속적으로 제기되어 왔다(홍경준, 2004; 구인회, 2005). 따라서 기존의 연구와 동일하게 노동패널 각 차수별 가구 균등화 소득(가구소득/가구원수 제곱근)의 중위소득의 50%를 기준값으로 삼았다.

도의 빈곤여부가 중요하지만, 빈곤의 세대 간 이전연구에서는 다년도 측정된 소득 각각의 빈곤여부를 판단하여 최종적으로 하나의 빈곤여부변수로 구성하게 된다. 따라서 국외 연구에서는 대부분 한 가구의 가구 총소득을 정부에서 발표한 빈곤선으로 나누어준 욕구소득비를 년도별로 구성하여 이를 평균내고, 그 값이 1보다 작은 경우를 빈곤한 것으로, 그보다 높은 경우는 비빈곤한 것으로 측정하고 있다. 본 연구에서도 이와 동일한 방법으로 아동기 및 성인기 빈곤지위를 측정하고자 한다. 즉, 당해년도마다 노동패널 전체표본을 대상으로 측정된 균등화된 가구소득의 중위소득의 50%를 구하여 연도별 빈곤선을 설정하였다. 이를 토대로, 본 연구의 연구대상이 되는 개인이 포함된 가구의 균등화된 가구소득을 구하여 이를 해당년도의 빈곤선으로 나누어 욕구소득비를 구성하고, 아동기 및 성인기로 관측된 기간 동안의 욕구소득비를 평균하여 그 값이 1이하인 경우에는 빈곤, 1보다 큰 경우에는 비빈곤한 집단으로 측정한다. 결과적으로 빈곤여부변수는 [0,1]의 값을 가지는 범주형 변수로 변환되며 이 측정방식은 아동기와 성인기 모두에 동일하게 적용된다.

자녀의 성인기 가구소득은 각 년도별로 가구의 근로소득, 금융소득, 기타소득 등을 합하여 가구총소득을 구성하였다. 이 과정을 통해 본 연구의 연구대상자의 성인기 가구소득 데이터를 구성하였으며, 본 연구에서 활용되는 가장 마지막 노동패널자료의 소득이 2014년 소득이므로 각 년도별 가구소득을 2014년을 기준으로 물가를 반영하여 환산하였다. 이를 가구원수의 제곱근으로 나누어 각 년도별로 물가가 반영된 균등화된 가구소득을 구성해 이를 평균한 값을 구성하였다. 가구소득의 경우 분석을 위하여 로그로 변환한 값을 활용하였다.

연구문제 3의 부모의 빈곤심도는 ‘한 가구의 빈곤이 심각한 정도’를 말하며, 대개 빈곤갭 비율 혹은 욕구소득비를 통해 보여준다. 빈곤갭(poverty gap)은 빈곤선에 해당하는 소득과 빈곤층의 평균소득을 빼 값을 빈곤선으로 나누어주는 방법으로 측정된다. 본 연구에서

는 빈곤여부를 측정하였던 것과 마찬가지로 욕구소득비를 활용하여 빈곤심도를 측정한다. 기존에 욕구소득비를 구성하여 빈곤의 정도를 나눈 연구들에서는 대체로 소득이 최저생계비의 50%미만인 집단들은 극빈층으로, 소득이 최저생계비의 50-100%인 집단은 일반빈곤층으로 구분하고 있다(구인회, 2002; 이상록·백학영, 2008; 손병돈, 2010). 이를 고려하여 본 연구에서는 한 가구의 월가구 총소득을 정부의 빈곤선으로 나누어준 욕구소득비를 연도별로 구성해 이를 평균한 값이 0.5미만인 집단을 극빈층으로, 0.5이상~1이하인 집단을 일반빈곤층으로, 1보다 큰 집단을 비빈곤한 집단으로 정의하고자 한다. 이를 통해 부모의 빈곤의 심도에 따라 3개의 집단으로 나누어지게 되며, 극빈층, 일반빈곤층, 비빈곤층을 더미변수로 코딩하여 활용한다.

2. 통제변수

빈곤의 세대 간 이전과 관련된 선행연구를 바탕으로 자녀의 빈곤 지위에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 통제하였다. 통제변수는 크게 부모와 관련된 아동기 가족배경변수와 자녀의 개인적 특성변수로 구별된다.

먼저, 부모와 관련된 아동기 가족배경변수에 대한 정의 및 측정은 다음과 같다.¹³⁾ 아동기 가족배경변수는 자녀의 성인기 빈곤에 직접적인 영향을 미친다고는 할 수 없으나, 이 요인들이 아동기 빈곤에 영향을 주어 아동의 발달에 있어 부정적인 영향을 미치고, 결론적으로 성인기 빈곤에도 영향을 줄 수 있기 때문에(Blanden and Gibbons, 2006) 이를 통제하고자 한다. 아동기 가족배경변수로는 가

13) 본 연구에서는 빈곤연구에서 자주 다루어지는 아동기 및 성인기의 가구원수를 통제변수로 고려하지 않았다. 그 이유는, 빈곤지위를 구성하는 과정에서 가구원수에 따라 균등화된 소득을 활용하기 때문에 이미 빈곤지위의 측정에 가구원수의 영향이 반영되어 있다. 따라서 모형에 이를 또다시 통제하게 되면 가구원수의 영향을 이중으로 통제하게 되는 결과를 가져올 수 있으므로(Jenkins and Siedler, 2007) 본 연구에서는 이들 변수를 통제하지 않았다.

가구의 성별, 가구주의 연령, 부모의 교육연수, 가구주의 취업기간, 아동기 거주지역, 한부모가족여부 변수를 활용한다.

가구주의 인구사회학적 특성은 노동시장에서 근로가능성을 가늠할 수 있는 중요한 지표가 되며 특히 가구주의 성별, 연령, 학력은 가구의 빈곤에 영향을 미치는 주요한 다루어져 왔다(배화옥, 2008). 따라서 가구주의 성별은 남성을 (0), 여성을 (1)로 더미변수로 코딩하여 투입한다. 가구주의 연령은 1차년도에서 관측된 연령을 활용한다. 부모의 교육연수는 1차년도 자료에서 관측된 학력을 기준으로 아버지의 교육수준이 있는 경우에는 아버지를 기준으로, 아버지가 없는 경우에는 어머니의 교육수준을 기준으로 측정하였다. 또한 중학교, 고등학교, 대학교 등으로 범주화되어 코딩되어 있는 학력변수를 교육연수로 환산하여 연속변수로 활용하였다. 다음으로, 아동기 가구구조와 관련이 깊은 한부모가족 경험여부는 아동기로 관측된 기간 동안 한 번도 부모의 이혼 혹은 사별을 경험하지 않았던 경우는 (0), 단 한번이라도 이를 경험한 경우는 (1)로 코딩하여 더미변수로 활용한다. 가구주의 경제활동상태와 관련하여 가구주의 취업기간을 통제하고자 하였다. 취업자의 정의는 노동패널에서 측정된 정의를 그대로 따랐으며¹⁴⁾, 관측된 년도 중 취업자로 대답한 기간의 비율을 구하여 연속적 변수로 활용한다. 마지막으로, 아동기 거주지역은 14세 시점 아동기 거주지역을 활용하였다. 지역간 자원 동원의 격차를 고려하여 광역시와 경기도는 대도시(0)로, 그 외는 중소도시(1)로 코딩하여 활용하고자 한다.

다음으로, 자녀의 빈곤에 영향을 줄 수 있는 자녀의 개인적 특성 변수를 통제하고자 한다. 통제변수로는 본인의 성별, 연령, 교육연수, 혼인상태, 주관적 건강상태, 그리고 취업기간을 고려한다. 자녀의 성

14) 노동패널에서는 다음의 정의에 따라서 개인의 취업상태를 파악하고 있다. (1) 조사주간 중 수입을 목적으로 1시간 이상 일한 자이며, (2) 자기에게 직접적으로는 이득이나 수입이 오지 않더라도 가구단위에서 경영하는 사업체의 소임을 높이는데 도움을 준 가족종사자로 주당 18시간 이상 일한 취업자, 혹은 (3) 직업을 가지고 있으나 일시적인 병·사고, 휴가, 또는 연가, 노사분규, 조업 중단 등으로 일시적으로 쉬고 있는 휴직자이다.

별은 남성을 기준집단으로 하여 더미변수화 하여 투입한다. 연령은 관측된 년도의 가장 마지막 년도의 연령을 투입한다. 학력은 부모 교육연수의 측정과 동일한 방식으로 교육연수로 환산하여 활용한다. 혼인상태의 경우 관측된 마지막 년도의 혼인상태를 기준으로 미혼, 이혼, 사별을 배우자없음(0), 별거, 기혼은 배우자 있음(1)으로 더미 변수화 한다.

개인적 건강의 경우, 노동패널의 자료상의 한계로 인하여 객관적으로 측정된 변수를 활용할 수 없었다¹⁵⁾. 따라서 주관적 건강상태를 활용하고자 한다. 주관적 건강상태는 아주 건강하다(1), 건강한 편이다(2), 보통이다(3), 건강하지 않은 편이다(4), 건강이 아주 안좋다(5)로 측정되었으며, 관측된 마지막 자료를 기준으로 활용하고자 한다. 마지막으로, 개인의 고용특성을 나타내는 취업기간변수를 투입하고자 한다. 자녀의 취업기간은 노동패널에서 관측된 년도대비 취업자로 파악된 기간의 비율을 사용한다. 지금까지 논의된 변수를 정리하면 다음 <표1>과 같다.

15) 노동패널 자료에서 장애와 관련된 문항은 4차년도(2001) 건강관련 부가조사에서, 그리고 9차년도(2006)년 자료에서만 조사되었다.

<표1> 변수목록

구분	변수명	측정방법
종속 변수	자녀 빈곤지위	관측된 연도별 육구소득비 평균이 1< 비빈곤(0) 1>=빈곤(1)
	ln(자녀의 성인기 가구소득)	성인기로 관측되는 기간동안 측정된 가구소득을 2014년을 기준으로 물가를 반영함. 이를 해당년도의 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화 가구소득을 만들어 이를 평균하여 자연로그를 취함.
독립 변수	부모 빈곤지위	관측된 연도별 육구소득비 평균이 1< 비빈곤(0) 1>=빈곤(1)
	부모 빈곤심도	극빈층=(관측된 연도별 육구소득비 평균<0.5) 일반빈곤층=(0.5<=육구소득비 평균<=1) 비빈곤층=(육구소득비 평균>1) *비빈곤층을 기준으로 더미변수화하여 투입
통제 변수	가구주 성별	남성=0, 여성=1
	가구주 연령	1차 년도 자료에서 관측된 연령
	부모 (아동 기 가족 배경) 교육연수	교육연수로 환산하여 사용 무학=0, 초졸=6, 중졸=9, 고졸=12, 전문대졸=14, 대졸=16, 대학원 석사 졸=18, 대학원 박사 졸=20 - 해당 교육과정에 재학 혹은 중퇴한 경우 각 교육과정의 중간년수를 더해서 활용함.
	가구주 취업기간	취업자로 파악된 기간/관측된 년도*100
	한부모 가족경험	관측된 아동기 기간 중 한부모가족경험없음(0),

		한부모가족경험있음(1)
	14세 시기 아동기 거주지역	광역시와 경기도 대도시(0) 그 외 중소도시(1)
자녀	성별	남성=0, 여성=1
	연령	관측된 년도의 평균
	교육연수	교육연수(부모 학력측정방식과 동일)
	혼인상태	배우자없음(0), 배우자 있음(1)
	주관적 건강상태	아주 건강하다(1) 건강한 편이다(2) 보통이다(3) 건강하지 않은 편이다(4) 건강이 아주 안좋다(5)
	취업기간	취업자로 파악된 기간/관측된 년도*100

제 3 절 분석방법

본 연구는 빈곤의 세대 간 이전을 검증하기 위하여 교차분석(Cross-tabulation), 다중회귀분석, 선형확률모형(Linear Probability model)을 주로 활용하며, 로지스틱 회귀분석도 추가적으로 분석하여 이를 선형확률모형에서의 결과와 비교하였다. 빈곤지위의 세대 간 이전에 대한 기존의 선행연구에서는 교차분석과 일반화선형회귀분석(OLS), 로지스틱 회귀분석을 활용한다(Corcoran, 1995; Corcoran and Adams, 1997; Blanden and Gibbons, 2006; 김위정·김왕배, 2007; 이상은, 2008). 이 외에도 빈곤세습이 코호트별로 다르게 나타나는지를 검증하기 위한 논문들은 대수선형분석(log linear model)을 활용하고 있다(Musick and Mare, 2004; 김위정·김왕배, 2007).

부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향을 분석하는 선행연구에서는 로지스틱 회귀분석을 많이 시행해 왔다. 이는 종속변수가 비빈곤 혹은 빈곤과 같은 범주형 변수일 경우, 일반선형회귀분석을 실시하는 것보다는 로지스틱 회귀모형 혹은 프로빗 모형을 통해 분석을 실시하는 것이 합리적인 통계적 추정방식이라고 받아들여져 왔기 때문이다(Hellevik, 2007). 그러나 종속변수가 이분변수인 경우에도 일반선형회귀를 활용하여 추정하기도 하는데, 이는 종속변수가 0,1이 되어 분석결과가 종속변수가 1이 될 확률을 추정하게 되기 때문에 이를 ‘선형확률모형(LPM)’이라고 부른다. 이렇듯 종속변수가 이분변수일 때 로지스틱 회귀분석을 주로 다루어 왔지만 LPM 또한 자주 활용되고 있다(Mood, 2010). 그렇다면, 범주형 변수로 된 종속변수를 LPM으로 추정할 시 주로 제기되는 논란을 살펴보고 본 연구에서 선형확률모형을 주로 활용하는 이유를 밝히고자 한다.

종속변수가 이분변수일 때 일반선형회귀분석을 통해 추정을 실시할 경우 바람직한 추정치를 얻기 위한 몇 가지 가정들을 위배하는 상황이 발생할 가능성이 있다. 일반선형회귀분석 시 분석결과가 통계적으로 최적의 추정량이 되기 위해서 지켜져야 할 가정 중 종속

변수가 이분변수일 때에 문제가 되는 가정은 오차항의 등분산성 가정과 오차항의 정규성에 대한 가정이다(Gujarati, 2009; 김태근, 2006). 첫째, 오차항의 등분산성 가정은 독립변수의 모든 변수값에 대하여 오차항의 분산이 일정함을 가정하는데, 선형확률모형을 통하여 추정할 경우 종속변수의 확률이 0 또는 1에 가까울수록 오차항의 분산은 작아지고, 0.5에 가까울수록 오차항은 커지게 된다. 이 경우 회귀계수에 편의가 발생하지는 않지만 회귀계수의 표준오차를 추정함에 있어서 편의가 발생하여 회귀계수의 통계적 유의도를 잘못 추정하게 될 가능성이 존재한다.

둘째, 오차항의 정규성 가정은 회귀모형에서 오차항이 정규분포를 따른다는 가정이다. 선형확률모형으로 추정하였을 시 종속변수는 0 또는 1이므로, 오차항도 두 가지 값만 가지게 되어 정규분포를 따르지 못하게 될 가능성이 있다. 셋째, 선형확률모형을 통해서 분석되는 예측된 확률이 0과 1사이에 있어야 함에도 불구하고 그 확률이 0보다 작거나 혹은 1보다 클 가능성이 있다. 이 문제는 선형확률모형은 예측된 확률이 0에서 1사이에 있어야 함을 고려하지 않기 때문에 생긴다. 따라서 이와 같은 통계적 문제를 해결하기 위하여 모든 독립변수에 대한 예측값이 0과 1사이에 존재하면서, 독립변수와 종속변수간의 관계를 바람직한 함수형태로 표현해주는 로지스틱 회귀분석을 주로 실시하여 왔다.

그럼에도 불구하고 본 연구에서 선형확률모형을 활용하고자 하는 이유는 지금까지 지적된 문제점들을 어느 정도 극복할 수 있는 방법이 있기 때문이다. 앞에서 지적된 오차항의 이분산성 가정은 가중최소자승법을 활용하거나(Gujarati, 2009), 표본의 사례수가 충분히 커지면 선형확률모형을 통해 추정된 결과가 크게 왜곡되지 않는 것으로 나타난다(Allison, 2003). 오차항의 정규성 가정의 경우 표본의 크기가 상당히 커진다면¹⁶⁾ 중심극한정리를 통해 이와 같은 문제를

16) 표본의 크기가 상당히 크다는 것의 기준은 대략 200사례 이상을 기준으로 한다 (김태근, 2006)

충분히 극복할 수 있는 것으로 알려져 있으며(Malinvaud, 1996), 로지스틱 회귀분석을 통하여 나타난 추정치와 마찬가지로 선형확률모형을 통해 분석한 추정치도 불편추정치라는 주장도 존재한다(Woodridge, 2002:454; 남재량·박기성, 2010; 박미희, 2017).

뿐만 아니라, 선형확률모형은 로지스틱 회귀분석과 비교하였을 때 분석결과를 해석함에 있어 뚜렷한 장점을 지닌다. 로지스틱 회귀분석의 경우 결과값을 해석할 시 승산비를 중심으로 해석하게 되어, 독립변수가 종속변수에 미치는 영향 혹은 영향의 크기를 해석하고 이해하는데 어려움이 있어 대부분 회귀계수의 유의도 및 그 방향성을 해석하는 정도에 그치는 경우가 많다. 그러나 LPM의 경우 독립변수가 한 단위 변화할 때 종속변수가 한 단위 변화할 평균적인 확률을 보여주어 보다 직관적이고 의미있는 해석이 가능하게 한다. 또한 설명변수에 따른 조건부 확률에 관심이 있는 것이 아니라 독립변수가 종속변수에 영향을 미치는 평균적인 효과에 관심이 있다면 LPM도 적합한 추정방법이 될 수 있다(Mood, 2010; Hellevik, 2007).

이와 같은 점에 비추어 보았을 때, 본 연구에서 분석에 포함되는 사례는 총 1,469사례로 기준이 되는 사례수인 200을 훨씬 넘는 사례를 활용하여 분석한다. 따라서 선형확률모형으로 추정하였을 때 문제가 되었던 오차항의 등분산성 가정 및 정규성 가정을 위배할 가능성이 적어져 LPM을 통하여 추정하였을 때 추정에 대한 편의 혹은 회귀계수의 유의도 검증에 문제가 발생할 가능성은 적을 것으로 판단하였다. 하지만 로지스틱 회귀분석도 추가적으로 실시하여 모형의 유의도 및 회귀계수의 통계적 유의도에 대한 결과를 비교해 보았으며 이를 기반으로 분석결과를 서술하였다.

따라서 본 연구의 연구문제 및 연구가설을 검증하기 위하여 다음과 같이 연구모형을 설정하였다. 첫째, 본 연구의 <연구문제1>인 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 영향을 미치는가를 분석하기 위하여 자녀의 성인기 가구소득평균에 로그를 취한 값을 종속변수로 다중회귀분석을 실시한다. 이를 기반으로 [모형1-1]에서는

부모의 빈곤지위와 아동기 가구배경에 영향을 받지 않는 자녀의 성별 및 학력을 함께 통제하여 분석하였고, [모형1-2]에서는 부모의 빈곤지위에 영향을 미칠 뿐만 아니라 자녀의 빈곤에도 영향을 미칠 수 있는 아동기 가구배경 변수들을 함께 통제하여 아동기 빈곤의 전체적 영향을 살펴보고자 하였다. 마지막으로 [모형1-3]에서는 아동기 가구배경으로 인해 자녀의 인적자본에 영향을 미쳐 나타날 수 있는 자녀의 개인적 특성을 함께 통제하였다. 이를 통하여 아동기 빈곤이 자녀의 성인기 성취 및 빈곤지위에 미치는 직접적인 영향과, 자녀의 인적자본에 영향을 미쳐 성인기 성취에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 통제하여 그 간접적인 효과를 살펴보고자 하였다. 모형에 들어가는 통제변수의 설정은 모형1~4까지 동일하게 구성하였다.

둘째, 본 연구의 <연구문제2>인 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 지 분석하기 위하여, 우선 부모의 빈곤지위에 따라서 자녀의 성인기 빈곤지위가 다르게 나타나는지 알아보기 위한 교차분석(Cross-tabulation)을 실시한다. 이를 바탕으로 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는지 검증하기 위하여 종속변수로 자녀의 빈곤지위변수를 투입하여 선형확률모형으로 분석을 실시한다.

셋째, 본 연구의 <연구문제3>인 부모의 빈곤심도가 자녀의 빈곤에 영향을 미치는지 검증하기 위하여, 다중회귀분석과 선형확률모형을 통하여 분석한다. 먼저, 부모의 빈곤심도가 자녀의 성인기 가구소득에 영향을 미치는지 검증하기 위하여 다중회귀분석을 실시한다. 이를 통해 부모의 빈곤심도에 따라 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향이 다르게 나타나는지, 이를 통해 추정된 회귀계수의 값의 차이가 통계적으로 유의한 차이인지 알아본다. 다음으로, 부모의 빈곤심도가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는지, 또한 빈곤심도에 따라 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향이 다른지에 대하여 분석한다. 이를 바탕으로 본 연구의 연구모형을 구성하였으며 그 구체적인 연구모형은 다음 <표2>와 같다.

