

근로빈곤가구와 근로비빈곤가구의 차별적 소득 궤적 : 잠재성장모형의 적용

이 소 현*

노동시장의 분절화가 심화되는 상황을 고려하여 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구의 소득이 비교적 관점에서 접근될 필요성이 제기됨에도 관련된 연구가 다소 미비한 것으로 생각된다. 이에 본 논문은 『한국노동패널조사』 12~19차년도 자료를 이용하여 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구의 차별적 소득 궤적을 실증하고, 경제적 안정성의 한 요소인 정규직 여부가 소득 궤적에 미치는 영향이 집단간 차이를 보이는지 설명하고자 한다. 잠재성장모형과 다집단 분석을 이용하여 분석한 결과에 의하면, 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구의 소득은 모두 증가하는 추세로 나타났지만 소득 증가의 변화율에는 차이를 보여 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구간의 소득 격차가 심화될 가능성이 있는 것으로 해석되었다. 또한, 근로비빈곤가구는 정규직 근로자가 속한 가구의 소득 증가가 그렇지 못한 가구에 비해 빠른 것으로 나타난 반면, 근로빈곤가구에서는 정규직 근로자가 속한 가구의 소득 증가가 오히려 느린 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 비정규직의 정규직 전환에 집중하고 있는 최근의 정책기조만으로 근로빈곤가구의 소득 문제를 해결하기에는 다소 한계가 있을 것임을 시사한다.

주요용어 : 근로빈곤(in-work poverty), 소득 궤적(income trajectories), 정규직 근로자(regular worker), 잠재성장모형(latent growth mode), 다집단 분석(multi-group analysis)

I. 서론

근로빈곤(in-work poverty)은 자본주의 시장 경제가 발전하면서부터 주목받은 오래된 사회 문제이다. 맑스와 엥겔스는 19세기에 벌써 자본주의 사회에서는 일하는 사람들이 아무것도 얻지 못하는 반면 무언가를 얻는 자들은 일하지 않는다고 말하며 일을 하더라도 얻지 못하는 상황, 이른바 근로빈곤의 문제를 일찍이 제기한 바 있다. 이처럼 복지 분야의 전통적인 주제라고 할 수 있는 근로빈곤이 최근 들어 폭발적인 관심을 받게 된 것은 근로빈곤층에 속할 개인적 원인을 찾기 어려운 계층들이 근로빈곤층으로 빠르게 편입되어가고 그 규모가 전례 없는 수준으로 빠르게 확대되고 있기 때문이다(심상용, 2006; Marx and Nolan, 2012).

근로빈곤층이 증가하는 현상은 국제적인 추세일 뿐만 아니라 우리나라에서도 예외 없이 관찰되

* 연세대학교 도시공학과 석·박사 통합과정 | sohyeonlee@yonsei.ac.kr

는 상황인 것으로 보인다(한국보건사회연구원, 2016). 우리나라의 연구들을 살펴보면 1997년 외환 위기와 2008년 금융위기를 기점으로 빠르게 증가한 근로빈곤층은 최근까지도 꾸준히 증가하는 추세를 보이는 것으로 나타났다(이병희·반정호, 2009; 백학영, 2016). 이와 같은 근로빈곤층의 증가 추세는 탈산업화, 숙련 편향적 기술변화(skill-biased technological change), 자동화 기술의 발전 등의 거시적인 변화로 인하여 당분간 계속 지속되거나 오히려 더욱 빨라질 것으로 전망되고 있다(Danninger and Mincer, 2000; Hellier, 2012; Marx, 2017). 일을 할 수 있음에도 불구하고 빈곤한 사람들이 계속 증가하는 것은 이들이 부양할 수 있었던 사람들의 처지까지 빈곤해진다는 점에서 매우 문제적이다(노대명, 2013).

OECD의 「Employment Outlook 2017」 보고서에 의하면, 우리나라는 직업적 전망이 있고 상대적으로 고임금을 받는 일자리와 불안정하고 상대적으로 저임금을 받는 일자리로 나뉘지는 노동시장 분절현상이 심각한 것으로 분석되고 있다. 분절화된 노동시장은 근로빈곤층을 증가시키고 계층간 소득격차를 심화시켜 사회적 양극화를 고착화하는 데에 기여한다는 점에서 문제적이다(이병훈·김유선, 2003; 강금봉, 2016). 이와 같은 우리나라 노동시장의 상황을 고려하면 근로빈곤에 대한 연구가 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 비교적 관점에서 시도될 필요성이 추가적으로 제기됨에도 불구하고 이러한 시각을 견지하는 연구들은 다소 부족한 것으로 보인다. 또한, 최근 근로빈곤층을 대상으로 하는 정책적 노력이 진행되고 있지만 근로빈곤층이 빈곤으로부터 탈출하려면 어떠한 조건이 갖춰져야 하는가에 대한 국내 연구가 다소 미비하여 해외의 정책들을 벤치마킹하는 단계에 머물고 있다(홍경준, 2005).