<표2> 연구모형

Model 1. 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향	
[Model 1-1]	$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \sum_{i=1}^2 \beta_{(i+1)} C_i + e_i$
[Model 1-2]	$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \sum_{i=1}^8 \beta_{(i+1)} C_i + e_i$
[Model 1-3]	$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \sum_{i=1}^{12} \beta_{(i+1)} C_i + e_i$
<p>Y = 자녀의 ln(성인기 가구소득) X_1 = 부모의 빈곤지위</p>	
C_1 = 자녀성별	C_7 = 한부모가족경험여부
C_2 = 자녀연령	C_8 = 아동기 거주지역
C_3 = 가구주 성별	C_9 = 자녀 교육연수
C_4 = 가구주 연령	C_{10} = 자녀 혼인상태
C_5 = 가구주 교육연수	C_{11} = 자녀 취업기간
C_6 = 가구주 취업기간	C_{12} = 자녀 건강상태
Model 2. 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향	
[Model 2-1]	$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \sum_{i=1}^2 \beta_{(i+1)} C_i + e_i$
[Model 2-2]	$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \sum_{i=1}^8 \beta_{(i+1)} C_i + e_i$
[Model 2-3]	$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \sum_{i=1}^{12} \beta_{(i+1)} C_i + e_i$
<p>Y = 자녀의 빈곤지위 X_1 = 부모의 빈곤지위</p>	
C_1 = 자녀성별	C_7 = 한부모가족경험여부
C_2 = 자녀연령	C_8 = 아동기 거주지역
C_3 = 가구주 성별	C_9 = 자녀 교육연수
C_4 = 가구주 연령	C_{10} = 자녀 혼인상태
C_5 = 가구주 교육연수	C_{11} = 자녀 취업기간
C_6 = 가구주 취업기간	C_{12} = 자녀 건강상태

Model 3. 부모의 빈곤심도가 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향

[Model 3-1]
$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \sum_{i=1}^2 \beta_{(i+2)} C_i + e_i$$

[Model 3-2]
$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \sum_{i=1}^8 \beta_{(i+2)} C_i + e_i$$

[Model 3-3]
$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \sum_{i=1}^{12} \beta_{(i+2)} C_i + e_i$$

Y = 자녀의 ln(성인기 가구소득)

X_1 = 부모 극빈층

X_2 = 부모 일반빈곤층

C_1 = 자녀성별

C_7 = 한부모가족경험여부

C_2 = 자녀연령

C_8 = 아동기 거주지역

C_3 = 가구주 성별

C_9 = 자녀 교육연수

C_4 = 가구주 연령

C_{10} = 자녀 혼인상태

C_5 = 가구주 교육연수

C_{11} = 자녀 취업기간

C_6 = 가구주 취업기간

C_{12} = 자녀 건강상태

Model 4 부모의 빈곤심도가 자녀의 성인기 빈곤지위에 미치는 영향

[Model 4-1]
$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \sum_{i=1}^2 \beta_{(i+2)} C_i + e_i$$

[Model 4-2]
$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \sum_{i=1}^8 \beta_{(i+2)} C_i + e_i$$

[Model 4-3]
$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \sum_{i=1}^{12} \beta_{(i+2)} C_i + e_i$$

Y = 자녀의 빈곤지위

X_1 = 부모 극빈층

X_2 = 부모 일반빈곤층

C_1 = 자녀성별

C_7 = 한부모가족경험여부

C_2 = 자녀연령

C_8 = 아동기 거주지역

C_3 = 가구주 성별

C_9 = 자녀 교육연수

C_4 = 가구주 연령

C_{10} = 자녀 혼인상태

C_5 = 가구주 교육연수

C_{11} = 자녀 취업기간

C_6 = 가구주 취업기간

C_{12} = 자녀 건강상태

제 4 절 자료구성

본 연구에서는 아동기와 성인기의 빈곤지위, 그리고 빈곤심도 간의 관계를 분석하기 위해 한국노동패널 1차자료(1998년)부터 18차년도(2015년)까지의 자료를 활용한다. 본 연구에서는 부모세대의 빈곤과 자녀세대의 빈곤을 측정할 수 있도록 하는 소득변수와 인구사회학적 변수를 함께 고려해야 한다. 노동패널의 경우 소득을 지난 한해의 정보를 기준으로 파악하고 있으며, 인구사회학적 변수는 인터뷰 당시 시점의 자료로 파악하고 있으므로, 각 년도의 인구사회학적 변수와 다음해의 가구소득과 결합하여 사용하게 된다. 예를 들면 18차년도(2015년)자료에서 조사된 가구소득자료는 실제로는 17차년도(2014년) 가구소득자료이므로, 17차년도에 조사된 개인 인구사회학적 특성과 결합하여 2014년 개인특성-가구소득정보를 결합하게 된다. 이 과정을 통하여 1998년~2014년 개인특성-가구소득을 결합한 자료를 구축한다.

분석대상은 다음과 같다. 앞의 변수정의 및 측정에서 서술한 대로, 아동기는 18세 미만을 기준으로 측정하며, 성인기는 (만)25세 이상을 기준으로 한다. 따라서 본 연구의 표본은 노동패널 1차자료에서 9세(1989년생)~17세(1981년생)인 아동이 있는 가구이면서 노동패널 17차 자료에서 원가구와 함께 살고 있거나 원가구로부터 분가하여 단 한번이라도 소득이 측정된 25세-33세인 성인기 자녀가 있는 가구가 대상이 된다. 본 연구의 가구소득측정은 아동기 부모의 가구소득은 2차(1999)~10차(2007)자료를 활용하며, 자녀의 성인기 가구소득은 10차(2007)~18차(2015)자료를 활용하여 최소1년~최대9년 간 관측된 자료를 활용하게 된다. 이를 표를 통해 나타내면 다음 <표3>와 같다.

<표3> 분석대상

	노동패널차수																	
	1차	2차	3차	4차	5차	6차	7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차	14차	15차	16차	17차	
연령	9	10	11	12	13	14	15	16	17								25	
	10	11	12	13	14	15	16	17								25	26	
	11	12	13	14	15	16	17								25	26	27	
	12	13	14	15	16	17								25	26	27	28	
	13	14	15	16	17								25	26	27	28	29	
	14	15	16	17									25	26	27	28	29	30
	15	16	17								25	26	27	28	29	30	31	
	15	16								25	26	27	28	29	30	31	32	
	17								25	26	27	28	29	30	31	32	33	

다음으로 본 연구에서 분석대상을 추출하는 과정은 다음과 같다. 먼저 자녀자료의 추출과정은 다음과 같다. 17차(2014)자료에서 한국 노동패널 1차(1998)때부터의 조사대상자이면서, 원가구의 가구주의 자녀로 관측되었으며, 만 25세~33세이고, 18차 소득자료 및 분석에 필요한 인구사회학적 특성변수가 측정된 개인을 추출한다. 이 과정에서 17차 자료에서는 조사되지 못하였으나 그 전년도까지는 응답한 개인자료가 있을 수 있다. 따라서 17차년도 이전까지 조사된 9개년도 자료를 모두 확인하여 분석에 포함시킬 수 있는 대상자들을 포함하도록 한다. 이 과정을 통해서 분석의 대상이 되는 자녀샘플을 확보하고 변수측정과 관련된 변수들이 수집되게 된다. 이를 통해 최종적으로 분석대상이 되는 성인기 자녀샘플이 구축되게 된다. 이 과정을 통하여 단 한번이라도 자녀의 성인기 가구소득이 측정된 경우는 전체 1,469명 중 83.9%인 1232명인 것으로 나타났다.

다음으로는 부모자료의 구성이다. 부모자료는 자녀자료를 바탕으로

로 1차 자료에 돌아가 자녀샘플에 있는 원가구ID를 기준으로 분석의 대상이 되는 부모가구를 선정한다. 그리고 그 가구들의 가구주를 찾아 그 가구주의 PID와 동일한 개인용 데이터에서 가구주의 데이터를, 가구용 데이터에서 가구와 관련된 데이터들을 추출하게 된다. 이를 기준으로 최소 1년~최대 9년간의 데이터를 축적하게 된다.

이렇게 각각 부모데이터와 자녀데이터를 구성하여 분석에 필요한 부모 욕구소득비 평균, 자녀의 욕구소득비 평균, 부모의 빈곤지위, 자녀의 빈곤지위, 연령평균, 성 등 인구사회학적변수를 모두 구성한 다음 자녀를 기준으로 횡으로 연결한 자료를 구축하게 된다. 이를 통해 부모와 자녀에 대하여 측정되어 있는 모든 정보를 활용할 수 있게 된다.

제 5 장 분석결과

제 1 절 기초통계

1. 연구대상자의 일반적 특성

<표4> 연구대상자의 일반적 특성

변수		빈도	백분율(%)
부모 빈곤지위	비빈곤	1174	88.5
	빈곤	153	11.5
	계	1326	100
부모빈곤심도	비빈곤	1173	88.5
	일반빈곤층	125	9.4
	극빈층	28	2.1
	계	1326	100
자녀 빈곤지위	비빈곤	1191	97.7
	빈곤	41	3.3
	계	1232	100
ln(성인기 가구소득)	평균(se)	8.43	0.61
성별	남성	797	54.3
	여성	672	45.7
	계	1,469	100
연령	평균(se)	28.74	2.59
교육연수	평균(se)	14.54	1.73
혼인상태	배우자없음	939	63.9
	배우자있음	530	36.1
	계	1,469	100
분가여부	분가함	607	41.3
	분가하지 않음	862	58.7
	계	1,469	100
평균 가구원수	평균(se)	3.09	1.28
주관적 건강상태	평균(se)	2.13	0.475
취업여부	취업자	1,104	75.15
	미취업자	365	24.85
	계	1,469	100
취업기간	평균(se)	63.20	41.69

<표4>는 본 연구의 주요 독립변수 및 종속변수인 부모의 빈곤지위와 빈곤심도, 그리고 자녀의 빈곤지위와 성인기 가구소득에 대한 분포와, 연구대상자인 노동패널 1차자료에서 9세(1989년생)-17세(1981년생)인 아동이었으면서 노동패널 17차 자료에서 25세-33세인 성인기 자녀, 총 1,469명의 인구사회학적 특성에 대한 기초통계 결과이다. 연구대상의 일반적 특성으로는 성별, 연령, 교육연수, 혼인상태, 분가여부, 가구원수 평균, 주관적 건강상태, 취업여부, 그리고 취업기간을 살펴보았다.

먼저 본 연구의 독립변수인 부모의 빈곤과 관련된 분포를 살펴본다. 아동기 빈곤지위의 경우 연구대상자 중 총 1,326명에 대하여 측정되었다. 균등화 가구소득의 중위소득 50%를 기준으로 할 경우, 아동기에 비빈곤한 집단에 속한 경우가 1174명으로, 전체에서 88.5%인 것으로 나타났고, 빈곤한 집단에 속한 경우는 153명으로 전체의 11.5%를 차지하는 것으로 나타났다. 이는 중위소득 50%를 기준으로 아동 빈곤율이 경제위기 당시 11%까지 상승한 이후 2000년대 10% 정도의 빈곤율을 유지하는 것으로 알려진 기존의 연구결과와 유사한 결과를 보여준다(류연규·최현수, 2003).

부모의 빈곤심도는 빈곤지위에 대한 측정이 이루어진 1,326명 중, 일반빈곤층에 속한 경우는 125명으로 전체측정대상의 9.4%를 차지했으며, 빈곤한 집단 중에서 일반빈곤층이 차지하는 비중은 약 81.69%를 차지하는 것으로 나타났다. 극빈층에 속한 경우는 28명으로, 전체 사례에서 2.1%, 빈곤을 경험한 사례 중에서는 18.3%에 달해 아동기에 빈곤을 경험한 개인 중 상당수가 극빈한 상황을 경험한 것으로 나타났다. 이는 선행연구에서 전체 인구 중 극빈층의 비율이 약 8%대로 나타나는 것에 비해서 상대적으로 매우 높은 수치를 나타내는 것으로 보인다(구인회, 2002).¹⁷⁾

17) 본 연구에서 극빈층 및 일반빈곤층을 측정하기 위해 활용된 욕구소득비는 연구 대상자의 아동기로 측정된 기간 중 관측된 욕구소득비들의 평균을 기준으로 극빈층 및 일반빈곤층을 구별하였다. 따라서 횡단적으로 빈곤을 측정한 결과와 다를 수 있다.

다음으로 성인기 빈곤지위와 관련된 종속변수를 살펴본다. 성인기 빈곤지위는 전체 연구대상자 중 총 1,232명에 대하여 측정되었다. 가구균등화 소득의 중위소득 50%를 기준으로 성인기에 비빈곤한 집단에 속한 경우는 1,191명으로 전체의 97.7%를 차지해 대부분 비빈곤한 집단에 속하는 것으로 나타났으며, 빈곤한 집단에 속하는 경우는 41명으로, 전체의 3.3%를 차지하는 것으로 나타났다. 이는 아동기 빈곤율과 비교하였을 때 매우 낮은 매우 낮은 수치인 것으로 보이는데, 비슷한 연령대를 대상으로 한 청년빈곤연구(김수정, 2010)에 의하면 25세~34세에 가장 낮은 빈곤율을 보이며 중위소득 60%를 기준으로 한 상대빈곤율은 약 5%정도인 것으로 파악되어 그와 매우 유사한 결과를 보여주고 있는 것으로 파악된다. 로그 성인기 가구소득은 총 1,339명에 대하여 측정되었으며, 로그 연평균 가구소득은 8.43으로 나타내는데, 로그를 취하지 않은 소득에 대해서도 평균을 구해본 결과 약 3,149만원인 것으로 파악되었다.

다음으로, 연구대상자의 인구사회학적 특성을 중심으로 살펴본다. 연구대상자의 성별은 전체 1,469명 중 남성이 797명, 여성이 672명으로 남성이 여성보다 약간 더 많이 포함되어 있는 것으로 나타났다. 조사대상의 평균 연령은 28.74세이며, 평균 교육연수는 14.54년인 것으로 나타났다. 이는 전문대 졸업 또는 4년제 대학 중퇴 또는 재학 시(14년) 부여되는 연수를 약간 상회하는 것으로, 분석대상에 포함된 상당수가 전문대를 졸업하였거나 4년제 대학 재학, 혹은 중퇴, 졸업자일 것으로 파악되었다.

혼인상태를 살펴보면, 배우자가 없는 경우가 939명, 배우자가 있는 경우가 530명으로 배우자가 없는 조사대상자의 비중이 훨씬 큰 것으로 나타났다. 이는 평균초혼연령¹⁸⁾에 비해 상대적으로 낮은 20대 중후반의 대상자가 전체표본의 약 50%정도를 차지하고 있기 때문인 것으로 해석할 수 있을 것이다. 다음으로 노동패널 1차(1998년)자료

18) 통계청에 따르면 2014년 한국의 평균초혼연령은 남성은 32.4세, 여성은 29.8세인 것으로 나타났다.

에서 조사된 원가구로부터 분가하여 가구주 혹은 가구주의 배우자로 조사된 경우는 607명이었으며, 분가하지 않고 자녀로 남아있는 경우는 862명인 것으로 나타났다. 관측된 가구원수의 평균은 3.09명인 것으로 나타났다.

조사대상자의 주관적 건강상태는 평균 2.13으로 건강한 편인 것에 가깝게 인식하고 있는 것으로 나타났으며, 마지막으로 조사대상자 중 미취업자는 365명, 취업자는 1,104명으로 전체에서 75.25%의 비중을 보여 취업자의 비중이 상당히 높은 것으로 나타났다. 만 25세 이상의 청년인구를 포함한 자료임을 감안할 때 상당히 높은 취업자 비중을 보이는데, 이는 고용형태에 관계없이 조사주간 중 수입을 목적으로 1시간 이상 일한 자의 경우 모두 취업자로 조사되고 있기 때문인 것으로 보인다. 마지막으로 관측된 년도 중 취업자로 파악된 기간은 1469명을 대상으로 조사되었으며, 관측된 기간 중 취업자로 파악된 기간이 평균 63.20% 정도인 것으로 나타났다.

다음으로 본 연구에서 주요한 변수로 고려되는 아동기 가족배경과 관련된 변수를 살펴본다. 아동기 가족배경과 관련된 변수로는 가구주의 성별, 연령, 학력, 취업기간, 아동기 가구원수 평균, 한부모가족 경험여부, 14세시기 아동기 거주지역과 관련된 변수들을 살펴보았다. 그 결과는 다음 <표5>과 같다.

<표5>에 따르면, 아동기 가구주의 성별에 대하여 측정된 경우는 총 1,469명으로, 그 중 아동기 가구주의 성별이 남성인 경우는 1,415명으로 전체의 96.3%를 차지해 압도적으로 많았고, 여성이 가구주인 경우는 54명(3.7%)이었다. 가구주의 평균연령은 43.53세였으며, 평균 교육연수는 11.01년으로 고등학교 졸업 시 부여되는 12년보다 약간 낮은 것으로 나타났다. 추가적으로 빈도분석을 실시해본 결과, 고등학교 졸업이 아동기 가구주의 약 40%정도를 차지하는 것으로 나타났다. 이것은 전문대 혹은 4년제 대졸자가 많이 분포되어있던 자녀의 교육현황과 매우 다른 결과이며, 이를 통하여 자녀세대에 상당한 학력 증가가 나타난 것을 파악할 수 있다. 다음으로, 가구주의 관측

된 년도 중 취업자로 관측된 비율이 평균 86.62%로 나타났으며, 아동기 가구원수는 평균 4.31명인 것으로 파악되었다.

한부모가족경험과 관련해서도 총 1,469명 중 한부모 가족경험이 없는 집단에 속한 경우는 1,329명으로 전체의 90.5%정도를 차지하는 것으로 나타났으며, 한부모가족을 경험한 경우는 140명으로 전체의 9.5%정도를 차지하고 있는 것으로 나타났다. 이는 2000년 중반에 한부모 가족 비율이 8%대인 것으로 파악되었던 통계청(2017)의 조사 결과를 약간 상회한다. 마지막으로, 14세시기 아동기 거주지역의 경우 대도시에 거주한 경우는 1,114명으로 전체의 75.8%, 중소도시에 거주한 경우는 355명으로 전체의 24.2%를 차지하는 것으로 파악되었다.

<표5> 아동기 가족배경 특성

변수		N	백분율
가구주 성별	남자	1415	96.3
	여자	54	3.7
	계	1469	100
가구주 연령	평균(se)	43.53	4.801
부모 교육연수	평균(se)	11.01	3.235
가구주 취업기간	평균(se)	86.62	28.34
아동기 가구원수	평균(se)	4.31	0.87
한부모 가족경험	없음	1329	90.5
	있음	140	9.5
	계	1469	100
14세시기 아동기 거주지역	대도시	1114	75.8
	중소 도시	355	24.2
	계	1469	100

제 2 절 가설검증

1. 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향

본 연구의 연구문제1인 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향을 살펴보고자 자녀의 로그 성인기 가구소득 평균을 종속변수로 놓고 다중회귀분석을 실시하여 아동기 빈곤지위가 성인기 가구소득 평균에 미치는 영향을 살펴보았다.¹⁹⁾

본격적인 분석에 앞서, 다중회귀분석의 기본가정을 점검하였다. 그 결과 오차항의 정규성 및 등분산성이 충족되고 있는 것을 확인하였다. 다중공선성의 경우, 공차 및 VIF값을 점검하였는데, VIF값은 1.041~2.102정도로 나타나 다중공선성의 문제가 발생할 가능성은 낮은 것으로 파악되었다. 또한 오차항의 자기상관을 검증하기 위해 더빈-왓슨 검증을 실시한 결과 2에 가까운 1.791이 나와 오차항의 자기상관문제가 발생할 가능성은 적은 것으로 판단하였다.

다음으로, 아동기 빈곤지위에 따른 성인기 가구소득의 관계를 살펴보기 위해 다중회귀분석을 실시하였다. 본 분석에 포함된 사례 수는 총 1,143명이었으며, 분석한 모형들은 모두 적합한 것으로 나타났다. 분석결과는 다음 <표6>와 같다.

아동기 빈곤을 독립변수로, 그에 영향을 받지 않는 자녀의 성별, 연령을 통제한 결과(모형1-1), 아동기 비빈곤했던 경우에 비해 빈곤했던 경우, 성인기 가구소득평균이 37.9% 낮은 것으로 나타났다($\beta = -0.379, p < 0.001$). 그 외에는 자녀의 성별변수가 유의하여, 남성에게 비해 여성일수록 자녀의 성인기 가구소득이 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 기존의 청년기 노동시장

19) 본 연구에서는 회귀가정의 충족을 위하여 자연로그로 변환한 가구소득을 활용하였다. 뿐만 아니라 측정된 가구소득을 그대로 활용하여서도 분석해 보았는데, 그 결과는 부록의 <표1>에서 확인할 수 있다.

성취와 관련된 연구에서 나타난 결과와 동일한 결과로(변금선, 2013), 병역의무를 저야하는 남성에 비해 여성의 경우 학력획득이 빠르고 노동시장 진입이 빨라 노동시장에서의 성취가 더 높은 것으로 인해 나타난 결과인 것으로 보인다.

[모형1-2]에서는 독립변수와 함께 아동기 빈곤과 관련이 있으면서, 자녀의 성인기 성취에 영향을 미칠 수 있는 아동기 가구배경변수들을 함께 통제하였다. 그 결과, 아동기에 빈곤했을수록 자녀의 성인기 가구소득이 30.9% 낮은 것으로 나타났다. 이 효과는 아동기 가구배경을 모두 통제한 뒤에 부모의 빈곤지위가 자녀에게 미치는 빈곤의 전체효과라고도 볼 수 있을 것이다. 아동기 가구배경과 관련된 변수들을 통제하였을 때에도 아동기 빈곤지위가 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 표준화 회귀계수도 가구주의 교육연수변수를 제외하고 가장 높아($\beta=0.193$) 종속변수를 설명하는 주요한 요인인 것으로 나타났다. 아동기 가구배경 변수들 중 자녀의 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 변수들을 살펴보면, 가구주의 교육연수가 종속변수에 통계적으로 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났으며($\beta=0.035$, $p<.001$), 분석에 포함된 아동기 가구배경 변수에서 가장 큰 표준화 회귀계수를 보여(0.200) 종속변수를 설명하는 주요한 변수임을 알 수 있었다.

다음으로 [모형1-3]에서는, 자녀의 아동기 가구배경에 영향을 받으면서 동시에 자녀의 성인기 가구소득에도 영향을 미칠 수 있는 개인적 특성 변수들을 추가적으로 통제하였다. 분석결과, 자녀의 성인기 성취에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들을 모두 통제하였음에도 불구하고, 여전히 아동기 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 부적 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 구체적으로 아동기에 비빈곤했던 경우에 비해 빈곤했던 경우, 성인기 가구소득이 27.8%정도 낮은 것으로 나타난다($p<.001$). 이와 같은 결과는 자녀의 성인기 가구소득에 영향을 미칠 수 있는 다른 변

수들을 모두 통제하였을 때에도 통계적으로 유의하게 나타나, 아동기 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 직접적으로 영향을 미치는 주요한 변수인 것을 확인할 수 있다. 즉, [모형1-3]에서 나타난 회귀계수는 아동기 빈곤이 자녀의 성인기 가구소득에 직접적으로 미치는 영향을 나타낸다고 할 수 있다. 이를 이전의 모형에서 나타난 부모 빈곤지위의 회귀계수와 비교해서 살펴보았을 때, 기존의 [모델1-1]에서 아동기 빈곤지위의 회귀계수가 -0.379로 나타났던 것이 [모델1-2]에서는 -0.309로, [모델1-3]에서는 -0.278로 감소하여 전체 회귀계수의 26.6%정도 감소한 것으로 나타났다. 특히 자녀의 인적자본과 관련된 변수들을 통제하기 이전에 회귀계수가 -0.309였던 것에 비해 자녀의 인적자본과 관련된 변수들을 통제한 [모형1-3]에서 회귀계수의 절댓값이 0.031만큼 감소한 것으로 나타나, 이 감소분을 분석에 포함된 자녀의 인적자본과 관련된 변수들이 간접적으로 설명한 것으로 보인다.

[모형1-3]에 포함된 통제변수들 중에서는, [모델1-2]에서도 유의하게 나타난 가구주의 교육연수가 [모형1-3]에서도 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 또한, 아동기 가구배경으로부터 영향을 받을 수 있는 자녀와 관련된 변수들을 통제하자 가구주의 교육연수 변수의 회귀계수가 감소하는 것으로 나타나, [모형1-3]에서 추가적으로 통제한 변수들과 관련이 있을 가능성이 있는 것으로 보인다. 기존의 선행연구에서 아동기 부모의 교육연수는 부모의 소득에 영향을 미치면서 동시에 교육에 대한 태도나 교육에 대한 가치부여에 영향을 미쳐, 자녀의 성인기 교육수준에 영향을 미치며, 결론적으로 자녀의 성인기 성취에 영향을 미칠 수 있는 주요한 변수로 고려되어 왔다(구인회·김정은, 2015; 김위정·김왕배, 2007; 방하남·김기현, 2001). 따라서 가구주의 교육연수가 자녀의 성인기 가구소득에 직·간접적으로 영향을 미칠 가능성이 있다. 그러나 이와 같은 해석과 함께, 본 연구의 연구대상에 의한 특성이 반영된 결과로도 해석할 수 있다. 본 연구의 연구대상자는 부모로부

터 독립하여 분가한 가구와 함께 분가하지 않은 가구를 함께 포함하고 있다. 부모로부터 분가하지 않은 자녀가구가 포함되어 있을 경우, 그 가구의 가구소득은 자녀의 소득뿐만 아니라 부모의 소득 또한 함께 포함하여 측정되게 된다. 따라서 가구주의 교육연수가 부모의 영향이 포함된 가구소득에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났을 가능성이 있다.

자녀의 성인기 혼인상태변수도 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 영향을 주는 것으로 나타났으나, 배우자가 없는 집단에 비해 배우자가 있는 집단의 경우 자녀의 성인기 가구소득이 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 본 연구의 표본구성에 의한 영향이 있을 가능성이 있다. 본 연구의 표본에는 노동패널 17차 자료에서 25세에서 33세이면서, 분가하지 않은 가구와 분가한 가구들이 모두 표본에 포함되었다. 따라서 분가하지 않고 원가구원으로 포함되어 있을 경우에는 부모와 함께 살아 가구원이 많고 가구소득이 높지만, 혼인을 한 경우에는 대부분 원가구로부터 분가하였고(96.8%), 원가구의 주요 소득원인 부모에 비해 연령대가 낮아 벌어들이는 소득자체가 상대적으로 적을 수 있다. 이와 같은 표본의 특성이 연구결과에 반영된 것으로 보인다.

그 밖에도 남성인 자녀보다 여성일수록, 성인기 취업기간이 1%증가할수록 성인기 가구소득이 증가하는 것으로 나타났으며, 자녀의 주관적 건강상태가 1단위 증가할수록(즉, 건강이 나빠질수록) 자녀의 가구소득이 9.35%감소하는 것으로 나타났다.

<표6> 부모의 빈곤지위가 자녀의 ln(성인기 가구소득)에 미치는 영향(전체표본대상)

변수	[모형1]					
	M1-1		M1-2		M1-3	
	B(S.E)	β	B(S.E)	β	B(S.E)	β
(상수)	7.936*** (0.187)		7.362*** (0.220)		6.841*** (0.254)	
부모 빈곤지위 (1=빈곤)	-0.379*** (0.055)	-0.237	-0.309*** (0.0569)	-0.193	-0.278*** (0.0528)	-0.173
가구주 성별 (1=여성)			-0.062 (0.0935)	-0.023	-0.118 (0.0947)	-0.043
가구주 연령			-0.002 (0.00391)	-0.015	-0.00162 (0.00382)	-0.015
부모 교육연수			0.033*** (0.00541)	0.200	0.0272*** (0.00518)	0.167
가구주 취업기간			0.000 (0.001)	0.009	-0.000149 (0.000545)	-0.008
한부모가족경험여부 (1=한부모가족)			-0.0635 (0.0655)	-0.037	-0.0391 (0.0645)	-0.023
아동기 거주지역 (1=중소도시)			-0.0311 (0.0350)	-0.026	-0.0144 (0.0338)	-0.012
자녀 성별 (1=여성)	0.0585* (0.030)	0.056	0.0528* (0.0295)	0.051	0.0696** (0.0283)	0.067
자녀 연령	0.001 (0.006)	0.004	0.0106 (0.00779)	0.050	0.0122 (0.00769)	0.058
자녀 교육연수					0.0406*** (0.00966)	0.136
자녀 혼인상태 (1=배우자있음)					-0.133*** (0.0322)	-0.127
자녀 취업기간					0.00310*** (0.000366)	0.237
자녀 건강상태					-0.0935*** (0.0323)	-0.082
n	1,143		1,143		1,143	
R ²	0.058		0.102		0.187	
Adj. R-squared	0.0552		0.0951		0.178	
F	16.26***		9.662***		13.67***	

+p< .1 * p< .05 ** p< .01 *** p< .001

주 : 1) 괄호안은 Robust S.E임.

결론적으로, 아동기 빈곤했던 경우에 비해 빈곤했던 경우 자녀의 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 부정영향을 미치는 것으로 파악되었으며, 특히나 자녀의 성취에 영향을 미치는 다른 변수들을 통제하였을 때에도 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 소득에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 직접적인 영향을 미치고 있음을 확인하였다.

그러나 연구결과를 해석함에 있어 본 연구의 표본에 분가여부를 고려하지 않았을 때의 특성들이 반영되어있을 가능성이 있다. 그 이유는 본 연구의 연구대상이 청년층을 대상으로 하고 있어, 분가한 자녀만을 대상으로 분석하게 되면 미혼의 자녀는 분석대상에서 대부분 제외되게 된다. 가구 또는 개인의 소득수준이 낮을수록 초혼이 늦어져 분가가구의 형성이 늦춰지는 최근의 상황을 고려할 때 분가가구만을 대상으로 연구하는 것은 분석대상이 되는 사례를 왜곡할 수 있다(노혜진, 2012). 그러나 분가하지 않은 가구를 포함하게 되면, 분가하지 않은 가구의 자녀에 대한 가구소득을 측정함에 있어 자녀가 벌어들인 소득뿐만 아니라 부모가 벌어들인 소득의 영향 또한 함께 반영되게 된다. 따라서 이와 같은 특성을 고려하여 분석할 경우 앞에서 분석한 연구결과와 다른 결과가 나타날 가능성이 있다. 이를 확인하기 위해 추가적으로 분가여부를 고려하여, 분가한 집단과 분가하지 않은 집단에 대하여 각각 분석을 실시하였다<표8>.

분가여부에 따른 분석결과에 대한 해석을 하기 전, 분가자체의 특성을 고려해 보아야 할 필요가 있다. 분가를 하여 독립적인 가구를 형성하는 것은 독립적인 생활에 대한 비용과, 이것을 지불할 수 있는 개인의 능력에 의존하는 것으로 알려져 있다(Haurin et al, 1993). Ermisch(1999)에 따르면, 자녀의 분가여부는 부모의 재정적 지원 가능성과 관련이 깊은 부모의 소득과 같은 경제적 자원, 자녀의 소득, 자녀의 분가에 대한 선호도에 따라 결정된다고 주장한다. 한국에서도 특히 청년층의 경우, 부모의 경제적 지원이 있거나 혹은

학업을 모두 마치고 직장을 잡아 일정정도의 경제적 능력을 가지고 있거나 혼인을 한 경우에 가정으로부터 분가를 하는 경우가 많다. 실증분석의 결과에서도 가구원이 취업을 하거나, 혹은 근로소득이 증가하여 경제적 능력을 갖추게 되거나 결혼을 할 경우, 분가를 촉진시키는 것으로 나타났다(정의철·임미화, 2013; 정의철, 2012). 즉, 본 연구의 대상이 되는 청년층의 경우, 분가를 한 자녀표본은 분가하지 않은 표본과는 다른 특성을 가지고 있을 가능성이 높다. 따라서 분가여부 및 성별에 따라 두 집단 간에 자녀의 특성이 차이가 있는지를 먼저 기술통계를 통해 확인해 보았다. 그리고 두 집단의 특성이 통계적으로 유의한 차이가 있는지를 t-test를 통하여 검증해 보았다.

먼저 기술통계에 따른 결과를 확인하였다<표7>. 남성보다는 여성일 경우 분가한 경우가 많은 것으로 나타났으며(52.6%), 분가했을수록 자녀의 평균연령이 높은 것으로 나타났다. 교육연수는 분가한 자녀의 평균 교육연수가 분가하지 않은 자녀에 비해 약간 낮은 것으로 나타났다($t=2.56, p<0.01$). 분가한 경우에는 84.8%정도가 취업자로 관측된 경우가 있는 반면, 분가하지 않은 경우에는 단 한번도 취업자로 측정된 경우가 없는 경우가 31.7%로 나타났다. 또한 분가하지 않은 집단의 취업기간은 평균 55%인 것에 비하여 분가한 경우는 74%정도가 취업기간으로 측정되어 분가한 경우 취업하여 오랜기간 취업상태를 유지하는 것으로 나타났다($t=-8.912, p<0.001$). 집단 간 평균가구소득을 비교해본 결과, 분가하지 않은 경우 자녀의 성인기 가구소득 평균은 약 3231만원인 것으로 나타났으나 분가한 가구의 자녀의 경우 성인기 평균 가구소득이 3050만원정도인 것으로 나타났으며 두 집단 간 평균 가구소득 간에 차이가 없는 것으로 나타났다($t=1.764, p>0.05$). 뿐만 아니라 분가한 자녀의 경우 607명 중 512명(84.3%)이 혼인한 상태로 대부분이 혼인을 한 것으로 나타났으며, 분가하지 않은 자녀의 경우 862명 중 841명이 혼인을 하지 않아 전체의 97.6%를 차지하는 것으로 나타났다. 이를 통해 분가는 개인의

경제적 능력과의 상관관계도 중요하지만, 개인의 혼인여부와도 매우 관련이 깊다는 사실을 알 수 있다. 마지막으로 분가한 경우는 평균 가구원수가 2.05명으로 비분가가구의 가구원수 평균이 3.81인 것에 비해 적은 것으로 나타났다.

결론적으로 분가한 자녀들은 분가하지 않은 자녀에 비해 여성이면서 연령대가 높고, 결혼을 해 일을 하고 있는 경우가 많은 것으로 나타났으나, 비분가자녀에 비해 평균교육연수는 낮은 것으로 나타났다. 즉, 일찍이 교육과정을 완료하고 노동시장에 진입하였거나, 남성과 달리 병역의 의무를 가지지 않으면서 노동시장에서 자리를 잡을 만한 충분한 시간이 있었던 여성이며, 혼인을 한 경우가 많아 분가하지 않은 경우의 자녀에 비해 보다 안정적인 생활을 할 수 있는 경제적 능력이 갖추어져 있을 가능성이 있다. 이와 같은 차이는 본 연구의 연구대상이 되는 표본의 연령이 주로 청년층(25세-33세)인 경우가 대부분이기 때문에 나타나는 특성으로 보인다. 청년층의 경우 연령이 높아질수록 학업을 마치고 경제활동을 시작하며, 이를 기반으로 결혼을 하여 분가를 하는 일련의 이행기적 과정을 거치게 된다. 따라서 본 연구의 연구대상이 되는 분가표본에 이와 같은 연령대의 특성이 반영되었을 것으로 보인다.

<표7> 분가여부에 따른 자녀의 개인특성에 대한 기술통계

구분		분가여부	
		분가하지 않음 (n=862)	분가함 (n=607)
성별	남성	509 (59%)	288 (47.4)
	여성	353 (41%)	319 (52.6%)
연령	평균(se)	27.87 (2.375)	29.99 (2.379)
교육연수	평균(se)	14.65 (1.645)	14.40 (1.841)
혼인상태	배우자 있음	18 (2.1%)	512 (84.3%)
	배우자 없음	844 (97.9%)	95 (15.7%)
취업여부	취업자	589 (68.3%)	515 (84.8%)
	미취업자	273 (31.7%)	92 (15.2%)
취업기간	평균(se)	55.46 (42.99)	74.19 (37.14)
부모 빈곤여부	빈곤	77 (10.1%)	76 (13.5%)
	비빈곤	689 (89.9%)	485 (86.5%)
가구소득	평균(se)	3231.78 (1843.31)	3050.45 (1783.49)
평균 가구원수	평균(se)	3.82 (0.854)	2.05 (1.032)

앞의 기술통계를 통하여 분가여부에 따른 자녀의 특성차이를 분석해 보았다. 이를 바탕으로 분가한 집단과 분가하지 않은 집단 간에 분석결과 값의 차이가 있는지 살펴보았다. 먼저 분가하지 않은 경우에 대한 분석결과를 살펴보면 다음 <표8>과 같다. 본 분석에 포함된 표본은 총 597명이었으며, 분석된 모형 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($p < 0.001$). 분가하지 않은 가구를 대상으로 하였을 때 나타난 결과는 앞의 전체 가구를 대상으로 하였을 때에 나타난 결과와 유사한 결과를 보이는 것으로 나타났으며, 자녀의 특성과 함께 부모의 특성이 종속변수에 영향을 많이 미치는 것으로 파악되었다.

주요 독립변수라고 할 수 있는 아동기 빈곤지위 변수의 경우 분가하지 않은 가구를 대상으로 했을 때 그 회귀계수가 상당히 크게 나타난다. 전체표본을 대상으로 한 분석에서는 아동기 빈곤이 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 순효과가 -0.278이었던 것에 비하여 분가하지 않은 경우를 대상으로 했을 때 -0.417로 나타나 회귀계수의 절댓값이 상당히 큰 것으로 나타났으며, 변수의 통계적 유의도도 매우 높은 것으로 나타났다. 즉, 전체 표본 중에서도 분가하지 않은 집단에서 아동기 빈곤지위가 성인기 가구소득에 상당히 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 가구주의 교육연수도 여전히 통계적으로 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났으며 아동기 가구배경 변수들 중 가장 높은 표준화 회귀계수를 보이는 것으로 나타났다. 그 외에도 통계적 유의도가 낮아지긴 하였으나, 성인기에 배우자가 없는 경우에 비하여 배우자가 있는 경우 성인기 가구소득이 감소하는 것으로 나타났으며, 자녀의 주관적 건강상태가 1단위 증가할수록(즉, 주관적 건강상태가 나빠질수록) 자녀의 성인기 가구소득이 감소하는 것으로 나타났다.

이렇듯 분가하지 않은 가구를 대상으로 하였을 때 아동기 빈곤이 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향이 매우 큰 것으로 나타나는 이유는 무엇일까? 첫째, 만일 자녀가 분가하지 않고 일을 하지 않는

학생인 경우 자녀는 가구소득에 아무런 영향을 미치지 않을 수 있다. 즉, 그 가구의 가구소득은 온전히 부모의 가구소득으로 측정되게 된다. 따라서 아동기 부모의 빈곤이 장기화 되어서 자녀가 성인이 되었을 때에도 여전히 빈곤한 것으로 파악되어, 아동기 빈곤이 연장된 상황으로 볼 수도 있을 것이다. 기존의 청년층(18~35)에 대한 연구에서도, 청년층이 경험하는 빈곤이 전체의 약 60%정도가 부모의 빈곤에 의한 것으로 나타난다(김수정, 2010). 이와 비슷한 맥락으로도 이해할 수 있을 것이다.

둘째, 만일 자녀가 교육과정을 모두 끝낸 뒤 일을 하며 부모와 함께 사는 경우를 가정한다면, 부모가 빈곤하여 자녀의 교육이나 건강 등 인적자본에 투자를 많이 하지 못해서 노동시장에 진입하여 일을 하더라도 벌어들이는 근로소득이 낮을 가능성이 있다. 뿐만 아니라 앞에서 살펴본바 분가하지 않은 경우가 분가한 경우에 비해 자녀의 연령이 평균 27세에 가까운 것으로 보았을 때, 노동시장 진입초기이기 때문에 자녀의 소득이 낮고 분가하지 않아 가구의 가구원수가 높아지면서 균등화된 가구소득이 낮아졌을 가능성이 있다.

셋째, 자녀가 노동시장에서 일을 하면서 혼인을 하였으나 분가를 하지 않은 경우 자녀의 혼인상태는 가구소득에 부적 영향을 미치는 것으로 나타난다. 자녀에게 배우자가 있을 때 자녀의 성인기 가구소득이 32%정도 감소하는 것으로 나타나는데, 이것은 자녀의 혼인상태가 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 분가한 경우에 대한 분석결과와 대조된다. 특히, 전체표본을 대상으로 하였을 때, 자녀의 혼인상태가 가구소득에 부적 영향을 미치는 것으로 나타난 것은 분가하지 않은 가구에서 나타나는 영향이 전체 표본을 대상으로 하는 결과에 나타났을 것으로 보인다. 이 경우 명확한 해석을 내리기는 어렵지만, 혼인을 하였음에도 분가를 하지 않는 경우 소득을 벌더라도 가구원수가 많기 때문에 가구소득이 낮게 나타나는 것일 수 있으며, 가구원수가 증가하였으나 가구소득이 이를 상쇄할 만큼 증가하지 않아 이와 같은 결과가 나타났을 가능성이 있다.

분가한 경우만을 대상으로 분석한 결과를 살펴보면, 가장 눈에 띄는 것은 회귀계수의 절댓값이 감소한 것이다. 분가하지 않은 경우는 [모형3]에서의 아동기 빈곤지위가 로그 가구소득에 직접적으로 미치는 영향이 -0.417로 나타났던 것에 비하여, 분가한 경우에는 -0.166으로 나타났다. 즉, 아동기에 비빈곤한 경우에 비해 빈곤한 경우 자녀의 성인기 가구소득이 16.6%정도 감소하는 것으로 나타났다. 이것은 전체표본을 대상으로 했을 때의 절댓값보다 작아, 분가표본만을 대상으로 했을 때 아동기 빈곤이 성인기 가구소득에 미치는 영향의 크기가 감소한 것으로 보인다. 그러나 여전히 아동기 가구배경의 특성과 관련된 변수들 중에서는 가장 큰 표준화 회귀계수를 보이고 있었으며($\beta = -0.115$), 통제변수가 단계별로 투입될 때마다 회귀계수가 감소하며 자녀의 현재 특성 변수들이 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 통제변수를 모두 투입한 모형에서의 독립변수의 회귀계수의 감소분(0.055)을 다른 통제변수들이 간접적으로 설명한 것으로 보인다.

통제변수들을 중심으로 살펴보면, 전체 표본을 대상으로 분석하였을 때 종속변수를 설명함에 있어 주요한 변수로 고려되었던 가구주의 교육연수 변수는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 특히 자녀의 아동기 배경으로부터 영향을 받는 자녀의 성인기 특성을 통제하기 이전의 [모형2]에서는 가구주 교육연수가 자녀의 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났으나($p < 0.01$), 그로부터 영향을 받는 자녀의 교육연수나 성인기 특성 변수들을 함께 통제하였을 때 더 이상 종속변수에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며 회귀계수 값도 감소한 것으로 나타났다. 이 결과는 기존의 연구결과에서 아동기 가구배경이 자녀의 교육, 건강 등을 통하여 자녀의 성인기 성취에 영향을 미친다는 기존의 연구결과들을 지지하는 것으로 볼 수 있다. 또한 전체표본에서 가구주의 교육연수가 통계적으로 유의한 정적영향을 미치는 것으로 나타난 것($B = 0.030, p < 0.001$)은 분가하지 않은 가구에서 가구주의

교육연수가 가구주의 소득이 포함되어 측정된 성인기 가구소득에 미치는 영향력이 반영된 결과로도 볼 수 있을 것이다.

그 외에 분석에 포함된 통제변수들은 대부분 전체표본을 대상으로 분석하였던 것과 동일한 방향으로 종속변수에 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 자녀가 여성일수록, 연령이 1세 증가할수록, 자녀의 교육연수가 1단위 증가할수록, 성인기 취업기간이 1%증가할수록 자녀의 성인기 가구소득도 증가하는 것으로 나타났으며 자녀의 건강상태가 1단위 증가할수록(건강상태가 나빠질수록) 자녀의 성인기 가구소득이 감소하는 것으로 나타났다. 자녀의 성인기 혼인상태는 종속변수인 소득에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다.

따라서, 분가여부를 고려하더라도 아동기 빈곤지위가 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 아동기 빈곤의 영향은 분가하지 않은 경우를 대상으로 분석하였을 때 회귀계수가 매우 크게 나타나고 있었다. 그러나 분가를 한 경우에도 아동기 빈곤이 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 부적 영향을 미치는 것으로 나타나, 분가여부에 상관없이 아동기 빈곤이 성인기 가구소득에 직접적으로 영향을 미쳐, 자녀의 성인기 가구소득능력에 일정부분 제약이 있을 가능성이 있는 것으로 보인다. 따라서 [연구가설1-1]을 지지하는 결과가 도출되었다고 할 수 있다. 20)

연구문제1에 대한 분석결과를 종합적으로 정리해보면 다음과 같다. 첫째, 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 부적영향을 미친다는 결과는 기존에 사회이동 연구나 소득 탄력성에 대한 연구에서 한국에서 사회이동이 활발하게 나타나고 있다는 주장과 다르게 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있을 가능

20) 이 외에도 남/여 성별차이에 따라서도 분석해보았지만 전체분석에서 나타난 결과와 동일한 것으로 나타나, 성별에 관계없이 아동기 빈곤이 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 뿐만 아니라, 성별 및 분가여부에 따라서 분석한 결과, 분가를 하지 않은 남성의 경우 아동기 빈곤이 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향이 매우 큰 것으로 나타났다. 분석결과는 부록의 <표3>를 통해서 확인할 수 있다.

성이 있음을 제시한다. 둘째, 아동기 가구배경과 관련된 변수들을 통제하고, 이에 영향을 받는 개인적 특성과 관련된 변수들을 통제하더라도 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이는 기존의 외국의 선행연구들과 동일하게 나타나는 결과이다(Corcoran, 1995; Corcoran and Adams, 1997; Haveman and Wolfe, 1994). 셋째, 아동기 가구배경 변수들을 함께 통제하여 아동기 빈곤의 영향력을 살펴본 모형에서는 부모 빈곤지위의 회귀계수가 -0.309 인 것에 비해 아동의 인적자본변수들을 통제하였을 시, 부모의 빈곤지위에 대한 회귀계수가 -0.278 로 감소하여 이 감소분을 인적자본투자와 관련된 자녀의 성인기 변수들이 설명을 한 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고 회귀계수는 0.031 정도밖에 차이가 나지 않아 인적자본투자와 다른 영향요인들에 빈곤이 영향을 미쳐 자녀의 성인기 가구소득에 영향을 미칠 가능성이 있는 것으로 나타난다. 이를 고려하였을 때, 부모의 빈곤이 자녀의 학력성취에 영향을 미쳐 성인기 가구소득에 영향을 미치긴 하지만, 이와 다른 변수들을 더 고려해야 할 필요성이 있음을 시사한다.

<표8> 아동기 부모의 빈곤지위가 자녀의 ln(성인기 가구소득)에 미치는 영향(분가여부고려)

변수	분가하지 않은 경우						분가한 경우					
	M1-1		M1-2		M1-3		M1-1		M1-2		M1-3	
	B(S.E)	β	B(S.E)	β	B(S.E)	β	B(S.E)	β	B(S.E)	β	B(S.E)	β
(상수)	8.414*** (0.254)		7.753*** (0.325)		7.421*** (0.370)		6.876*** (0.297)		6.528*** (0.321)		6.154*** (0.411)	
부모 빈곤지위 (1=빈곤)	-0.548*** (0.0992)	-0.309	-0.443*** (0.0948)	-0.250	-0.417*** (0.0868)	-0.236	-0.221*** (0.0586)	-0.153	-0.206*** (0.0674)	-0.143	-0.166*** (0.0623)	-0.115
가구주 성별			0.00489 (0.131)	0.002	0.0205 (0.131)	0.009		0.073	-0.246 (0.163)	-0.047	-0.0333 (0.149)	-0.006
가구주 연령			-0.0145*** (0.00529)	-0.131	-0.0122** (0.00508)	-0.109			0.0102** (0.00499)	0.099	0.00948** (0.00470)	0.092
부모 교육연수			0.0451*** (0.00751)	0.270	0.0431*** (0.00719)	0.258			0.0171** (0.00745)	0.107	0.0102 (0.00698)	0.064
가구주 취업기간			0.000272 (0.000791)	0.014	0.000188 (0.000743)	0.009			-0.000 (0.000784)	-0.007	-0.000969 (0.000787)	-0.056
한부모가족 경험여부 (1=한부모가 족)			-0.133 (0.120)	-0.072	-0.165 (0.119)	-0.089			0.0111 (0.0727)	0.007	0.0504 (0.0723)	0.031

아동기 거주지역 (1=중소도시)			-0.102** (0.0516)	-0.072	-0.0780 (0.0495)	-0.055			0.0146 (0.0445)	0.014	0.0155 (0.0413)	0.015
자녀 성별 (1=여성)	0.0699 (0.0441)	0.065	0.0719* (0.0417)	0.066	-0.0110 (0.0400)	-0.010	0.0728* (0.0414)	0.073	0.0657 (0.0415)	0.066	0.196*** (0.0411)	0.197
자녀 연령 ()	-0.0143* (0.00868)	-0.061	0.0131 (0.0107)	0.056	0.00145 (0.00992)	0.006	0.0335*** (0.00968)	0.153	0.0244** (0.0121)	0.111	0.0266** (0.0115)	0.121
자녀 교육연수					0.0358*** (0.0132)	0.113					0.0485*** (0.0129)	0.174
자녀 혼인상태 (1=배우자있 음)					-0.320** (0.156)	-0.077					-0.0626 (0.0632)	-0.043
자녀 취업기간					0.00347*** (0.000502)	0.265					0.00431*** (0.000543)	0.315
자녀 건강상태					-0.0461 (0.0340)	-0.049					-0.278** (0.109)	-0.129
n	597		597		597		546		546		546	
R ²	0.100		0.198		0.280		0.052		0.073		0.204	
Adjusted R ²	0.0958		0.186		0.264		0.0472		0.0572		0.185	
F	12.27***		9.763***		11.23***		11.40***		4.958***		10.43***	

* $p < .1$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

주 : 1) 괄호안은 Robust S.E임.

2. 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 빈곤지위에 미치는 영향

<연구문제1>에 대한 분석을 통해서 아동기 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 부적 영향을 미친다는 사실을 확인하였다. 특히나 아동기 가구배경과 아동기 빈곤으로부터 영향을 받으면서도 자녀의 성인기 성취에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 통제하였음에도 불구하고 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 직접적인 영향을 미치는 주요한 설명변수인 것으로 나타났다. 이렇듯 아동기 빈곤경험이 자녀의 성인기 가구소득을 감소시키는 방향으로 영향을 준다면, 아동기 빈곤경험이 자녀가 성인기에 빈곤해질 확률에도 영향을 줄 것인가? 먼저 아동기 부모의 빈곤지위에 따라서 자녀의 성인기 빈곤지위가 다르게 나타나는지 확인하고자 카이제곱검증을 실시한 뒤, 선형확률모형을 통하여 이를 검증하였다.

χ^2 검증 결과를 요약한 <표9>에 따르면, 결론적으로 아동기 빈곤지위에 따라 성인기 빈곤지위에 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타나($\chi^2=19.790$, $p<0.001$), [연구가설2-1]을 지지하는 결과도 출되었다. 구체적으로 살펴보면, 분석에 포함된 사례는 총 1,118명이었다. 그 중에서 아동기에 빈곤하지 않았던 사람은 982명이었으며, 아동기에 빈곤했던 사람은 136명인 것으로 나타나 아동기 빈곤이 측정된 사례 중 12.16%가 빈곤한 것으로 나타났다. 아동기에 빈곤하지 않았던 응답자 중 성인기에도 빈곤하지 않은 대상자는 962명(98.0%)인 것으로 나타났으며, 아동기에 빈곤하지 않았으나 성인기에 빈곤한 경우는 19명으로 아동기 빈곤하지 않았던 집단에서 약 2%정도를 차지하는 것으로 나타났다. 따라서 아동기에 빈곤하지 않았던 경우 성인이 되어서 빈곤하지 않은 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 반면, 아동기에 빈곤했던 집단의 경우 성인기에 빈곤하지 않은 집단에 속한 사람은 총124명(91.2%)이었으며, 성

인기 빈곤한 집단에 속한 사람은 총 12명으로, 아동기에 빈곤했던 집단의 약 8.8%정도를 차지하는 것으로 나타나 아동기에 빈곤하지 않았으나 빈곤한 경우에 속할 가능성보다는 매우 높게 나타났다. 그러나 아동기에 빈곤한 집단에 속했음에도 불구하고 성인기에 빈곤하지 않은 집단에 속하는 경우도 약 91%인 것으로 나타나 약 75% 정도가 아동기 빈곤으로부터 탈출하는 것으로 나타난 국외연구에서의 결과에 비해(Corcoran, 1995) 상당히 높은 탈출률을 보이는 것으로 나타났다.

<표9> 부모의 빈곤지위에 따른 자녀의 성인기 빈곤지위 카이제곱검증
(단위: 명(%))

		성인기 빈곤지위		계
		빈곤하지 않음	빈곤함	
아동기 빈곤지위	빈곤하지 않음	962(98.0)	20(2.0)	982(100)
	빈곤함	124(91.2)	12(8.8)	136(100)
χ^2		19.790***		

* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

카이제곱 검증을 통하여 부모의 빈곤지위에 따라 성인기 빈곤지위가 다르게 나타난다는 사실을 확인하였다. 그러나 앞의 검증만으로는 종속변수에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들이 통제되지 않았기 때문에 아동기 빈곤지위가 자녀의 성인기 빈곤지위에 미치는 영향을 파악하는데 있어 한계가 있다. 따라서 성인기 빈곤지위를 종속변수로 하여, 그에 영향을 미칠 수 있는 변수들과 함께 부모의 빈곤지위의 영향을 검증해 보고자 선형확률모형을 통해 분석을 실시하였다. 분석결과는 다음 <표10>과 같다.²¹⁾

21) 본 연구문제에 대하여 선형확률모형으로 추정해보는 것과 함께 로지스틱 회귀분석도 함께 실시하여 두 결과를 비교해 보았다. 그 결과, 로지스틱 회귀분석에서도 선형확률모형에서의 분석결과와 유사한 결과를 보이는 것으로 나타났다. 로지스틱 회귀분석을 통한 검증결과는 부록의 <표4>을 통해 확인할 수 있다.

먼저, 부모 빈곤지위와 자녀의 성별 및 연령변수만을 투입한 결과, 부모가 빈곤했던 집단이 비빈곤했던 집단에 비해 성인기에도 빈곤할 확률이 6.8%증가하는 것으로 나타났으며, 이는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($p < 0.001$). [모형2-2]에서 아동기 가구배경변수들을 추가적으로 통제하였을 때에도 부모가 빈곤했을수록 자녀도 빈곤해질 확률이 6.3%증가하는 것으로 나타났다. 자녀의 성인기 성취에 주요한 영향을 미치는 다른 통제변수들을 모두 투입한 모형에서도 부모가 빈곤했던 집단이 비빈곤했던 집단에 비해 성인기에 빈곤해질 확률이 5.8% 높아지는 것으로 나타났다. 이 수치는 첫 모형에서 보다는 확률이 1%p 감소한 것으로 나타났으며, [모형2-2] 보다는 0.5%p 감소한 것으로 나타났다. 특히, 빈곤의 전체적 영향을 나타내는 6.3%에 비하여 감소한 0.5%p는 [모형2-3]에서 통제된 인적자본 변수들이 성인기 빈곤지위에 간접적으로 영향을 미친 결과라고 할 수 있을 것이다. 이와 같은 결과는 아동기에 경험한 빈곤이 자녀의 여러 가지 특성들을 통제하였을 때에도 자녀의 성인기 빈곤에 주요한 영향을 주는 요인이면서, 동시에 다른 통제변수들을 통해서도 간접적으로 자녀의 성인기 빈곤가능성을 높일 수 있다는 사실을 보여 준다.

부모의 빈곤지위 변수 외에도 자녀의 연령이 증가할수록 자녀가 빈곤해질 확률이 1.1% 감소하는 것으로 나타났으며, 성인기 취업기간도 미미하지만 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 혼인상태 변수 또한 종속변수에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 자녀에게 배우자가 있는 경우가 없는 경우에 비해 성인기에 빈곤해질 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 이와 같은 결론은 기존의 연구에서 자녀가 기혼일수록 빈곤할 확률이 감소하는 것과는 다른 결과라고 할 수 있다(이상은, 2008; 김수정, 2010). 본 연구에서의 결과가 이렇게 나타난 이유는 [연구가설1]에서도 지적했던 바와 같이, 본 연구의 표본상의 특징이 반영된 결과일 수 있다. 즉, 기존의 연구에서는 원가구로부터 독립한 경우만을 분석대상으로 하였을 때 혼인이 빈곤

가능성을 낮추는 것으로 나타난다. 이는 분가한 가구주인 경우만을 대상으로 하였을 때 단독가구보다는 소득이 늘어나는 방향으로 영향을 미쳐 빈곤을 감소시키는 방향으로 영향을 미치는 것으로 해석되어왔다(김수정, 2010). 그러나 본 연구에서는 분가하지 않았으나 배우자가 있는 경우를 포함하고 있는데, 결혼으로 인해 가구원수가 증가하면서 가구균등화 소득이 감소하여 빈곤해질 가능성을 높이는 방향으로 영향을 미칠 가능성 또한 배제할 수 없다.

정리하자면, 전체 표본을 대상으로 선형확률모형을 통해 분석한 결과 부모가 비빈곤했던 경우에 비해 빈곤했던 경우 자녀도 성인기에 빈곤을 경험할 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 특히 다른 통제변수들을 추가적으로 포함하여 분석하였을 때에도 부모의 빈곤이 자녀의 빈곤에 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타나, 아동기 빈곤이 가구소득을 감소시키는 것뿐만 아니라 자녀의 성인기 빈곤지위에도 직접적인 영향을 미치고 있을 가능성이 높은 것으로 나타났다.

<표10> 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향

변수	[모형2]					
	M2-1		M2-2		M2-3	
	B	S.E	B	S.E	B	S.E
(상수)	0.228***	0.059	0.227**	0.073	0.321***	0.086
부모 빈곤지위 (1=빈곤)	0.068***	0.015	0.063***	0.016	0.058***	0.016
가구주 성별 (1=여성)			-0.002	0.031	0.018	0.032
가구주 연령			0.001	0.001	0.001	0.001
부모 교육연수			-0.003	0.002	-0.003	0.002
가구주 취업기간			0.000	0.000	0.000	0.000
한부모가족경험 여부 (1=한부모가족)			0.028	0.020	0.025	0.020
아동기 거주지역 (1=중소도시)			0.014	0.012	0.006	0.012
자녀 성별(1=여성)	-0.007	0.010	-0.006	0.010	-0.012	0.010
자녀 연령	-0.007***	0.002	-0.008***	0.002	-0.011***	0.003
자녀 교육연수					-0.002	0.003
자녀 혼인상태 (1=배우자있음)					0.043***	0.012
자녀 취업기간					0.000**	0.000
자녀 건강상태					0.009	0.011
n	1118		1118		1118	
R ²	0.029		0.038		0.057	
Adj. R-squared	0.026		0.030		0.046	
F	10.973***		4.887***		5.174***	

*p < .1 ** p < .05 *** p < .01 **** p < .001

이와 같이 전체 표본을 대상으로 하였을 때 아동기 빈곤이 성인기 빈곤지위에 통계적으로 유의한 영향을 미쳐 아동기에 빈곤했을수록 성인기에도 빈곤할 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 그러나 본 연구의 연구대상이 되는 전체표본의 특성상 분가하지 않은 자녀의 경우 부모의 소득 및 가구원수가 종속변수의 측정에 반영되었을 가능성이 있다. 따라서 이를 고려하여 검증해 보기 위해 앞의 연구문제에서 분석했던 것과 동일하게 분가여부에 따라 집단을 나누어 추가적인 분석을 실시하였다. 분석결과는 다음 <표11>와 같다.

분석결과, 분가여부에 따라 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향이 다르게 나타났다. 분가하지 않은 집단만을 대상으로 분석한 경우에는, 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 빈곤지위에 통계적으로 매우 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. [모형2-1]에서는, 부모가 비빈곤했던 경우에 비해 빈곤했던 경우 자녀가 빈곤할 확률이 10%증가하는 것으로 나타났다. 이후 아동기 가구배경 변수와 자녀의 성인기 특성과 관련된 통제변수들을 모두 통제하였을 경우에도 부모가 비빈곤했던 경우에 비해 빈곤했던 경우 자녀도 빈곤해질 확률이 9.4%정도 높아지는 것으로 나타나, 전체 표본을 대상으로 했던 때에 비해 확률이 3.6%p 높아지는 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 가구주의 취업기간이 늘어날수록, 한부모가족을 경험하였을수록, 아동기 거주지역이 중소도시였을수록 빈곤할 가능성이 높아지는 것으로 나타났으며, 자녀의 특성과 관련된 변수에서도 성인기에 배우자가 있을수록, 취업기간이 감소할수록 자녀가 빈곤해질 확률이 높아지는 것으로 나타나 분석에 포함된 통제변수들이 대부분 종속변수에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

그렇다면 분가하지 않은 가구에서 이렇게 상당히 높은 수준의 빈곤의 세대 간 이전이 나타날 확률을 보이는 이유는 무엇일까? 분가하지 않은 가구에서 자녀의 상황은 대략 두 가지 정도를 생각해볼 수 있다. 첫째, 자녀가 원가구로부터 분가하지도 않고, 경제활동에도 참여하지 않고 있는 상황이다. 이 경우, 종속변수인 자녀의 성인기

빈곤지위는 부모의 경제적 능력에 의해서 결정되게 되므로, 결국 성인기 빈곤지위는 부모의 빈곤지위라고 할 수 있다. 즉, 아동기 부모의 빈곤했던 상황이 장기적으로 이어져 자녀가 성인기가 되었을 때에도 빈곤상태에 머무르고 있을 가능성이 있다고 볼 수 있다. 이와 달리, 자녀가 일을 하고 있음에도 불구하고 부모의 빈곤이 자녀의 빈곤으로 이어지고 있다면 이것은 자녀가 일을 하더라도 가구소득의 증가에 큰 영향을 미치지 못하여 지속적인 빈곤상태에 머물고 있을 가능성이 있다. 따라서 자녀의 취업상태를 고려하여 분석해본 결과, 분가하지 않은 가구의 자녀면서 성인으로 관측된 기간 동안 단 한번이라도 일을 하지 않은 경우, 부모가 빈곤했을수록 자녀가 빈곤할 가능성이 20%이상 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 자녀가 취업을 하여 일을 하고 있을 때를 고려하면, 부모가 빈곤했을수록 자녀도 빈곤할 확률이 3%정도 증가하는 것으로 나타나 자녀가 경제활동에 참여하지 않을 때보다 그 확률이 많이 감소하는 것을 볼 수 있다. 즉, 자녀도 경제활동에 참여하면서 소득이 상당히 늘어나는 것이다. 그러나 여전히 부모의 빈곤이 자녀의 빈곤에 영향을 미치는 것으로 나타나 자녀가 경제활동에 참여하여 소득을 벌더라도 근로소득이 크게 늘지 않아 가구의 빈곤상태가 지속되고 있을 가능성이 높은 것으로 보인다.

분가하지 않은 경우에 비해 분가한 경우에 대한 분석결과는 매우 다른 양상을 보였다. 분석한 모형들은 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나($p < 0.01$), 모형에서 고려된 대부분의 변수들이 성인기 빈곤에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 독립변수인 부모의 빈곤지위는 부모가 비빈곤한 경우에 비해 빈곤했을 경우 자녀가 빈곤을 경험할 확률이 높아질 가능성이 있는 것으로 나타났으나, 이는 통계적으로 유의하지 않았다($p > 0.05$). 또한 다른 통제변수들도 대부분 통계적으로 유의하지 않은 영향을 미치는 것으로 나타났으며 자녀의 연령변수만이 유일하게 자녀의 빈곤 확률을 감소시키는 방향으로 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표11> 분가여부에 따른 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향

변수	분가하지 않은 경우						분가한 경우					
	M2-1		M2-2		M2-3		M2-1		M2-2		M2-3	
	B	S.E	B	S.E	B	S.E	B	S.E	B	S.E	B	S.E
(상수)	0.125 ⁺	0.072	0.037	0.091	0.090	0.099	0.549 ^{***}	0.111	0.615 ^{***}	0.129	0.587 ^{**}	0.179
부모 빈곤지위 (1=빈곤)	0.100 ^{**}	0.019	0.099 ^{***}	0.020	0.094 ^{***}	0.020	0.031	0.024	0.024	0.026	0.019	0.027
가구주 성별			-0.002	0.033	-0.010	0.033						
가구주 연령			0.003 [*]	0.001	0.002 ⁺	0.001			0.001	0.002	0.001	0.002
부모 교육연수			-0.002	0.002	-0.002	0.002			-0.004	0.003	-0.004	0.003
가구주 취업기간			0.000 [*]	0.000	0.000 [*]	0.000			0.000	0.000	0.000	0.000
한부모가족 경험여부 (1=한부모가족)			0.046 ⁺	0.027	0.059 ⁺	0.027			0.007	0.029	0.005	0.029
아동기 거주지역 (1=중소도시)			0.034 [*]	0.015	0.027 ⁺	0.015			-0.015	0.019	-0.017	0.019
자녀 성별(1=여성)	-0.015	0.012	-0.016	0.012	-0.002	0.012	-0.007	0.017	-0.007	0.017	-0.020	0.018
자녀 연령	-0.004	0.003	-0.006 [*]	0.003	-0.005 ⁺	0.003	-0.017 ^{***}	0.004	-0.018 ^{***}	0.004	-0.019 ^{***}	0.005
자녀 교육연수					-0.003	0.004					-0.003	0.005
자녀 혼인상태 (1=배우자있음)					0.127 ^{**}	0.038					0.012	0.031
자녀 취업기간					-0.001 ^{***}	0.000					0.000 ⁺	0.000
자녀 건강상태					0.000	0.010					0.051	0.051
n	610		610		610		508		508		508	
R ²	0.049		0.077		0.119		0.046		0.051		0.055	
Adjusted R ²	0.044		0.063		0.099		0.040		0.036		0.031	
F	10.415 ^{***}		5.575 ^{***}		6.175 ^{***}		8.073 ^{***}		3.335 ^{**}		2.277 ^{**}	

⁺p< .1 * p< .05 ** p< .01 *** p< .001

이렇듯 분가를 한 경우만을 대상으로 분석할 때, 자녀의 소득은 부모의 소득에 의한 가구소득에의 영향력이 거의 반영되지 않고 측정되어 자녀가구의 가구소득을 보다 명확히 파악할 수 있다는 장점이 있다. 그렇다면 분가가구에서 빈곤의 세대 간 이전이 나타나지 않는 것은 한국에서 빈곤의 세대 간 이전이 나타나지 않는 증거로 해석해야 할까?

그와 같은 해석을 하기 이전에, 빈곤지위의 측정과 관련된 사항을 고려해보아야 한다. 즉, 분가여부가 성인기 빈곤지위의 측정에 영향을 주었을 가능성이 있다는 것이다. 빈곤지위의 측정에 영향을 미치는 요인에는 2가지가 있다. 첫째, 분가가구의 가구원수로 인한 영향이다. 즉, 소득수준은 크게 변화하지 않았으나 원가구로부터 분가함으로써 가구원수가 줄어들어 균등화된 가구소득은 높아지면서 빈곤하지 않은 것으로 나타났거나, 둘째로, 분가를 하면서 실제로도 소득수준이 높아지면서 빈곤을 탈출하게 된 경우가 존재할 수 있다. 따라서 이것이 가구원수의 감소로 인한 효과인지, 혹은 가구소득의 증가로 인한 효과인지를 알아보기 위하여 분가한 가구가 분가하지 않았다고 가정하였을 때의 균등화가구소득을 통해 분가가구에 대한 빈곤지위를 재구성하여 동일한 분석을 시행하였다²²⁾. 분석결과는 다음 <표12>과 같다.

분가가구의 자녀가 분가하지 않았음을 가정하고 분석한 모형에서는, 총 546명에 대하여 분석을 실시하였다. 분석결과, 아동기 빈곤지위는 자녀의 성인기 빈곤지위에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.²³⁾ [모형2-1]에서는 아동기에 빈곤했을수록 성인기

22) 즉, 전체분석에서 분가한 가구만을 대상으로 이들의 원가구원수와 원가구소득을 구성하여 분가한 가구의 가구원수와 가구소득을 합하여 이들이 분가하지 않았을 상황을 가정한 가구원수 및 가구소득을 새롭게 구성하였다. 이를 바탕으로 분가한 가구가 분가하지 않았음을 가정하여 성인기 빈곤지위를 측정하였다.

23) 본 모형에 대한 LPM을 활용한 분석과 로지스틱 회귀분석을 통하여 분석을 비교해본 결과 LPM에서는 0.05수준에서 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으나 로지스틱 회귀분석결과에서는 유의수준 0.1에서 유의한 것으로 나타났다. 따라서 결과해석 시 이를 유의해야 할 것이다. 로지스틱 회귀분석에 의한 결과는 부록의 <표7>를 통하여 확인할 수 있다.

에도 빈곤할 확률이 3.5%증가하는 것으로 나타났는데, 이후 아동기 가구배경과 자녀의 성인기 특성을 통제하였을 때에도 아동기에 빈곤했을수록 성인기에도 빈곤할 확률이 3.3%높아지는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과를 통하여 부모의 빈곤이 성인기 빈곤에 영향을 미치고 있음에도 불구하고 분가한 가구에 대해서는 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 이유를 유추해 볼 수 있다. 즉, 분가를 하면서 소득이 상승하여 더 이상 빈곤하지 않은 것으로 나타난 것으로 보기 보다는, 분가를 함으로서 줄어든 가구원수의 영향으로 인해 균등화 가구소득이 높아져 빈곤을 탈출한 것으로 측정된 것일 가능성이 크다. 따라서 부모의 빈곤지위는 자녀가 분가를 하더라도 성인기 빈곤지위에 영향을 미칠 가능성이 높아, [연구가설 2-2]의 가설대로 부모가 빈곤할수록 자녀가 빈곤할 확률이 높아진다고 할 수 있을 것이다.

한편, 분가가구의 소득이 상당히 늘어났을 가능성도 있는데, 이는 <표11>에서 분가하지 않은 경우에 대한 부모 빈곤지위의 영향력과, 분가한 가구가 분가하지 않았음을 가정하였을 때 나타난 부모의 빈곤지위의 영향력의 차이에 대한 비교를 통하여 알 수 있다. 분가하지 않은 가구에 대한 분석에서는 부모가 빈곤했을수록, 빈곤하지 않았던 집단보다 성인기에 빈곤해질 확률이 9.9%증가하는 것으로 나타난다. 그러나 분가한 가구가 분가하지 않았음을 가정하였을 때에는 부모가 빈곤했던 집단이 빈곤하지 않았던 집단에 비해 자녀가 성인기에 빈곤할 확률이 3.3%증가하는 것으로 나타나 그 영향력에 상당한 차이가 있음을 볼 수 있다. 즉, 분가를 하여 독립해 나간 자녀가구의 경우 가구원수가 줄어든 영향도 있지만 분가하지 않은 가구의 자녀에 비해 높은 소득을 벌어들이고 있을 가능성이 있다.

이를 종합적으로 보았을 때 첫째, 부모의 빈곤이 자녀의 빈곤에 영향을 미쳐 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있는 것으로 분석되었다. 이와 같은 결과는 국외 선행연구들에 비하여 사회이동이 활발하게 나타나고, 부모세대의 소득이 자녀세대의 소득에 미치는 영향

이 낮게 나타나 한국에서의 사회이동은 활발하게 나타난다는 기존의 전반적인 사회이동과 관련된 연구들과는 다른 연구결과라고 할 수 있다. 이와 같은 연구결과는 앞서서도 다루었듯이, 기존의 사회이동 연구에서 소득하위계층이 제대로 다루어지지 않았을 가능성이 있기 때문이라고 볼 수 있으며, 따라서 빈곤의 세대 간 이전에 초점을 맞춘 연구들이 지속적으로 이루어져야 할 필요성을 보여준다고 할 수 있다.

둘째, 분가하지 않은 가구에 비해 분가한 가구의 경우, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 그러나 분가한 가구가 분가하지 않았을 상황을 가정하고 분석한 경우 아동기 빈곤이 성인기 빈곤에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 분가한 가구에서 부모의 빈곤이 자녀의 빈곤에 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 이유는 이들의 소득능력이 향상되어 빈곤을 탈출한 것으로 나타난 것이 아니라 분가를 하면서 가구원수가 감소하여 균등화된 가구소득이 높아진 결과가 영향을 미친 것일 수 있다. 그러나 분가하지 않은 경우에서 부모가 빈곤했을수록 자녀가 빈곤할 확률이 9%정도 상승하는 것에 비해, 분가하지 않았을 상황을 가정하고 분석한 경우 부모가 빈곤했을 때 자녀가 빈곤해질 확률이 3% 상승하는 것으로 나타나, 자녀가 분가한 경우 상당한 소득능력의 향상도 함께 나타났을 가능성이 있다.

셋째, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향이 자녀의 인적자본과 관련된 변수들을 통제하였을 때에도 통계적으로 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타난다. 특히, 전체표본을 대상으로 분석한 결과를 보면 [모형2-2]에서 부모가 빈곤할 때 자녀가 빈곤할 확률이 6.4% 증가하는 것으로 나타나다가, 인적자본변수들을 통제한 [모형2-3]에서는 5.8%정도 증가하는 것으로 나타난다. 이와 같은 결과는 부모의 빈곤지위가 자녀의 인적자본에 영향을 미쳐 간접적으로 자녀의 성인기 빈곤에 영향을 미치기도 하지만, 인적자본이 아닌 또 다른 변수들의 영향력이 고려되어야 할 필요성을 제기한다고 할

수 있다. 이와 같은 연구결과는 국내에서 이루어진 연구결과에 새로운 시사점을 준다. 이상은(2008)의 연구에서는, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는데, 자녀의 교육연수를 통제하였을 때에는 전혀 영향을 미치지 않는 것으로 나타나다가, 교육연수를 제외하였을 때에는 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 것으로 나타나 한국에서 빈곤의 세대간 이전이 인적자본이론에 근거하여 나타나고 있을 가능성을 제시하면서, 모형에 자녀의 교육과 관련된 변수를 포함하는 것은 한국에서 나타나는 빈곤의 세대간 이전효과를 제대로 보지 못한다고 주장하였다. 그러나 본 연구에서 분석한 결과 빈곤의 세대 간 이전은 자녀의 교육변수를 통제하더라도 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있는 것으로 나타났다. 따라서 자녀의 인적자본변수뿐만 아니라 여타 다른 이론들에서 설명되는 변수들을 함께 고려해야 할 필요성을 제기한다.

<표12> 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향

변수	분가가구가 분가하지 않았을 상황을 가정					
	M2-1		M2-2		M2-3	
	B	S.E	B	S.E	B	S.E
(상수)	0.132*	0.055	0.130*	0.063	0.108	0.080
부모 빈곤지위 (1=빈곤)	0.035**	0.012	0.034**	0.013	0.033*	0.013
가구주 성별 (1=여성)			-0.017	0.045	-0.036	0.046
가구주 연령			-0.001	0.001	-0.001	0.001
부모 교육연수			0.000	0.001	0.000	0.001
가구주 취업기간			-0.000	0.000	0.000	0.000
한부모가족경험여부 (1=한부모가족)			-0.001	0.014	-0.003	0.014
아동기 거주지역 (1=중소도시)			0.017 ⁺	0.009	0.018 ⁺	0.009
자녀 성별(1=여성)	-0.006	0.008	-0.005	0.008	-0.008	0.009
자녀 연령	-0.004	0.002	-0.003	0.002	-0.002	0.002
자녀 교육연수					-0.016	0.013
자녀 혼인상태 (1=배우자있음)					-0.002	0.002
자녀 취업기간					0.000	0.000
자녀 건강상태					0.021	0.018
n	546		546		546	
R ²	.027		.035		.044	
Adj. R-squared	.022		.019		.021	
F	4.999**		2.162*		1.898*	

⁺p< .1 * p< .05 ** p< .01 *** p< .001

3. 부모의 빈곤심도가 자녀의 빈곤에 미치는 영향

지금까지 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는지에 대하여 살펴보았다면, 다음으로 부모의 빈곤심도가 자녀의 빈곤에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 먼저 종속변수로 자녀의 로그 성인기 가구소득 평균을 두고 다중회귀분석을 실시하여 부모의 빈곤심도가 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향을 살펴보고, 다음으로 아동기 빈곤심도가 자녀의 성인기 빈곤지위에 미치는 영향을 살펴보고자 선형확률모형을 통해 분석을 실시하였다.

1) 부모의 빈곤심도가 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향

본 연구의 <연구문제3>인 부모의 빈곤심도가 자녀의 빈곤에 영향을 미칠 것인지 살펴보기 위하여, 로그 성인기 가구소득 평균을 종속변수로 하여 다중회귀분석을 실시하였다. 모형에 포함된 부모의 빈곤심도는 아동기 비빈곤층을 기준집단으로 극빈층($0 \leq$ 아동기 욕구소득비 평균 < 0.5) 및 일반빈곤층($0.5 \leq$ 아동기 욕구소득비 평균 < 1) 변수를 더미변수로 만들어 분석에 포함하였다. 분석결과 세 모형은 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며($p < 0.001$), 구체적인 분석결과는 다음 <표13>와 같다.

[모형3-1]에서 부모의 빈곤심도가 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향을 살펴 본 결과, 기준집단인 비빈곤집단에 비해 아동기 부모가 극빈층에 속했거나 일반빈곤층에 속했던 경우 자녀의 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다($p < 0.001$). 부모가 비빈곤층에 속한 집단에 비해 극빈층에 속했을 경우 자녀의 성인기 가구소득이 32.5% 감소하는 것으로 나타났으며, 일반빈곤층은 비빈곤층에 비해 자녀의 성인기 가구소득이 39.1% 감소하는 것으로 나타났다. 그러나 극빈층인 경우와 일반빈곤층인 경

우의 계수차이는 0.066정도로 크게 차이나지 않는 것으로 나타났다.

아동기 빈곤지위 외에 아동의 빈곤에도 영향을 미치며 성인기 성취에도 영향을 미칠 수 있는 아동기 가구배경변수들을 함께 통제한 [모형3-2]에서도, 아동기 빈곤심도를 나타내는 변수들은 종속변수에 통계적으로 유의한 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 앞의 [모형3-1]에서보다 계수의 절댓값이 많이 감소한 것으로 나타났다. 비빈곤층에 비해 극빈층에 속했을수록 자녀의 성인기 가구소득이 26.2%감소하는 것으로 나타났으며, 일반빈곤층에 속한 경우는 32.1% 감소하는 것으로 나타났다. 이 외에 모형에 포함된 아동기 가구배경변수들 중에서는 가구주의 교육연수가 자녀의 성인기 가구소득을 설명하는 주요한 변수인 것으로 나타났다.

[모형3-3]에서는 아동기 가구배경에 의해 영향을 받을 받아 자녀의 성인기 가구소득에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 함께 통제하였다. 그 결과, 부모의 빈곤심도와 관련된 변수들의 회귀계수 절댓값이 감소하긴 했지만 [모형3-1]에서의 결과와 동일하게 자녀의 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 아동기에 극빈층에 속했을수록 성인기 가구소득이 23%정도 감소하는 것으로 나타났으며, 아동기 비빈곤층에 비해 일반빈곤층에 속했을수록 자녀의 성인기 가구소득이 28.9%정도 감소하는 것으로 나타났다. 두 회귀계수 간 차이는 0.059정도로 [모형3-1]에서의 차이보다는 줄어든 것으로 나타났으나 여전히 두 회귀계수의 차이는 미미한 것으로 나타났다.

나아가 두 회귀계수의 차이가 통계적으로 유의한지 검증해보기 위하여 두 변수에 대한 점추정치의 95%신뢰구간을 비교해 보았다. 두 점추정치에 대한 95%신뢰구간이 50%이상 중첩되지 않을 때, 두 추정치의 평균이 같지 않을 것이라고 판단할 수 있으나, 두 점추정치간의 신뢰구간이 서로 50%이상 중첩되거나 한 추정치에 대한 신뢰구간이 다른 추정치의 신뢰구간을 포함한다면 이는 두 점추정치가 서로 다르지 않다고 결론내릴 수 있다(Zechmeister & Posavac,

2003). 두 점 추정치의 95% 신뢰구간을 파악한 결과, 극빈층의 95% 신뢰구간은 -0.442~-0.007, 일반빈곤층의 신뢰구간은 -0.403~-0.175로 두 점 추정치의 95%신뢰구간이 50%이상 중첩되는 것으로 나타났다. 따라서 두 회귀계수간의 차이는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

통제변수로 포함된 변수들은 앞의 분석과 유사한 결과를 나타냈는데, 아동기 가구주의 교육연수는 자녀와 관련된 통제변수들을 투입하였을 때 회귀계수의 절댓값이 감소하였으나, 여전히 종속변수에 통계적으로 유의한 정적영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 [모델 3-1]에서 포함된 다른 아동기 가구배경 변수들은 종속변수에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며, 자녀의 성인기 특성변수들이 종속변수에 큰 영향을 미치는 주요한 변수인 것으로 파악되었다. 그러나 아동기 가구배경 변수들에 의해 영향을 받을 수 있는 자녀의 특성과 관련된 통제변수들을 투입하였을 때 아동기 가구배경 변수들의 회귀계수 값이 감소한 것으로 보아 아동기 가구배경 변수들이 자녀의 성인기 성취와 관련된 변수들 간에 밀접한 관련이 있을 가능성이 있다. 따라서 아동기 가구배경 변수들이 자녀의 성인기 가구소득에 통계적으로 유의하지 않은 영향을 미치는 것처럼 나타났으나 자녀의 현재 특성에 영향을 주어 간접적으로 영향을 미쳤을 가능성이 있음을 유의해야 한다.

요약하자면 <표13> [모형3-3]에서 아동기 가구배경 변수 및 통제변수를 포함하였을 때에도, 아동기 극빈층, 및 일반빈곤층이 종속변수에 통계적으로 유의한 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 두 회귀계수 간 차이는 미미한 것으로 나타났으며 결론적으로 부모가 극빈층일수록 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향이 일반빈곤층인 경우보다 더 클 것이라는 [연구가설 3-1]을 지지할만한 결과를 도출하지 못하였다고 할 수 있다.

<표13> 아동기 빈곤심도가 자녀의 ln(성인기 가구소득)에 미치는 영향

변수	모형3					
	M3-1		M3-2		M3-3	
	B(S.E)	β	B(S.E)	β	B(S.E)	β
(상수)	7.936*** (0.186)		7.369*** (0.220)		6.849*** (0.254)	
극빈층	-0.325*** (0.116)	-0.092	-0.262** (0.114)	-0.074	-0.230** (0.108)	-0.065
일반빈곤층	-0.391*** (0.0609)	-0.0223	-0.321*** (0.0627)	-0.183	-0.289*** (0.0579)	-0.165
가구주 성별(1=여성)			-0.0641 (0.0931)	-0.023	-0.119 (0.0945)	-0.043
가구주 연령			-0.00166 (0.00390)	-0.016	-0.00163 (0.00382)	-0.015
부모 교육연수			0.0323*** (0.00541)	0.198	0.0270*** (0.00519)	0.166
가구주 취업기간			0.000177 (0.000551)	0.009	-0.000144 (0.000541)	-0.008
한부모가족 경험여부 (1=한부모가족)			-0.0623 (0.0656)	-0.036	-0.0379 (0.0646)	-0.022
아동기 거주지역 (1=중소도시)			-0.0314 (0.0350)	-0.026	-0.0158 (0.0339)	-0.013
자녀 성별(1=여성)	0.0606** (0.0302)	0.058	0.0545* (0.0295)	0.053	0.0702** (0.0283)	0.068
자녀 연령	0.000731 (0.00622)	0.003	0.0105 (0.00778)	0.049	0.0120 (0.00769)	0.057
자녀 교육연수					0.0405*** (0.00962)	0.136
부모 혼인상태 (1=배우자있음)					-0.132*** (0.0323)	-0.126
부모 취업기간					0.00309*** (0.000367)	0.236
자녀 건강상태					-0.0933*** (0.0323)	-0.082
n	1,142		1,142		1,142	
R ²	0.058		0.102		0.186	
Adjusted R ²	0.0549		0.0942		0.176	
F	12.26***		8.644***		12.54***	

* $p < .1$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

2) 부모의 빈곤심도가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향

앞의 분석을 통해서 아동기 빈곤심도가 자녀의 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 빈곤심도에 따라서 성인기 가구소득에 미치는 영향에 대한 차이는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 다음으로, 아동기 빈곤심도가 자녀의 성인기 빈곤지위에 미치는 영향을 검증해 보고자 선형확률모형을 통하여 분석하였다. 구체적인 결과는 다음 <표14>와 같다.

먼저 아동기 빈곤심도와 자녀의 성별 및 연령을 통제한 [모형4-1]에서는, 통계적 유의미성은 낮은 것으로 분석되었지만 아동기 비빈곤층에 비해 극빈층에 속할수록 자녀도 빈곤한 집단에 속할 확률이 6.3% 높아지는 것으로 나타났다. 또한 일반빈곤층에 속하는 경우에도 성인기에 빈곤할 확률이 6.9% 높아지는 것으로 나타났다.

아동기 가구배경 변수들과 자녀의 성별 및 연령을 통제한 모형에서는, 아동기 극빈층 및 일반빈곤층 변수가 성인기 빈곤지위에 통계적으로 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 아동기 비빈곤층에 속한 경우에 비해 극빈층에 속한 경우 성인기 자녀가 빈곤해질 확률은 6% 높은 것으로 나타났으며, 아동기 비빈곤층에 속했던 경우에 비해 일반빈곤층에 속한 경우 성인기에 빈곤해질 확률이 6.4% 증가하는 것으로 나타났다. 그 외에도, 미미하지만 아동기 가구주의 교육연수가 높아질수록 자녀가 성인기에 빈곤할 가능성이 0.3% 감소하는 것으로 나타났으며, 자녀의 연령이 증가할수록 자녀가 성인기에 빈곤할 확률이 감소하는 것으로 나타났다.

아동기 가구배경 변수들에 의해 영향을 받을 수 있는 자녀의 성인기 특성 및 인적자본 변수를 통제한 [모형4-3]에서는, 아동기 극빈층 변수는 회귀계수 값이 양수로 나타나 자녀의 성인기 빈곤지위를 높일 것으로 나타났으나 종속변수에 더 이상 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그러나 일반빈곤층 변수는 여전히 자녀의 성인기 빈곤가능성에 통계적으로 유의한 정적영향을 미

치는 변수인 것으로 나타났다. 아동기 비빈곤층에 속했던 경우에 비해 일반빈곤층에 속한 경우 자녀가 성인기에 빈곤해질 확률이 5.9% 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 제한적으로나마 아동기 빈곤심도가 자녀의 성인기 빈곤지위에 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 이와 함께, 극빈층과 일반빈곤층에 대한 회귀계수의 차이가 통계적으로 유의한지 검증하기 위해 각 회귀계수의 점추정치에 대한 95% 신뢰구간의 차이를 파악해 보았다. 그 결과, 극빈층의 95%신뢰구간은 $-0.012 \sim 0.120$, 그리고 일반빈곤층의 95% 신뢰구간은 $0.025 \sim 0.094$ 로 두 회귀계수간 점 추정치에 대한 95%신뢰구간이 50% 이상 중첩되는 것으로 나타나 두 변수의 계수차이가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

통제변수들 중에서는 [모형4-2]에서 유의했던 가구주의 교육연수 변수가 더 이상 종속변수에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타나 [모형4-3]에서 추가로 통제한 변수들이 그 영향을 간접적으로 설명한 것으로 보인다. 자녀의 연령, 및 성인기 혼인상태, 취업기간변수가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 그 결과는 앞의 [연구문제 2]에서 다룬 결과와 유사한 것으로 나타났다.

결론적으로, 부모의 빈곤심도가 자녀의 빈곤지위에 제한적이지만 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으나 극빈층 및 일반빈곤층의 회귀계수의 차이는 미미한 것으로 나타났으며 두 계수간 차이는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 [연구가설3-2]의 부모가 극빈층일수록 자녀의 성인기 빈곤지위에 미치는 영향이 일반빈곤층의 영향에 비해 더 클 것이라는 연구가설을 지지하는 결과는 도출되지 않았다.

그렇다면 한국에서는 빈곤심도에 따라 자녀의 발달이나 성인기 성취에 미치는 영향이 다르지 않은 것으로 나타난 이유는 무엇일까? 이 결과를 해석함에 있어 몇 가지 고려해야 할 사항이 있다.

첫째로, 본 연구의 분석대상이 청년층이어서 발생하는 문제가 있

을 수 있다. 청년기는 학교로부터 노동시장으로 이행해가는 주요한 시기로, 일자리를 탐색해 나가는 과정이라는 특성으로 인해 잦은 이직과 낮은 임금을 경험할 가능성이 높다(Bratberg and Nilsen, 1998; 변금선, 2013). 따라서 특히 20대 중후반의 청년의 경우 노동시장에 막 진입한 상태로 이와 같은 특성이 두드러지게 나타날 가능성이 있다. 따라서 이와 같은 특성으로 인해 아동기 빈곤심도에 따른 노동시장에서의 성취격차가 명확히 드러나지 않은 것일 수 있다.

둘째로, 최근 사회구조적인 문제로 인하여 청년들이 전반적으로 노동시장 진입에 있어서 많은 어려움을 겪는 경우가 많고, 이와 같은 구조적 어려움으로 인해 빈곤의 심도를 고려하지 않더라도 전반적으로 낮은 임금이나 빈곤을 경험할 가능성에 있어 차이가 없는 것으로 나타났을 가능성도 존재한다. 즉, 노동시장 진입과 고용불안정성이 소득계층에 따라 다르지 않고 일반적으로 경험하는 사회현상이 되었을 가능성이 있다(남재량, 2006).

셋째로, 본 연구에서 활용하고 있는 종속변수인 가구소득 혹은 빈곤지위의 측정으로 인한 영향이다. 기존의 연구에서는 빈곤심도에 따른 자녀의 교육적 성취에서의 격차 혹은 근로임금에 격차가 나타나고 있음을 보고하고 있다(정선영, 2013; 변금선, 2013). 이 경우 자녀 개인의 교육연수 혹은 로그임금과 같은 변수들을 활용하고 있다. 그러나 본 연구에서는 ‘가구’를 단위로 살펴보고 있으므로 빈곤심도에 따른 영향이 자녀 개인에게 미치는 영향이 뚜렷하지 않게 나타나고 있을 가능성이 있다.

이 외에도, 극빈을 경험하는 경우는 농어촌가구의 조손가정 혹은 편부모가구, 저학력의 임시 일용직에 근무하고 있는 맞벌이 가정인 경우가 많다(김미숙·배화옥, 2007; 김미숙 외, 2007). 그러나 본 연구에서 활용된 자료의 한계 상 농어촌가구를 분석에 포함하지 못하였다. 일반빈곤층에 비해 극빈층의 경우 측정이 단기간 이루어진 경우가 많아 측정에 오류가 있을 가능성이 있다. 따라서 이와 같은 한계를 고려하여 본 연구의 분석결과를 조심스럽게 해석할 필요가 있다.

<표14> 아동기 빈곤심도가 성인기 빈곤지위에 미치는 영향

변수	모형4					
	M4-1		M4-2		M4-3	
	B(S.E)	β	B(S.E)	β	B(S.E)	β
(상수)	0.227*** (0.059)		0.227 (0.073)		0.321*** (0.087)	
극빈층	0.063+ (0.033)	0.056	0.060+ (0.034)	0.054	0.054 (0.034)	0.048
일반빈곤층	0.069*** (0.017)	0.124	0.064*** (0.018)	0.115	0.059** (0.018)	0.106
가구주 성별 (1=여성)			-0.002 (0.031)	-0.002	0.018 (0.032)	0.020
가구주 연령			0.001 (0.001)	0.032	0.001 (0.001)	0.038
부모 교육연수			-0.003+ (0.002)	-0.058	-0.003 (0.002)	-0.050
가구주 취업기간			0.000 (0.000)	0.040	0.000 (0.000)	0.041
한부모가족경 험여부 (1=한부모가 족)			0.028 (0.020)	0.049	0.025 (0.020)	0.044
아동기 거주지역 (1=중소도시)			0.014 (0.012)	0.037	0.006 (0.012)	0.016
자녀 성별(1=여성)	-0.007 (0.010)	-0.020	-0.006 (0.010)	-0.017	-0.012 (0.010)	-0.035
자녀 연령	-0.007*** (0.002)	-0.104	-0.008*** (0.002)	-0.125	-0.011*** (0.003)	-0.164
자녀 교육연수					-0.002 (0.003)	-0.026
자녀 혼인상태 (1=배우자있 음)					0.043*** (0.012)	0.127
자녀 취업기간					0.000** (0.000)	-0.103
자녀 건강상태					0.009 (0.011)	0.025
n	1,117		1,117		1,117	
R ²	0.029		0.038		0.058	
Adjusted R ²	0.025		0.030		0.046	
F	8.224***		4.393***		4.812***	

+p < .1 * p < .05 ** p < .01 *** p < .001

제 6 장 결론

제 1 절 연구결과 요약

본 연구는 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향을 분석하여 우리나라에서 빈곤의 세대 간 이전이 나타나는지 실증적으로 검토해 보고자 하였다. 최근에 주목받고 있는 세대 간 이동성의 악화에 따른 기회의 불평등 심화에 대한 우려를 빈곤에 초점을 맞추어 파악해 보고자 하였고 보다 객관적인 방법으로 변수를 측정하여 빈곤의 세대 간 이전을 검증해 보고자 하였다. 또한 기존의 연구에서 고려되지 못하였던 빈곤층 내부에서의 이질성을 고려하여 빈곤의 심도에 따라서도 자녀의 성인기 소득 혹은 빈곤경험 가능성에 직접적으로 영향을 미치는지를 분석해 보고자 하였다. 이를 위해 먼저 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 직접적으로 영향을 미치는 지에 대하여 분석을 실시하였으며, 이를 바탕으로 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는지를 살펴보았다. 또한 분석단계에서 본 연구의 표본에 분가한 집단과 분가하지 않은 집단이 함께 포함되어 있어, 이를 고려하여 분가여부에 따라 부모의 빈곤지위가 미치는 영향이 다른지 검증해보고자 하였다. 마지막으로 부모의 빈곤경험이 빈곤이 심각한 정도에 따라서 자녀의 성인기 가구소득 및 빈곤지위에 미치는 영향을 분석해 보고자 하였다. 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 부적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 아동기 빈곤지위와 관련이 깊으면서 자녀의 성인기 특성에도 영향을 미칠 수 있는 자녀의 특성변수들을 통제하여 분석을 실시하였음에도 불구하고, 부모가 비빈곤했던 집단에 비해 빈곤했던 경우, 자녀의 성인기 가구소득이 27.8%감소하는 것으로 나타났다. 또한 본 연구의 표본의 특성을 고려하여 분가여부에 따라 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향

이 다르게 나타나는지 분석하였다. 우선 분가여부에 따른 표본의 집단 간 특성차이가 있는지 알아보기 위하여 기술통계 및 t-test를 실시하였다. 분석결과, 분가한 집단의 경우 연령이 높고 교육연수는 낮으나 취업자이거나, 혼인을 한 경우가 대부분이며 분가하지 않은 집단과 가구소득이 통계적으로 유의한 차이가 나지는 않는 것으로 나타나 가구소득도 상당히 높은 것으로 분석되었다. 따라서 분가한 집단의 경우 분가하지 않은 자녀들에 비해 상당한 경제적 능력이 있을 가능성이 있는 것으로 보인다. 분가한 집단과 분가하지 않은 집단 간의 특성차이는, 본 연구가 대상으로 하고 있는 연령층이 ‘청년기’이기 때문에 나타나는 것으로 보인다. 따라서 분가여부에 따른 집단 간 특성차이를 유념하여 분석결과를 해석해야 할 필요가 있다. 다음으로, 분가여부에 따라 아동기 빈곤이 성인기 가구소득에 미치는 영향을 분석한 결과, 분가가구의 경우 분가여부를 고려하였을 때 분가한 집단에서 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향이 감소하기는 하였으나, 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 부적영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 부모가 빈곤할수록 자녀의 성인기 가구소득이 감소한다고 나타났던 기존의 연구결과들과 동일한 결과로,(Corcoran and Adams, 1997; Corcoran, 2001; 변금선, 2012) 아동기 빈곤이 자녀의 성인기 성취에 부적 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있었다. 따라서 이를 바탕으로 [연구가설 1-1]이 지지되는 결과가 도출되었다.

둘째, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향을 분석하기 이전에 부모의 빈곤지위에 따라 자녀의 빈곤지위가 다르게 나타나는지 살펴보기 위하여 카이제곱검증을 실시하였다. 분석결과, 부모의 빈곤지위에 따라 자녀의 빈곤지위가 다르게 나타나는 것을 검증하였으며 따라서 [연구가설2-1]이 지지되는 결과가 도출되었다고 할 수 있다. 다음으로, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향을 살펴보기 위해 선형확률모형을 통하여 분석하였다. 그 결과, 부모가 빈곤했던 경우가 빈곤하지 않았던 경우에 비해 성인기에 빈곤할 확률이 5.8%증가하는 것으로 나타났다. 특히 이 영향력은

자녀의 빈곤지위에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들을 통제하였을 때에도 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 아동기 가구배경 변수들 중에서는 유일하게 성인기 빈곤지위에 영향을 미치는 변수인 것으로 확인되었다.

또한, [연구문제1]에서 실시한 분석과 같이 분가여부를 고려하여 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향을 집단별로 따로 분석하였다. 분석결과는 분가여부에 따라 그 결과가 매우 다르게 나타났다. 첫째, 주요 독립변수인 아동기 빈곤지위가 분가하지 않은 경우에는 매우 유의한 것으로 나타난 것에 비하여 분가한 경우에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 둘째로, 분석에 포함된 다른 통제변수들이 분가하지 않은 집단에 대해서는 대부분 종속변수에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 분석된 것에 비해 분가한 집단에서는 대부분의 통제변수들이 종속변수에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 분가가구에서 이와 같은 결과가 나타난 이유가 종속변수의 측정에 영향을 미칠 수 있는 가구소득의 상승에 따른 효과 혹은 가구원수의 감소에 따른 효과인지 살펴보기 위하여 분가한 가구가 분가하지 않았음을 가정하고 추가적으로 분석을 실시하였다. 그 결과, 다소 제한적이지만 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 통계적으로 유의한 부적 영향을 미치는 것으로 나타나 이들이 분가를 함으로써 가구원수가 감소하여 빈곤하지 않은 것으로 판단되었을 가능성이 있는 것으로 나타났다. 따라서 분가를 하였더라도 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 여전히 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있는 것을 확인하여, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 직접적인 영향을 미치고 있음을 확인하였다.

마지막으로, 부모의 빈곤심도에 따라 자녀의 성인기 가구소득 및 빈곤지위에 미치는 영향이 상이하게 나타나는지 분석을 실시하였다. 그 결과, 부모의 빈곤심도가 자녀의 성인기 가구소득에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으나 두 회귀계수간 차이는 통계적으로 유의하지 않았으며 또한 일반빈곤층인 경우의 회귀계수가

극빈층에 비해 더 크게 나타나고 있었다. 이와 같은 분석결과는 자녀의 빈곤지위에 대한 분석에서도 마찬가지로 나타났는데, 부모의 빈곤심도 중에서도 일반빈곤층인 경우 자녀의 성인기 빈곤지위에 통계적으로 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났으나 극빈층의 경우는 직접적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며 두 계수간 차이 또한 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 본 연구에서의 분석대상이 청년층이므로 노동시장 이행과정에서의 특성이 반영되었을 가능성이 있는 점과, 최근 노동시장의 구조적 변화로 인하여 빈곤심도에 따른 격차가 크게 나타나지 않을 수 있는 점, 종속변수로 개인의 성취가 아닌 가구를 중심으로 한 변수를 활용하였다는 점이 결과분석에 반영되었을 가능성이 있다. 따라서 본 연구를 통해 나타난 결과를 해석할 시 이를 고려해야할 필요가 있다.

부모의 빈곤지위는 자녀의 성인기 가구소득 및 자녀의 성인기 빈곤지위에 통계적으로 유의한 직접적 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 따라서 아동기 빈곤지위가 자녀의 성인기 성취에 장기적으로 영향을 미치고 있음을 알 수 있었다. 또한 모형에서 통제변수가 점차 추가되어감에 따라서 부모의 빈곤지위의 영향이 감소하는 것으로 나타나, 본 연구에서 고려된 변수들도 자녀의 빈곤에 간접적으로 영향을 미치는 것을 파악할 수 있었다. 이와 함께, 본 연구에서 나타난 결과는 자녀의 빈곤과 관련이 높은 아동기 가구배경 및 자녀의 성인기 성취와 관련된 변수들을 통제하여 보수적으로 추정하였음에도 불구하고 부모의 빈곤지위가 자녀에게 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타나 본 연구에서 고려된 변수들 이외에 다른 이론에 기반을 둔 변수의 영향력이 있을 가능성을 파악할 수 있었다.

제 2 절 연구의 함의

1. 이론적 함의

본 연구를 통한 이론적 함의는 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는지 실증적으로 분석하였다. 기존의 국외연구에서는 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 직접적인 영향을 미치는 지에 대하여 다양한 방법을 통해서 실증적으로 검토해 왔다(Jenkins and Siedler, 2007; Musick and Mare, 2006; Blanden and Gibbons, 2006). 국외 연구에서는 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 직접적인 영향을 미치는 이유를 찾기 위한 분석이 활발히 나타나고 있다. 그러나 한국의 경우, 기존의 자료에 의한 한계로 인하여 부모의 빈곤에 대한 변수를 회고적으로 측정하거나 단 한차례 측정하여 활용하였다. 그 결과 빈곤의 세대 간 이전이 매개변수에 영향을 미쳐 간접적인 영향만을 미치거나, 자녀의 단기빈곤에 영향을 미치지 않고 장기적인 빈곤에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 본 연구를 통하여 부모와 자녀의 빈곤지위를 모두 실제로 측정된 소득을 활용하여 분석해 본 결과, 부모의 빈곤이 자녀의 빈곤에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 기존에 다른 국가에 비해 한국의 사회이동이 활발히 나타나 빈곤의 세대 간 이전이 나타나지 않을 수 있다는 가능성과 반대되는 결과이면서, 전반적인 사회이동에 대한 연구와 빈곤의 세대 간 이전에 대한 연구가 독립적으로 이루어질 필요가 있다는 가능성을 제시한다.

둘째, 본 연구에서는 빈곤의 세대 간 이전을 설명하는 인적자본투자모형을 중점적으로 고려하였다. 그 이유는 기존의 빈곤의 세대 간 이전에 대한 국외의 선행연구에서 지속적으로 경제적 자원모델과 관련된 연구를 통하여 자녀의 학력이 자녀의 성인기 소득 및 빈곤에 영향을 미치는 주요한 요인으로 분석되어 왔을 뿐만 아니라

(Corcoran, 1995; Single-Rushton, 2004), 한국에서도 아동기 가구소득이 교육수준에 따라 다르게 나타날 수 있으며(김광혁, 2010), 특히나 빈곤의 세대 간 이전에 있어 교육을 통하여 영향을 미칠 가능성이 검토되어 왔다(김위정·김왕배, 2007; 이상은, 2008). 그러나 본 연구에서의 분석에 따르면, 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 미치는 영향이 자녀의 인적자본투자와 관련된 변수를 고려하더라도 지속적으로 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 인적자본투자와 관련된 변수들을 통제하였을 때 그 영향력이 크게 감소하지 않는 것으로 나타나 인적자본이론은 자녀의 빈곤을 설명하긴 하지만 매우 제한적인 영향을 미친다는 사실을 알 수 있었다. 따라서 이를 고려하여 부모의 빈곤이 자녀의 성인기 빈곤에 영향을 미치는 다른 이론적 가능성을 고려해 볼 필요가 있다.

다른 이론적 가능성에는, 빈곤은 아동에 대한 인적자본투자뿐만 아니라, 부모의 정신건강에 영향을 주어 부모와 자녀간의 갈등을 일으키거나, 부모의 양육방식에 영향을 주어 자녀의 학업성취나 발달에 영향을 미쳐 이로 인한 빈곤의 세대 간 이전에 나타날 가능성을 주장하는 가족과정모델에 기반한 주장도 나타나고 있다(Conger & Elder, 1997). 이와 관련된 국내외연구에서는 자녀에 대한 부모의 관심이나, 자녀에 대한 긍정적 양육태도, 혹은 자녀의 교육에 대한 적극적 관여가 자녀의 학업성취에 영향을 미치는 주요한 영향을 미치는 요인인 것으로 보고하였다(Coleman, 1988; 김영희, 2002; 구인회·박현선·정익중, 2006). 이와 같은 가족 내에서의 과정을 Coleman(1988)은 가정 내에서의 사회적 자본이라고 부른다. 이와 달리 아동 혹은 청소년이 경험하는 학교, 지역사회 구성원들과의 의미있는 관계가 자녀의 발달에 영향을 미치는 중요한 요인으로 나타나기도 하는데(김현주·이병훈, 2007), 이와 같은 자본은 가정외의 자본이라고 불린다. 특히나 사회적 자본이 빈곤한 청소년을 대상으로 한 연구에서 학업성취에 유의한 영향을 미치는 변수로 나타나면서, 자녀의 사회적 네트워크에도 영향을 미쳐 자녀의 성인기 노동시장 성취에도 영향을 미칠 수 있는 주요한 요인으로 다루어지기도 한다

(박미희·홍백의, 2014). 이와 같이 관련된 이론들에 대한 다각도적인 검토를 통하여 빈곤의 세대 간 이전이 나타나는 이유를 설명하기 위한 이론들을 고려한 연구가 진행되어야 할 필요성을 시사한다고 할 수 있다.

2. 정책적 함의

본 연구의 분석을 바탕으로 한 정책적 함의는 다음과 같다.

첫째, 빈곤정책 설계 시, 아동기 빈곤을 감소시키기 위한 보다 적극적인 개입을 위한 정책이 필요하며, 빈곤률을 축소시키기 위한 정책적 노력과 함께 빈곤가구 아동의 기회의 평등을 향상시키기 위한 노력이 필요하다. 지금까지 선행연구를 토대로 살펴보았듯이, 아동기 빈곤은 자녀의 학업성취에 부정적인 영향을 미친다는 사실이 알려져 왔으며(구인회 외, 2009; 변금선, 2012), 이것이 청년기 노동시장 성취에도 영향을 미친다는 것이 보고되어 왔다(변금선, 2013; 노혜진, 2012). 더 나아가 본 연구의 분석결과 부모의 빈곤이 단순히 자녀의 학업성취에 부적 영향을 미칠 뿐만 아니라 자녀의 성인기 가구소득에도 영향을 미치며, 결론적으로 자녀의 빈곤에도 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이것은 아동기에 경험하는 빈곤한 상황이 자녀의 성인기 성취에까지 영향을 미치며, 결론적으로 빈곤지위의 세대 간 이전으로 나타나는 것을 보여준다. 그러나 기존에 빈곤과 관련된 정책에서는 빈곤층에 대한 소득을 지원하는 기초생활보장제도, 혹은 근로연계복지를 통한 빈곤으로부터의 탈출과 같은 빈곤가구에 대한 직간접적인 급여지원을 통한 빈곤으로부터의 탈출이 주요한 정책적 목적으로 다루어져 왔다. 그러나 지금과 같은 결과는 빈곤정책의 목적이 빈곤가구에 대한 경제적 지원을 통한 소득향상뿐만 아니라 아동의 발달에 미치는 영향에 대한 고려가 필요함을 보여주고 있다.

이와 같은 시각을 반영하여 국외연구에서는 빈곤정책이 아동의 발달에 미치는 영향을 평가하는 논문들이 발표되었다. 빈곤아동에게

영향을 주는 빈곤정책으로는 빈곤가구에 직접적인 현금을 지원하는 정책과, 현물을 제공하는 정책으로 나눌 수 있다(Currie, 2012). 현금정책으로는 주로 미국의 대표적인 공공부조정책이었던 AFDC, TANF, 그리고 근로연계복지를 고려한 EITC가 주로 다루어져 왔다 (Levine and Zimmerman, 2000; Rothstein, 2008). Levine and Zimmerman(2000)에 따르면 AFDC를 수급하는 가구의 자녀들은 그렇지 않은 아동들에 비해 낮은 시험점수를 보이는 것으로 나타났다. 그러나 이와 같은 성향은 자녀의 엄마에 대한 점수가 통제되면 사라지는 것으로 나타나 복지수급은 거의 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 EITC에서도 비슷한 결과를 가져오는 것으로 나타났다. EITC의 시행이 미혼모의 노동시장 참여를 높이는 것으로 나타났는데, 이와 같은 여성의 경제활동 참여 증가는 아동을 양육하는데 부정적인 영향을 미칠 것인지, 혹은 가구소득이 상승함으로써 자녀의 발달에 긍정적인 영향을 미칠 것인지는 아직 명확히 밝혀지지 못한 것으로 보인다(Currie, 2012; Smolensky and Appleton, 2003).

반면에 빈곤층에게 제공되는 정책으로 현물급여가 주로 다루어지는데, 그 중에서도 아동의 건강과 관련있는 메디케이드(medicaid), 푸드스탬프, WIC(Women, Infants, and Children)²⁴, 그리고 헤드스타트정책이 주로 거론된다. 정책효과분석의 결과에 따르면 주로 빈곤아동에 대한 의료적 보호나 WIC제도가 아동의 의료접근성이나 아동의 건강에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난다(Bitler and Currie, 2005). 헤드스타트사업의 경우, 단기적으로 아동의 교육적성취가 높아지고 아동의 범죄가능성을 저하시키는 단기적인 효과를 가져오는 것으로 알려져 있으나 장기적 효과에 대한 결과는 모호한 것으로 나타난다(Currie and Thomas, 1995; Garces et al. 2002).

지금까지의 연구결과를 요약하여 살펴보았을 때, 빈곤가구에 대한

24) WIC제도는 부적절한 영양상태로 인하여 건강상태가 위험할 가능성이 높은 임산부, 영유아, 그리고 5세 이하의 미취학 아동에게 식품을 지원하고 영양교육 및 보건의료서비스를 제공하며, 필요한 사회복지서비스를 연계하고 제공하는 것을 목적으로 한다(김지연, 2007:4). 한국에서는 주로 임산부 및 영유아 보충영양관리사업으로 불린다.

직접적인 현금지원정책보다는 현물정책이나 아동에 대한 직접적이고 이른 개입이 아동의 발달에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 평가되고 있는 것을 확인할 수 있다. 그러나 이와 같이 빈곤아동 정책과 관련되어 다루어진 다양한 정책평가에 대한 시도와 달리, 한국의 경우 빈곤이 아동의 발달에 미치는 영향이 주로 ‘인적자본이론’ 혹은 ‘가족과정모델’에 기반하여 주로 다루어지고 있으며, 빈곤정책의 효과는 정책이 빈곤층의 소득에 미치는 영향을 주로 다루고 있다(김교성, 2011). 따라서 앞으로 빈곤정책을 설계해 나감에 있어서 빈곤정책 혹은 빈곤아동을 대상으로 하는 정책이 빈곤층의 소득에 미치는 영향이나 노동공급에 미치는 영향뿐만 아니라 아동의 발달에 미치는 영향 또한 함께 고려하여 정책을 평가해야할 필요성을 제시한다.

또한 국외선행연구의 결과를 참고하여 살펴보면, 한국에서도 head start사업과 같이 빈곤아동에 대한 조기개입을 통해 아동의 성장과 발달에 긍정적인 영향을 미치기 위한 정책을 실시하고 있다. 한국에서도 드림스타트 사업이 양육자의 스트레스 감소, 아동의 학교적응을 향상시키는 것과 같은 긍정적 변화를 가져오고 있음이 보고되고 있다(전연진 외, 2013; 송미령·김정화, 2014). 또한 최근 아동급식카드라는 제도를 통하여 결식아동을 대상으로 한끼에 3-400원상당의 바우처를 제공하는 정책을 시행하고 있다. 그러나 이 바우처를 활용하기 위해서는 바우처의 가맹점에 가입되어 있는 점포만 이용할 수 있어 주로 편의점을 통한 인스턴트 음식이 많이 소비되고 있는 실정이다(유오상, 2016). 그러나 미국의 경우, 이제는 빈곤으로 인한 영양결핍보다 ‘비만’과 같은 영양과다를 고민하여 영양학적 균형을 맞출 수 있는 정책시행에 초점을 맞춰가고 있다(Currie, 2012). 따라서 국내에서도 단순한 정책적 지원을 통한 소비능력뿐만 아니라 아동의 균형적인 발달을 고려해야할 필요가 있다.

둘째, 빈곤한 자녀의 인적자본 향상을 위한 여러 가지 정책적 접근이 필요하다. 본 연구에서의 분석결과 부모의 빈곤이 자녀의 빈곤에 영향을 미치며 그 영향이 자녀의 인적자본과 관련된 변수들을 통제하였을 때 감소하는 모습을 보여 부모의 빈곤에 의한 영향이

자녀의 인적자본을 통해 영향을 미칠 가능성이 있지만 다소 제한적인 영향력을 지니는 것으로 나타났다. 그러나 본 연구의 결과를 바탕으로 부모의 인적자본투자에 의한 영향력이 그다지 크게 나타나지 않은 것에 대해서는 유보적인 해석이 필요하다. 그 이유는, 본 연구에서 고려한 인적자본투자와 관련된 변수의 측정에 있어서 청년기의 자녀들이 함께 포함되어 있었기 때문에 자녀의 최종적 학력이 아닌 이행 과정에서 획득한 학력으로 측정되었을 가능성이 있으며, 자녀의 빈곤지위 또한 이른 청년기에 측정됨으로써 이들의 생애 소득과는 차이가 있을 가능성도 존재하기 때문이다. 또한, 기존의 국내외 선행연구를 통하여 인적자본이론의 중요성은 지속적으로 검토되어 왔다(McKnight, 2002; Single-Rushton, 2004; 구인회 외, 2009; 이상은, 2008) 따라서 빈곤아동에 대한 개입에서 인적자본의 향상을 위한 다양한 노력들은 분명히 필요하다. 이를 위하여 저소득 계층 아동들을 위한 보다 적극적인 교육서비스 지원, 아동의 지역사회에 있는 복지관 및 지역아동센터 등 다양한 자원들을 활용하여 이들의 교육 및 사회정서적 발달을 위한 서비스 지원강화, 빈곤가정 아동의 영양가 있는 급식지원을 위한 아동급식카드의 실효성 향상 등 다방면의 지원도 함께 진행되어야 한다.

셋째, 앞에서 언급한 대로 자녀의 인적자본투자의 기회를 균등하게 만들어주는 것도 중요하지만, 그와 함께 아동기 빈곤이 성인기 빈곤에도 영향을 미치도록 만드는 과정에 대한 보다 세밀한 연구를 바탕으로 정책이 만들어져야 할 필요가 있다. 기존에 연구된 결과들을 바탕으로 할 때에, 부모의 빈곤이 인적자본에 영향을 미치기도 하지만 자녀에 대한 교육적 관여나 다른 지역사회와의 긍정적인 관계를 통하여 빈곤의 세대 간 이전이 나타날 가능성을 축소시킬 수 있을 가능성도 존재하는 것으로 분석되었다. 따라서 관련된 연구들을 통하여 이를 검증하고, 빈곤의 세대 간 이전양상을 축소시킬 수 있도록 하는 다방면의 정책적 개입을 위한 고려가 필요할 것이다.

제 3 절 연구의 한계 및 후속연구를 위한 제언

본 연구에서는 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 주요한 요인인지 검증하고자 하였다. 그 결과 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 특성에 영향을 미칠 수 있는 다양한 변수들을 통제하였음에도 불구하고 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 직접적으로 영향을 미치는 것으로 나타나, 한국에서도 빈곤의 세대 간 이전이 나타나고 있음을 실증적으로 분석하였음에 본 연구의 의의가 있다고 할 수 있다. 그러나 본 연구에서 고려하지 못한 몇 가지 한계를 밝히고 후속연구를 위한 제언을 하고자 한다.

첫째, 본 연구에서 활용된 자료상의 한계가 있다. 주요한 독립변수 및 종속변수의 측정을 위해서는 연구대상이 되는 사람의 아동기 및 성인기에 대한 자료가 모두 포함되어 있어야 한다. 따라서 17세 이전에 측정된 아동기 자료가 필요한데, 이를 기준으로 하다보니 성인기 연령이 만 25세~33세인 청년층을 대상으로 연구를 진행하였다. 기존에 청년층이 경험하는 경제적 곤란은 영구적인 것이 아닌 일시적인 경험으로 전제되어온 경향이 있다(김수정, 2010). 따라서 본 연구의 결론은 잠정적일 수 있다.

둘째, 본 연구에서 주요한 변수라고 할 수 있는 부모 및 자녀의 빈곤지위 및 가구소득의 측정에 있어 측정오차의 가능성을 고려하지 못하였다. 본 연구에서는 부모 및 자녀의 빈곤지위 및 가구소득이 단 한번이라도 측정된 경우 모두 분석에 포함시켰다. 그러나 빈곤지위를 측정할 때 한 시점, 혹은 1년 측정된 자료만 활용하여 측정오차가 있을 가능성이 있다. Solon(1992)에 따르면, 이와 같이 한 시점, 혹은 1년을 단위로 측정된 소득은 측정오차(measurement error)를 지녀 생애소득(permanent income)과 차이를 보이게 된다. 따라서 최소 3년 정도에 거친 가구소득의 평균을 이용할 것을 권장하고 있으며 국외 선행연구들도 적어도 3년 이상 측정된 데이터를 활용하여 빈곤의 세대 간 이전을 측정하고 있다. 그러나 본 연구자료에서는 부모의 소득이 3번이상 측정된 경우는 총 562명이었으며,

그 중 분가한 표본은 총 165명, 분가하지 않은 경우는 402명으로 분가하지 않은 경우가 상당히 많아 표본에 이와 같은 표본선택에 의한 편의가 발생할 가능성이 높을 것으로 판단하였다. 그럼에도 불구하고 본 연구를 통하여 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 가능성을 실증적으로 확인하였으므로, 조금 더 장기적으로 패널이 누적될수록 통계적으로 더 엄밀한 통계적 검증을 통하여 그 영향력을 확인할 필요가 있다.

셋째, 본 연구에서는 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 성취 및 빈곤지위에 영향을 미치는 주요한 요인인가를 알아보는 것에 초점을 맞추었다. 따라서 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 주요한 요인임을 파악할 수 있었고, 특히 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 과정에서 인적자본모델에 주목하여 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 직접적으로 미치는 영향과, 자녀의 인적자본과 관련이 높은 주요 변수들을 통제하였을 때 이 변수들을 통하여 간접적으로 미치는 영향을 파악해 보았다. 본 연구를 통해 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나 통제변수로 포함된 변수들을 통제하더라도 계수값이 크게 달라지지 않아 인적자본을 대표하는 변수들의 간접적 영향이 크지 않은 것으로 보인다. 따라서 본 연구에서는 부모의 빈곤이 자녀의 빈곤에 영향을 미치는 이유에 대한 몇 가지 가능성을 제시하였으나, 자녀의 빈곤에 영향을 미치는 경로를 밝히는 것에 초점을 맞추지는 않았다. 따라서 기존에 논의되어온 다양한 이론을 고려하여 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 경로를 보다 구체적으로 파악하기 위한 연구가 진행될 필요가 있다.

본 연구는 우리나라에서 부모의 빈곤지위가 자녀의 성인기 빈곤지위에 직접적으로 영향을 미치는 주요한 요인지에 대하여 실증적으로 검토해보았으며, 인적자본이론의 영향력을 탐색적으로 살펴보았다. 본 연구의 분석결과, 인적자본이론에 의하여 설명되는 변수를 통제하였음에도 불구하고 부모의 빈곤이 자녀의 빈곤에 직접적인

영향을 미치는 것으로 나타났다. 하지만 본 연구에서는 빈곤의 세대 간 이전에 영향을 미칠 수 있는 가족과정모델에서 주요하게 고려되는 부모의 양육태도나, 부모의 사회적 자본 등 다른 이론들에 의해 설명되고 있는 차원들을 충분히 고려하지 못한 이론적, 방법론적 한계를 지닌다. 따라서 부모의 빈곤지위가 자녀의 빈곤지위에 영향을 미치는 과정에서 고려될 수 있는 다른 이론들에 대한 고려와 함께 보다 명확한 인과관계의 규명을 위한 방법론적 고려가 필요할 것으로 보인다. 그동안 빈곤의 세대 간 이전에 대한 연구는 자료상의 한계로 인하여 이를 실증적으로 규명하기 위한 시도들이 제한적으로 이루어져 왔다. 그러나 점차 패널자료의 축적기간이 늘어남에 따라서 분석에 활용될 수 있는 다양한 자료가 마련될 것으로 보인다. 이를 통하여 더욱 세밀한 분석과 다양한 이론에 대한 고려를 통하여 한국에서의 빈곤의 세대 간 이전양상을 파악할 수 있는 연구가 지속되기를 기대한다.

참고문헌

- 계봉오·황선재, (2016), 한국의 세대간 사회이동 : 출생 코호트 및 성별비교, 한국인구학, 39(3), 1-28.
- 구인회·손병돈·안상훈, (2010), 사회복지정책론, 서울: 나눔출판
- 구인회, (2002), 빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤 이행 : 경제위기 이후의 시기를 중심으로, 한국사회복지학, 48, 82-112.
- _____, (2003), 가족배경이 청소년의 교육성취에 미치는 영향: 가족구조와 가족소득, 빈곤의 영향을 중심으로, 사회복지연구, 22, 5-32.
- _____, (2005), 빈곤의 동태적 분석 : 빈곤지속기간과 그 결정요인, 한국사회복지학, 57(2), 351-374.
- 구인회·김정은, (2015), 대학진학에서의 계층격차: 가족소득의 역할, 사회복지정책, 42(3), 27-49.
- 구인회·박현선·정익중, (2006), 빈곤이 아동의 학업성취에 미치는 영향, 아동권리연구, 10(3), 269-295.
- 구인회·박현선·정익중·김광혁, (2009), 빈곤과 아동발달의 관계에 대한 중단 분석, 한국사회복지학, 61(1), 57-79.
- 김경근, (2005), 한국사회 교육격차의 실태 및 결정요인, 교육사회학연구, 15(3), 1-27.
- 김교성, (2007), 도시 근로자 가구의 빈곤 추이(推移)와 원인에 관한 연구: 조세와 이전소득의 빈곤완화효과를 포함하여, 한국사회복지학, 59(2), 143-169.
- _____, (2011), 사회복지정책 빈곤연구의 동향과 과제, 한국사회정책, 18(1), 43-82.
- 김광혁, (2010), 아동·청소년의 학업성취도에 대한 가족소득의 수준별 영향의 차이 : 아동 발달단계별 비교를 중심으로, 한국청소년연구, 21(2), 35-65.
- _____, (2012), 가족빈곤과 가족구조가 청소년의 학업태도에 미치는 영향-가족빈곤의 시간과 다양한 가족 구조를 중심으로, 사회과학논총, 27(2), 41-55.
- 김미숙·조애저·배화옥·김효진·홍미, (2007), 한국의 아동빈곤실태와 빈곤아동지원방안, 한국보건사회연구원, 2007-13.

- 김미숙·배화옥, (2007), 한국 아동빈곤율 수준과 아동빈곤에 영향을 미치는 요인 연구, 保健社會研究, 27(1), 3-26.
- 김민성·김봉근·하태욱, (2009), 한국의 세대간 소득탄력성, 국제경제연구, 15(2), 87-102.
- 김병성·정영애·이인효, (1982), 학교교육과 사회적 성취, 서울: 한국교육개발원.
- 김봉근, 석재은, & 현은주, (2013), 세대 내 소득탄력성을 활용한 우리나라 세대간 소득탄력성의 추정과 국제비교. 국제통상연구, 18(3), 65-84.
- 김수정, (2010), 청년층의 빈곤과 이행의 곤란, 사회보장연구, 26(3), 49-72.
- 김영미, (2016), 계층화된 젊음: 일, 가족형성에서 나타나는 청년기 기회불평등. 사회과학논집, 47(2), 27-52.
- 김영화·박인중, 1990, 한국경제 및 노동시장 구조변화에 대한 학교교육체제의 대응: 한국 산업화 과정을 중심으로, 한국교육개발원.
- 김영희, (2002), 저소득층 청소년의 학교생활 적응에 관한 연구: 어머니의 자녀교육 참여의 매개역할을 중심으로, 한국지역사회생활과학지, 13(1), 1-14.
- 김원식, (2009), 빈곤은 세습되나? - 한국의 경우, 사회보장연구, 25(4), 415-444.
- 김위정·김왕배, (2007), 세대간 빈곤이행과 영향요인에 관한 연구, 한국사회학, 41(6), 1-36.
- 김은주, (2015), 다차원 빈곤지표로 측정한 한국의 아동빈곤. 한국사회정책, 22(3), 105-137.
- 김이배, (2013), 빈곤의 세대간 이전 과정에 관한 생애사 연구: 20~40대 자활사업 참여자를 중심으로, 사회복지정책, 40(2), 89-121.
- 김종성·이병훈, (2014), 부모의 사회계층이 자녀의 노동시장 성과에 미치는 효과, 동향과 전망, 296-330.
- 김태근, (2006), u-can 회귀분석, 서울: 인간과 복지.
- 김현주·이병훈, (2007), 자녀의 학업성취에 미치는 가족배경, 사회자본 및 문화자본의 영향. 한국인구학, 30(1), 125-148.
- 김환준, (2013), 장기빈곤의 개념 정의와 장기빈곤의 특성, 사회과학연구, 24(4), 135-154.
- 김희삼. (2009). 한국 의 세대 간 경제적 이동성 분석. KDI정책포럼, 220, 1-18.

- 남재량, (2006), 청년NEET의 실태와 결정요인 및 탈출요인 연구. 제 7회 노동패널학술대회자료집, 140-157.
- 남재량·박기성, (2010), 비정규직법의 고용효과 연구, 노동정책연구, 10(4), 65-99.
- 노혜진, (2012), 빈곤가구 자녀의 노동시장 진입과정 유형화, 사회복지정책, 39(4), 109-134.
- 류근관, (2014), 통계학 제3판, 서울 : 법문사.
- 류연규·최현수, (2003), 우리나라 아동빈곤율 수준과 변화경향: 1982~2002년 도시근로자가구를 중심으로, 아동복지학, 16, 135-165.
- 박미희·홍백의, (2014), 청년층의 노동시장 이행 유형과 그 결정요인, 사회복지정책, 41(4), 21-49.
- 박미희, (2017), OECD국가의 청년 NEET 결정요인 연구, 서울대학교 대학원 박사학위논문.
- 방하남·김기현, (2001), 변화와 세습: 한국 사회의 세대간 지위세습 및 성취 구조, 한국사회학, 35(3), 1-30.
- _____, (2002), 기회와 불평등 - 고등교육 기회에 있어서 사회적 계층간 불평등의 분석, 한국사회학, 36(4), 193-222.
- _____, (2003), 한국사회의 교육계층화 - 연령코호트간 변화와 학력단계별 차이, 한국사회학, 27(4), 31-65.
- 배화옥, (2008), 아동빈곤 결정요인 분석: 가족요인과 환경요인, 보건복지포럼, 139, 23-32.
- 변금선, (2012), 아동기 빈곤의 장기적 영향에 대한 연구, 어린이재단 연구 논문모음집, 1-53.
- _____. (2013), 청소년기 빈곤이 청년기 노동시장 성취에 미치는 영향에 대한 연구, 사회복지정책, 40(4), 345-373.
- 석상훈, (2011), 저소득층의 빈곤이행과 빈곤지속, 한국사회보장학회 정기학술대회자료집, 183-205.
- 석재은·노혜진, (2013), 동질혼이 가구소득불평등에 미치는 영향: 교육적 동질혼 및 직업적 동질혼을 중심으로, 사회보장연구, 29(2), 167-195.
- 손병돈, (2010), 빈곤심도별 빈곤 결정요인 비교: 극빈층과 일반빈곤층을 중심으로, 30(1), 3-28.
- 송미령·김정화, (2014), 저소득층 가정 부모의 심리적 안녕감이 아동의 학교적응에 미치는 영향 : 드림스타트 사업 참여 대상자 중심으로, 아

- 동과 권리, 18(2), 197-221.
- 신광영, (1994), 세대간 계급이동, 경제와 사회, 23, 82-116.
- _____, (2016), 한국의 불평등과 기회 불평등, 한국사회학회 사회학대회 논문집, 125-141.
- 신광영·김영미·양재진·이성균, (2016), 생애주기별 기회불평등 연구, 동그라미재단 연구리포트, 4호, 1-15.
- 양정승, (2012), 한국의 세대 간 소득이동성 추정, 노동경제학논집, 35(2), 79-115.
- 여유진, (2008), 한국에서의 교육을 통한 사회이동 경향에 대한 연구, 보건사회연구, 28(2), 53-80.
- 우광호·안준기·황성수, (2010), 교육 및 부의 세대간 이전 대학생활을 중심으로, 교육재정경제연구, 19(3), 121-150.
- 유오상, [기아 해방의 날, 그리고 비만 ②] 복지와 방치 사이, 아동급식카드의 맹점, 헤럴드 경제, 2016.09.28.
- 이상록·백학영, (2008), 한국사회 빈곤구조의 지역 편차 분석 - 수도권과 지방의 빈곤 격차를 중심으로-, 60(4), 205-230.
- 이상은, (2008), 한국에서의 빈곤의 세대간 이전, 한국사회복지학, 60(2), 53-76.
- 이현주, 김미곤, 노대명, 강석훈, 손병돈, 유진영, & 임완섭. (2006). 우리나라 빈곤실태와 정책적 함의: 구조 분석을 중심으로, 한국보건사회연구원.
- 이혜영·김미란·한준, (2006), 학교교육이 사회계층 이동에 미치는 영향분석, 한국교육개발원.
- 임세희, (2007), 장기빈곤이 아동의 학업성취에 미치는 영향 - 부모자녀관계를 중심으로-, 사회복지연구, 34, 55-78.
- 임창규·유인진, 2011, 세대 간 직업계층의 계승과 직업 지속성 간의 관계, 직업능력개발연구, 14(2), 127-151.
- 장상수, (2001), 한국의 사회이동, 서울: 서울대학교출판부.
- 전연진·이상균·김하나, (2013), 저소득층 아동의 발달산물에 대한 드림스타트사업의 중단적 성과분석 : 양육자와 가족기능의 매개효과를 중심으로, 청소년상담연구, 21(1), 233-255.
- 정선영, (2013), 물질적 어려움 경험이 청소년의 학업성취에 미치는 영향, 한국청소년연구, 24(4), 149-175.

- 정은희, (2015), 아동빈곤 현황과 정책방향. 보건복지포럼, 47-55.
- 정의철, (2012), 주거비용이 청년층의 가구형성에 미치는 영향 분석, 부동산학연구, 18(2), 19-31.
- 정의철·임미화, (2013), 패널자료를 이용한 청년가구원의 가구형성 결정요인 분석, 주택연구, 21(2), 119-139.
- 정익중, (2011), 초중고 사교육비의 사회계층적 예측요인과 성적에 미치는 영향, 한국아동복지학, 35, 73-98.
- 차종천, (2002), 최근 한국사회의 사회이동 추세: 1990~2000, 한국사회학, 36(2), 1-22.
- 최기림·안태현. (2015). 한국에서의 부녀의 세대 간 소득 이동성: 선별적 결혼의 역할. 여성경제연구, 12(2), 45-66.
- 최지은·홍기석. (2011). 우리나라의 세대 간 소득 이동성 분석-아버지와 아들을 중심으로. 사회보장연구, 27(3), 143-163.
- 통계청, (2016), 한국의 사회동향.
- _____, (2017), e-나라지표, <http://index.go.kr>.
- 한국노동연구원, (1999), 한국 가구와 개인의 경제활동: 한국노동패널 1차 자료분석, 서울: 한국노동연구원.
- Airio, I., Moisio, P. and Niemelä, M. (2004), *Intergenerational transmission of poverty in Finland in the 1990s*, Department of Social Policy, Series C: 13/2004, University of Turku, Finland.
- Allison, P. D. (2003). *Logistic regression using SAS: Theory and application*. SAS Institute.
- Atkinson, A. B. (2015), *Inequality : What can be done?*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Becker, G. S. (1986), The Economic Approach to Human Behaviour, chapter 4 in J. Elster, ed., *Rational Choice*, Cambridge University Press, Cambridge.
- _____ (1993), *Human Capital*, Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Becker, G.S. and Nigel Tomes, (1986), Human Capital and the Rise and Fall of Families. *Journal of Labor Economics*, 4(3), S1-39.
- Behrman, J. R. (2000), "Social Mobility: Concepts and Measures", in N.Birdsall and C. Graham (eds.), *New Markets, New*

- Opportunities?: Economic and Social Mobility in A Changing World*, Washington, D. C. : Brookings Institution Press, 68–100.
- Bellani, L., & Bia, M. (2013). *Measuring intergenerational transmission of poverty*. paper presented at the In ECINEQ meeting. Bari, Italy.
- Bitler, M. P., and Currie J. 2005. Does WIC Work? The Effects of WIC on Peggancy and Birth Outcomes. *Journal of Policy Analysis and Management* 24, 73–91.
- Bird, K. 2007, The intergenerational transmission of poverty: An Overview. *Working Paper 99*, Manchester: IDPM/Chronic Poverty Research Centre (CPRC).
- Black, Sandra E. and Paul J. Devereux. 2011 “Recent Developments in Intergenerational mobility.” in O. Ashenfelter and D. Card, (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4, Elsevier, chapter 16, pp. 1487–1541.
- Blanden, J., and Gregg, P. (2004). Family income and educational attainment: a review of approaches and evidence for Britain. *Oxford Review of Economic Policy*, 20(2), 245–263.
- Gibbons, S., and Blanden, J. (2006). *The persistence of poverty across generations: A view from two British cohorts*. The Policy Press on behalf of the Joseph Rowntree Foundation.
- Blau, P, M. (1992), Mobility and Status Attainment“, *Contemporary Sociology* 21:596–598.
- Blau, P. M., and Duncan, O. D, (1967), *The American occupational structure*, New York: The Free Press.
- Boggess, S. and Corcoran, M. (1999), Cycles of Disadvantage? In Boggess, S. and Corcoran, M. with Jenkins, S.P. (2005), *Cycles of Disadvantage?*, Institute of Policy Studies.
- Boudon, R. (1973). Mathematical structures of social mobility. *Progress in Mathematical Social Sciences*, 2.
- Bourdieu, P. (1986), *The Form of Capital. Theory and Research for the sociology of Education*, Edited by John G. Richardson. Westport, Connecticut: Greenwood Press.

- Bratberg, E., & Nilsen, Ø. A. (1998). *Transition from school to work: Search time and job duration* (No. 27). IZA Discussion paper series.
- Breen, R. (2004), *Social Mobility in Europe*, New York: Oxford University Press.
- Brooks-Gunn, J., and Duncan, G. J. (1997), The effects of poverty on children, *The future of children*, 55-71.
- Coleman, J.S.(1988), Social Capital in the creation of Human Capital. *American Journal of Sociology*, 94, S95-S120.
- Conger, R. D., Conger, K. J. & G. Elder, (1997), Family economic hardship and adolescent adjustment: Mediating and moderating processes, 288-310. *In Consequences of Growing Up Poor*, Edited by G. J. Duncan and J. Brooks-Gunn, New York: Russell Sage Foundation.
- Corak, M., & Heisz, A. (1999). The intergenerational earnings and income mobility of Canadian men: Evidence from longitudinal income tax data. *Journal of Human Resources*, 504-533.
- Corak, M. (2013), Income inequality, equality of opportunity, and intergenerational mobility, *The Journal of Economic Perspectives*, 27(3), 79-102.
- Corcoran, M. (1995), 'Rags to rags: Poverty and mobility in the United States', *Annual Review of Sociology*, 21, 237-267.
- _____. (2001), 'Mobility, persistence, and the consequences of poverty for children: child and adult outcomes, in Danziger, S. and Haveman, R. (eds) *Understanding Poverty*, Harvard University Press, Cambridge MA.
- Corcoran, M and Adams, T. (1997), Race, sex, and the intergenerational transmission of poverty, in : Duncan, G. J. and Brooks-Gunn, J. *Consequences of Growing Up Poor*. Russell Sage Foundation, New York, 461-517.
- Corcoran, M. E., and Chaudry, A. (1997). The dynamics of childhood poverty. *The Future of Children*, 40-54.
- Corcoran, M., Gordon, R., Laren, D., and Solon, G. (1992). The

- association between men's economic status and their family and community origins. *Journal of Human Resources*, 575-601.
- Couch, K. A., and Lillard, D. R. (2004). Nonlinear patterns of intergenerational mobility in Germany and the United States. *Generational income mobility in North America and Europe*, 190-206.
- Currie, J. (2012). Antipoverty Programs for Poor Children and Families. In Jefferson, P. N. *The Oxford Handbook of the Economics of Poverty*. London: Oxford.
- Currie, J., and Thomas, D. (1995). Does Head Start make a Difference?. *American Economic Review*. 85. 341-364.
- D'Addio, A. C. (2007). Intergenerational transmission of disadvantage: mobility or immobility across generations?. *OECD Social, Employment, and Migration Working Papers*, (52), 0_1.
- Duncan, G. J., and Brooks Gunn, J. (2000). Family poverty, welfare reform, and child development. *Child development*, 71(1), 188-196.
- Duncan, G. J., Yeung, W. J., Brooks-Gunn, J., and Smith, J. R. (1998). How much does childhood poverty affect the life chances of children?. *American sociological review*, 406-423.
- Eide, Eric R., and Mark H. Showalter, (1999), Factors Affecting the Transmission of Earnings Across Generations: A Quantile Regression Approach, *Journal of Human Resources*, 34(2), 253-267.
- Ermisch J, (1999), Prices Parents, and young people's Household Formation, *Journal of Urban economics*, 45, 47-71.
- Esping-Andersen, G. (2004). Unequal opportunities and social inheritance. *Generational income mobility in North America and Europe*, 289-314.
- Featherman, D. L., Jones, L. F. and Hauser, R. M. (1975), Assumptions of Social Mobility Research in the U.S. : A case of Occupational Status, *Social Science Research*, 4(4), 329-360.
- Galor O. and Zeira J., (1993), "Income Distribution and Macroeconomics", *Review of Economic Studies*, 60, 35-52.

- Garces, E., Thomas, Duncan, and Currie, Janet. (2002) "Long-term effects of Head Start." *American Economic Review*, 92(4), 999-1012.
- Gujarati, D. N. (2009). *Basic econometrics*. Tata McGraw-Hill Education.
- Ham, M., Hedman, L., Manley, D., Coulter, R., & Östh, J. (2014). Intergenerational transmission of neighbourhood poverty: an analysis of neighbourhood histories of individuals. *Transactions of the Institute of British Geographers*, 39(3), 402-417.
- Harding, D. J. (2003), Counterfactual Models of Neighborhood Effects: The Effect of Neighborhood Poverty on High School Dropout and Teenage Pregnancy, *American Journal of Sociology*, 109(3), 676-719.
- Harding, D. J., Jencks, C., Lopoo, L. M., and Mayer, S. E. (2005). The changing effect of family background on the incomes of American adults. *Unequal chances: Family background and economic success*, 100-144.
- Haurin, D., P. Hendershott, and D. Kim, (1993), The Impacts of Real Rents and Wages on Household Formation, *Review of Economic and Statistics*, 76(2), 284-293.
- Haveman, R. and B. Wolfe. (1995), The Determinants of Children's Sttainment: A Review of Methods and Findings, *Journal of Economic Literature*, 33(4), 1829-1878.
- Hellevik, O. (2007), Linear versus logistic regression when the dependent variable is a dichotomy. *Quality & Quantity*, 43(1), 59 - 74.
- Hill, M. S., and Duncan, G. J. (1987). Parental family income and the socioeconomic attainment of children. *Social Science Research*, 16(1), 39-73.
- Houser R. M., and Featherman, D. L. (1977), *The Process of Stratification: Trends and Analyses*. New York: Academic.
- Hout, M., and DiPrete, T. A. (2006). What we have learned: RC28's contributions to knowledge about social stratification. *Research in social stratification and mobility*, 24(1), 1-20.

- Hout, M. and Hauser, R. M. (1992), Symmetry and Hierarchy in Social Mobility: A Methodological Analysis of the CASMIN Model of Class Mobility, *European Sociological Review*, 8(3), 239–266.
- Ishida, H. (2001) Industrialization, Class Structure, and Social Mobility in Postwar Japan, *British Journal of Sociology*, 52(4), 579–604.
- Jantti, M., Bratsberg, B., Roed, K., Raaum, O., Naylor, R., Osterbacka, E., and Eriksson, T. (2006). American exceptionalism in a new light: A comparison of intergenerational earnings mobility in the Nordic countries, the United Kingdom and the United States. *Discussion paper no.1938*(Institutue for the Study of Labor (IZA), Bonn).
- Jencks, C., Crouse, J., and Mueser, P. (1983). The Wisconsin model of status attainment: A national replication with improved measures of ability and aspiration. *Sociology of Education*, 3–19.
- Jencks, C., Smith M, Acland H, Bane MJ, Cohen D, (1972), *Inequality: A Reassessment of the Effect of Family and Schooling in America*, New York: Basic.
- Jenkins and Siedler, (2007), The intergenerational transmission of poverty in industrialized countries, *CPRC Working Paper 75*, University of Essex.
- Jerrim, J., and Macmillan, L. (2015). Income inequality, intergenerational mobility, and the Great Gatsby Curve: is education the key?. *Social Forces*, 94(2), 505–533.
- Keister, L.A. (2004), Race, Family Structure, and Wealth: The Effect of Childhood Family on Adult Asset Ownership. *Sociological Perspectives*, 47(2), 161–187
- Kelley, J. (1978). Wealth and family background in the occupational career: Theory and cross-cultural data. *British Journal of Sociology*, 94–109.
- Levine, P., and Zimmerman, D. (2000). Children’s Welfare Exposure and Subsequent Development. *NBER Working Paper No. 7522*, Cambridge, MA:National Bureau of Economic Research.
- Malinvaud, E., (1966), *Statistical Methods of Econometrics*, Chicago:

- Rand McNally, 195–197.
- Massey, D. S. (1991), American Apartheid: Segregation and the Making of the American Underclass, *American Journal of Sociology*, 96(1), 329–357.
- Mayer, S. E. (1997), *What money can't buy: the effect of parental income on children's outcomes*. Cambridge MA: Harvard University Press.
- Mayer, S. E., and Lopoo, L. M. (2008). Government spending and intergenerational mobility. *Journal of Public Economics*, 92(1), 139–158.
- McKnight, (2002), Economics and social exclusion, STICERD Review 2001.
- McLanahan S.S. and Sandafur G.D. (1994), *Uncertain Childhood, Uncertain Future*. Cambridge: Harvard University Press.
- Mead L.M. (1992), *The New Politics of Poverty: The Non Working Poor in America*. New York: Basic.
- Miller, R. (2007). Using family histories to understand the intergenerational transmission of chronic poverty. *CPRC Working Paper*.
- Mood, C. (2010). Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It. *European sociological review*, 26(1), 67–82.
- Musick, K. and Mare R. D. (2004). 'Recent trends in the inheritance of poverty and family structure', *Working Paper CCPR-002-04*.
- Neal, J. A., and Edelman, R. J. (2003). The etiology of social phobia: Toward a developmental profile. *Clinical Psychology Review*, 23, 761–786.
- OECD, (2015), Overview of inequality trends, key findings and policy directions. *In It Together : Why Less Inequality Benefits All*. OECD Publishing. Paris. Ch1. pp. 19–58.
- Oreopoulos, P. (2003), The Long-Run Consequences of Growing-Up in a Poor Neighborhood, *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1533–1575.

- Patterson J. T., (1986), *America's Struggle Against Poverty, 1900–1985*, Cambridge: Havard University Press.
- Rodgers, J. R. (1995). An empirical study of intergenerational transmission of poverty in the United States. *Social Science Quarterly*, 76(1), 178-194.
- Shavit, Y., Arum, R., and Gamoran, A. (2007). More inclusion than diversion: Expansion, differentiation, and market structure in higher education. *Stratification in higher education: A comparative study*, 1-35.
- Shavit, Y., and Blossfeld, H. P. (1993), Maximally maintained inequality: Expansion, reform, and opportunity in Irish education, 1921-75. *Sociology of education*, 66(1), 41-62
- Single-Rushton W. (2004), Intergenerational and Life-Course Transmission of Social Exclusion in the 1970 British Cohort Study“, *CASE discussion paper n.78*.
- Smolensky, E., and Appleton, J., (eds.). (2003). *Working Families and Growing Kids: Caring for Children and Adolescents*. Washington, DC: National Academic Press.
- Solon, G. (1992), Intergenerational Income Mobility in the United States, *The American Economic Review*, 82(3), 393-408.
- _____. (1999), Intergenerational Mobility in the Labor Market.“ In Orley C. Ashenfelter and David Card(editors). *Handbook of Labor Economics, Volume 3A*. Amsterdam: North-Holland.
- _____. (2004), A model of intergenerational mobility variation over time and space. In *Generational Income Mobility in North America and Europe*, ed. M Corak, 38-47, Cambridge UK: Cambridge Univ. Press.
- Susan, E. Mayer and Leonard M. Lopoo, (2004), “What do trends in the intergenerational economic mobility of sons and daughters in the United States mean?” Chap 5. in *Generational Income Mobility in North America and Europe*, edited by Miles Corak. Cambridge University Press.
- Sewell W.H., and Hauser, R.M. (1975), *Education, Occupation &*

- Earnings: Achievement in the Early Career.* New York: Academic Press.
- Weber, B. L., Jensen, K., Miller, J. Mosely, and M. Fisher. (2005), A Critical Review of Rural Poverty Literature : Is there truly a Rural Effect?, *International Regional Science Review*, 28, 381-414.
- Wilson, W. J.. (1987), *The truly disadvantaged: the inner city, the underclass and public policy.* Chicago IL. University of Chicago Press.
- Winship C. (1992), Race, poverty, and the American occupational structure, *Contemporary Sociology*, 21, 639-642
- Wood, D. (2003). Effect of child and family poverty on child health in the United States. *Pediatrics*, 112(Supplement 3), 707-711.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data.* Cambridge: MIT Press.
- Wright E. O., (1978), Race, Class and income inequality, *American journal of sociology*, 83(6), 1368-1397.
- Zechmeister, E. B., and Posavac, E. J. (2003). *Data analysis and interpretation in the behavioral sciences.* Wadsworth Pub Co.
- Zimmerman, D. J. (1992), Regression Toward Mediocrity in Economic Stature. *American Economic Review*, 82(3), 409-429

[부록] 추가 분석결과 표 정리

<표1> 부모 빈곤지위가 자녀의 성인기 가구소득에 미치는 영향 : 다중회귀분석

변수	M1-1		M1-2		M1-3	
	B(S.E)	β	B(S.E)	β	B(S.E)	β
(상수)	3837.187 ***		1,135 ⁺ (682.3)		-92.28 (801.8)	
부모 빈곤지위 (1=빈곤)	-1022.14 9*** (111.03)	-0.177	-754.5*** (119.8)	-0.131	-671.2*** (118.1)	-0.116
가구주 성별 (1=여성)			-242.1 (301.6)	-0.024	-382.7 (320.4)	-0.039
가구주 연령			8.807 (11.03)	0.023	9.042 (10.95)	0.023
부모 교육연수			128.1*** (18.38)	0.218	112.5*** (18.09)	0.191
가구주 취업기간			2.138 (1.709)	0.032	1.152 (1.683)	0.017
한부모가족 경험여부 (1=한부모가족)			-92.85 (238.9)	-0.015	-27.06 (247.4)	-0.004
아동기 거주지역 (1=중소도시)			-117.6 (111.8)	-0.027	-75.83 (113.0)	-0.017
자녀 성별(1=여성)	187.425 (110.14)	0.050	164.9 (106.7)	0.044	207.3** (103.4)	0.055
자녀 연령	-20.635 (611.71)	-0.027	5.586 (23.29)	0.007	7.931 (23.96)	0.010
자녀 교육연수					113.0*** (30.74)	0.105
자녀 혼인상태 (1=배우자있음)					-341.4*** (113.5)	-0.090
자녀 취업기간					8.361*** (1.178)	0.177
자녀 건강상태					-326.4*** (115.8)	-0.079
n	1,143		1,143		1,143	
R ²	0.034		0.085		0.135	
Adj. R-squared	0.0310		0.0777		0.125	
F	28.31***		12.15***		13.73***	

+p< .1 * p< .05 ** p< .01 *** p< .001

주 : 괄호안은 Robust S.E 임.

<표2> 부모의 빈곤지위가 자녀의 ln(성인기 가구소득)에 미치는 영향
: 성별차이를 중심으로

변수	남성		여성	
	B(S.E)	β	B(S.E)	β
(상수)	6.927*** (0.344)		6.687*** (0.367)	
부모 빈곤지위 (1=빈곤)	-0.366*** (0.0896)	-0.213	-0.214*** (0.0655)	-0.143
가구주 성별 (1=여성)	-0.195 (0.129)	-0.077	-0.0724 (0.146)	-0.023
가구주 연령	0.00205 (0.00503)	0.019	-0.00488 (0.00563)	-0.047
부모 교육연수	0.0315*** (0.00723)	0.198	0.0213*** (0.00772)	0.126
가구주 취업기간	-0.00111 (0.000818)	-0.059	0.000697 (0.000741)	0.038
한부모가족 경험여부 (1=한부모가족)	0.0639 (0.0985)	0.038	-0.144* (0.0740)	-0.079
아동기 거주지역 (1=중소도시)	-0.00825 (0.0463)	-0.007	-0.0236 (0.0470)	-0.019
자녀 연령	0.00451 (0.0104)	0.021	0.0182 (0.0115)	0.087
자녀 교육연수	0.0402*** (0.0130)	0.136	0.0508*** (0.0145)	0.169
자녀 혼인상태 (1=배우자있음)	-0.232*** (0.0473)	-0.216	-0.0375 (0.0509)	-0.036
자녀 취업기간	0.00363*** (0.000639)	0.274	0.00343*** (0.000501)	0.266
자녀 건강상태	-0.0821* (0.0437)	-0.073	-0.108** (0.0475)	-0.092
n	612		531	
R ²	0.188		0.219	
Adj. R-squared	0.172		0.201	
F	7.057***		10.74***	

+p< .1 * p< .05 ** p< .01 *** p< .001

<표3> 부모의 빈곤지위가 자녀의 ln(성인기 가구소득)에 미치는 영향
: 성별 및 분가여부를 중심으로

변수	분가여부			
	분가안함		분가함	
	남성	여성	남성	여성
	B(S.E)	B(S.E)	B(S.E)	B(S.E)
(상수)	7.441*** (0.462)	7.431*** (0.559)	6.286*** (0.622)	6.038*** (0.555)
부모 빈곤지위 (1=빈곤)	-0.599*** (0.157)	-0.289*** (0.0878)	-0.177* (0.0935)	-0.185** (0.0915)
가구주 성별 (1=여성)	-0.0656 (0.185)	0.0541 (0.166)	-0.143 (0.202)	-
가구주 연령	-0.00779 (0.00673)	-0.0165** (0.00696)	0.0115** (0.00581)	0.00810 (0.00769)
부모 교육연수	0.0523*** (0.00903)	0.0299** (0.0123)	0.00263 (0.0100)	0.0163* (0.00942)
가구주 취업기간	-0.00127 (0.00101)	0.00185* (0.00109)	-0.00170 (0.00125)	-0.000324 (0.00102)
한부모가족경험 여부 (1=한부모가족)	-0.0482 (0.169)	-0.281** (0.119)	0.148 (0.110)	-0.0337 (0.0926)
아동기 거주지역 (1=중소도시)	-0.0592 (0.0594)	-0.145* (0.0869)	-0.0174 (0.0601)	0.0403 (0.0557)
자녀 연령	-0.00443 (0.0126)	0.00715 (0.0147)	0.0251 (0.0153)	0.0274 (0.0174)
자녀 교육연수	0.0359** (0.0177)	0.0389* (0.0199)	0.0474*** (0.0170)	0.0501** (0.0195)
자녀 혼인상태 (1=배우자있음)	-0.390** (0.164)	-0.0844 (0.426)	-0.239** (0.105)	0.0821 (0.0840)
자녀 취업기간	0.00371*** (0.000655)	0.00307*** (0.000807)	0.00595*** (0.00151)	0.00426*** (0.000612)
자녀 건강상태	-0.0578 (0.0459)	-0.0507 (0.0511)	-0.283* (0.166)	-0.235 (0.147)
n	354	243	258	288
R ²	0.298	0.296	0.198	0.236
Adj. R-squared	0.273	0.259	0.159	0.206
F	6.290***	8.429***	6.028***	7.364***

+p< .1 * p< .05 ** p< .01 *** p< .001

<표4> 성인기 빈곤지위에 영향을 미치는 요인 : 로지스틱
회귀분석(전체표본)

변수	모델					
	M1		M2		M3	
	β	Exp(β)	β	Exp(β)	β	Exp(β)
상수	4.174	64.944	4.894	133.447	7.418*	1666.233
부모 빈곤지위 (1=빈곤함)	1.580***	4.855	1.392**	4.022	1.201**	3.322
가구주 성별			0.000	1.000	0.977	2.655
가구주 나이			0.032	1.033	0.046	1.047
부모 교육연수			-0.110	0.896	-0.093	0.911
가구주 취업기간			0.007	1.007	0.006	1.006
한부모가족 경험기간			0.691	1.995	0.488	1.629
14세 시기 거주지역 (1=중소도시)			0.528	1.695	0.244	1.276
자녀성별 (1=여성)	-0.256	0.774	-0.274	0.761	-0.648	0.523
자녀연령	-0.279**	0.756	-0.342***	0.711	-0.437***	0.646
자녀학력					-0.071	0.931
자녀 혼인상태 (1=배우자있음)					1.802**	6.065
자녀 취업기간					-0.015**	0.985
자녀 건강상태					0.343	1.410
사례수(N)	1118		1118		1118	
-2 <i>Log - Likelihood</i>	263.424		253.682		233.198	
모델 카이제곱(x^2)	27.079***		36.821***		57.305	
Nagelkerke R^2	0.105		0.142		0.218	

+ $p < .1$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

<표5> 성인기 빈곤지위에 영향을 미치는 요인 : 로지스틱 회귀분석
(분가하지 않은 경우)

변수	모델					
	M1		M2		M3	
	β	Exp(β)	β	Exp(β)	β	Exp(β)
상수	1.204***	3.332	-3.143***	0.043	-6.598**	0.001
부모빈곤지위 (1=빈곤함)	2.563	12.976	2.856	17.386	3.475**	32.298
가구주 성별			0.232*	1.261	0.105	1.110
가구주 나이			0.115	1.122	0.154*	1.166
부모 교육연수			-0.004	0.996	-0.035	0.966
가구주 취업기간			0.016	1.016	0.013	1.013
한부모가족경험 기간			1.506*	4.511	3.150*	23.333
14세 시기 거주지역 (1=중소도시)			1.708	5.519	1.988*	7.300
자녀성별(1=여성)	-0.840	0.432	-1.059	0.347	-0.411	0.663
자녀연령	-0.194	0.823	-0.298	0.742	-0.258	0.772
자녀학력					0.111	1.117
자녀 혼인상태 (1=배우자있음)					6.961**	1055.100
자녀 취업기간					-0.056**	0.945
자녀 건강상태					-0.015	0.985
사례수(N)	596		596		596	
-2 <i>Log - Likelihood</i>	105.588		90.620		63.827	
모델 카이제곱(x^2)	19.584***		34.552***		61.345***	
Nagelkerke R^2	0.171		0.297		0.516	

+ $p < .1$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

<표6> 성인기 빈곤지위에 영향을 미치는 요인 : 로지스틱 회귀분석
(분가한 경우)

변수	모델					
	M1		M2		M3	
	β	Exp(β)	β	Exp(β)	β	Exp(β)
상수	9.310**	11050.49 ₉	12.060**	172738.3 ₉	-6.598**	597193.3 ₄
부모 빈곤지위 (1=빈곤함)	0.699	2.011	0.452	1.571	0.366	1.442
가구주 성별			-18.734	0.000	-19.045	0.000
가구주 나이			0.011	1.011	0.012	1.012
부모 교육연수			-0.142	0.868	-0.138	0.871
가구주 취업기간			-0.001	0.999	0.000	1.000
한부모가족경험 기간			0.137	1.147	0.046	1.047
14세 시기 거주지역 (1=중소도시)			-0.336	0.715	-0.312	0.732
자녀성별(1=여성)	-0.148	0.862	-0.247	0.781	-0.546	0.580
자녀연령	-0.0435**	0.647	-.487***	0.615	-0.496***	0.609
자녀학력					-0.103	0.902
자녀 혼인상태 (1=배우자있음)					0.219	1.245
자녀 취업기간					-0.010	0.990
자녀 건강상태					0.474	1.607
사례수(N)	522		522		522	
-2 <i>Log-Likelihood</i> 모델	142.251		138.672		135.791	
카이제곱(x^2)	20.952***		24.531**		27.412*	
Nagelkerke R^2	0.171		0.171		0.191	

+ $p < .1$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

<표7> 부모 빈곤지위가 자녀의 성인기 빈곤지위에 미치는 영향 :

로지스틱 회귀분석

(분가한 가구가 분가하지 않았음을 가정)

변수	모델					
	M1		M2		M3	
	β	Exp(β)	β	Exp(β)	β	Exp(β)
상수	7.181*	1314.835	7.471	1756.406	12.352	231430.277
부모 빈곤지위 (1=빈곤함)	2.207	9.090	2.251*	9.501	2.244+	9.428
가구주 성별			-16.748	0.000	-17.638	0.000
가구주 나이			-0.099	0.906	-0.136	0.872
부모 교육연수			-0.015	0.985	0.000	1.000
가구주 취업기간			-0.002	0.998	0.007	1.007
한부모가족 경험기간			0.436	1.546	0.159	1.173
14세 시기 거주지역 (1=중소도시)			2.070+	7.925	2.417+	11.211
자녀성별 (1=여성)	-0.635*	0.530	-0.512	0.599	-0.576	0.562
자녀연령	-0.425	0.654	-0.328	0.720	-0.245	0.782
자녀학력					-0.437	0.646
자녀 혼인상태 (1=배우자있음)					-1.560	0.210
자녀 취업기간					-0.016	0.984
자녀 건강상태					0.745	2.106
사례수(N)	546		546		546	
-2 Log-Likelihood 모델	45.850		41.210		36.820	
카이제곱(x^2)	11.036*		15.676+		20.066+	
Nagelkerke R^2	0.202		0.286		0.365	

+ $p < .1$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

<표8> 부모 빈곤심도가 성인기 빈곤지위에 미치는 영향
: 로지스틱 회귀분석

변수	모델					
	M1		M2		M3	
	β	Exp(β)	β	Exp(β)	β	Exp(β)
상수	4.171 ⁺		4.881 ⁺	131.731	7.372 [*]	1590.283
극빈층	1.572 [*]	4.817	1.359	3.892	0.966	2.628
일반빈곤층	1.580 ^{***}	4.856	1.397 ^{**}	4.044	1.240 ^{**}	3.455
가구주 성별			0.004	1.004	0.978	2.660
가구주 나이			0.032	1.033	0.046	1.047
부모 교육연수			-0.110 ⁺	0.896	-0.094	0.910
가구주 취업기간			0.007	1.007	0.005	1.005
한부모가족 경험기간			0.688	1.990	0.488	1.628
14세 시기 거주지역 (1=중소도시)			0.531	1.701	0.267	1.306
자녀성별 (1=여성)	-0.257		-0.272	0.762	-0.644	0.525
자녀연령	-0.279 ^{**}		-0.341 ^{***}	0.711	-0.436 ^{***}	0.647
자녀학력					-0.070	0.932
자녀 혼인상태 (1=배우자있음)					1.811 ^{**}	6.116
자녀 취업기간					-0.015 ^{**}	0.985
자녀 건강상태					0.356	1.427
사례수(N)	1117		1117		1117	
-2 Log-Likelihood 모델	263.378		253.625		232.947	
카이제곱(x^2)	27.067 ^{***}		36.820 ^{***}		57.498 ^{***}	
Nagelkerke R^2	0.105		0.142		0.219	

⁺p< .1 * p< .05 ** p< .01 *** p< .001

Abstract

Intergenerational transmission of poverty in Korea

- The Effect of Parents' Poverty Status on
Children's Poverty Status -

Jeong, Yujin

Department of Social Welfare

The Graduate School

Seoul National University

On the basis of concerns that inequality is intensified according to decreasing mobility across generations, the purpose of this study is to analyze whether poverty is passed on from parents to children in Korea. For this purpose, the poverty status of parents and children were measured with actual measurement of income data. In addition, considering difference within the depth of poverty, this paper examines whether the degree of poverty directly affects children's future household income as adults or their chances of being poor.

This study requires longitudinal survey which includes measures of household and individual characteristics for both

children and parents. Accordingly, the study used 'Korean Labor Income Panel Study(KLIP) and applied methods such as Cross-tabs, Ordinary Least Square, and Linear probability Model.

The main findings are as follows. Firstly, parents' poverty status has negative effects on children's adult household income. Although correlation between childhood poverty and adulthood household income decreased by almost 10 percent once it controlled for other family background variables and children's adult human resources variables, the experience of poverty during childhood still effects on later-life outcome. This is also reflected in the result of analysis considering characteristics of the sample where it was divided into two groups depending on whether children left their home or not.

Secondly, the study showed that there was a significance of the relationship between two variables, parents' poverty status and children's poverty status, by using chi square test. possibility of adulthood poverty for those who lived with poor parents was 6% higher than that of those who did not. However, after dividing the sample into two groups, the result turned out to be different. For those who remained at home, experiences of poverty during childhood had statistically significant effects on their poverty status. In contrast, for those who left their home, childhood poverty status was not influenced by the their parents' poverty status. In order to investigate whether this was influenced by the increase of family income or decrease of the number of household members as these factors can influence the measurement methods of dependent variables, additional analysis was conducted assuming that those who had left their home still lived at home with their parents. The result showed that the

parents' poverty status influenced the children's poverty status, showing that the decrease of the number of household members was more influential than the increase of family income. This suggests that the poverty status of the parents still affects the poverty status of their children even after their moving out.

Lastly, this paper analysed different effects of the depth of poverty on children's adulthood family income and poverty status. The results showed that there was no difference according to the depth of poverty. There are some limitations such as the measured period that was unstable achievement in the labor market and the fact that the dependent variable reflected household status rather than the individual status.

As an early study of the intergenerational transmission of poverty in Korea, this study found that parents' poverty status affects the children's poverty status. This study is expected to provide meaningful implications in that it empirically shows the possibilities of intergenerational transmission of poverty. Furthermore, controlling variables of human capital model, the degree of intergenerational poverty persistence remained large and statistically significant. It requires other theoretical considerations to explain the relationship between the two variables. Thus, there is a need for political interventions in order to design poverty policies which not only reduce poverty rate but also encourage the equality of opportunities for children who experience poverty.

Keywords : Social mobility, Intergenerational transmission of poverty, Depth of poverty, Human capital model, OLS, Linear Probability Model(LPM)

Student Number : 2015-20235