이에 본 연구는 『한국노동패널조사』의 12~19차년도 자료를 이용하여 2009~2016년 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구의 소득 변화가 어떤 차이를 보이며 전개되었는지 살펴보고, 서로 다른 양상으로 진행되었다는 것이 통계적으로 유의하다고 검정될 경우 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구의 격차의 동태적 변동을 살펴보고, 더욱 나아가서는 정규직 근로자를 가구원으로 포함하는지의 여부가 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구의 차별적 소득 궤적을 설명하는 하나의 요인이 될 수 있는지 분석하는 것을 주요 목적으로 한다.

본 연구는 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구를 비교하여 살펴보고 있는데 이는 근로빈곤층이 느끼는 상대적 박탈감을 다소나마 짐작케 할 수 있다는 점에서 의의를 가진다. 본 연구는 잠재성장모형(latent growth model)과 다집단 분석(multi-group analysis)을 동시에 이용하여 집단간 소득 궤적의 차이가 통계적으로 유의한지 분석한다는 점에서 의의를 가진다. 본 연구는 최근 정부 주도적으로 진행되고 있는 ‘비정규직의 정규직 전환’만으로는 근로빈곤층의 소득 문제를 해결하기 어려우며 빈곤에서 탈출하기 어렵게 만드는 조건을 개선시키려는 다면적인 정책적 접근이 필요함을 강조한다는 점에서 의의를 가진다.

II. 이론적 고찰 및 선행연구 검토

1. 근로빈곤의 정의 및 측정

근로빈곤(in-work poverty)의 개념에 대해서는 합의된 정의가 없으며 이와 관련하여 여전히 활발한 논쟁이 벌어지고 있다(Lohmann and Marx, 2008; 박미석·박미려, 2014). 일반적으로 근로빈곤은 노동을 수행하고 있음에도 빈곤한 상황으로 설명되지만 자본주의 경제의 구조적인 특수성에 의해 필연적으로 발생하는 구조적 실업을 고려하여 근로빈곤을 보다 폭넓게 정의할 필요성이 제기되면서 근로빈곤은 ‘노동을 수행하고 있는지의 여부와 관계없이 노동할 수 있는 역량을 가지고 있음에도 빈곤에 머물러 있는 상황’을 포괄하는 개념으로 새롭게 정의되고 있는 상황이다(Marx and Nolan, 2012; 백학영, 2016).

근로빈곤을 측정하는 문제는 근로빈곤을 정의하는 문제와는 별개로 또 다른 새로운 논의의 장을 열고 있다(지은정, 2007; 강금봉, 2016). 근로빈곤이 일하고 있거나 일할 수 있는 역량을 가진 사람으로 정의될 수 있다면 근로빈곤의 실태를 파악하기 위해서는 일하고 있음에도 빈곤한 근로빈곤층(working poor)과 일을 하고 있지는 않지만 일할 수 있는 역량을 가진 빈곤한 사람들인 근로능력빈곤층(workable poor)을 구분하여 측정해내야 하는데 ‘일할 수 있는 역량’에 대한 기준이 모호한 상황이다(노대명, 2013). 이외에도 근로빈곤의 측정과 관련하여 집계 단위를 개인으로 할 것인가 아니면 가구로 할 것인가, 빈곤 여부를 판정하는 기준을 어떻게 설정할 것인가 등의 문제들이 제기되고 있다(홍경준, 2005; Crettaz 2011).

결과적으로 근로빈곤의 측정은 연구자의 연구 목표 및 목적에 따라 달라질 수 있는 것으로 동의되고 있다. 이에 본 연구는 일을 하고 있음에도 빈곤한 상황을 의미하는 근로빈곤의 전통적인 개념에 집중하여 근로능력빈곤층을 논의에서 제외하고자 한다. 따라서 근로빈곤가구를 가구원 중에서 1명 이상이 취업하여 소득을 벌어들이고 있음에도 불구하고 가구의 소득이 최소한의 생활수준을 유지하기 위해 필요한 수준을 넘지 못하는 가구로 정의하고 근로빈곤가구에 속하지 않는 가구를 근로비빈곤가구로 분류하고자 한다.

2. 근로빈곤의 원인

근로빈곤에 대한 연구는 근로빈곤을 경험하는 개인 및 가구의 내부적 요인을 설명하는 것에서 노동시장의 구조, 거시경제적 상황 등 외부적 요인과의 복합적인 상호작용을 살펴보는 시각으로 옮겨가고 있다(지은정, 2007). 일반적으로 제시되는 내부적 요인으로는 성별, 건강수준, 부양가족, 혼인상태, 종사상 지위 등의 개인 혹은 가구의 특성이 있다(금재호·김승택, 2001; 김안나, 2007) 또한, 개인의 낮은 인적자본 수준이 근로빈곤의 주요한 원인으로 설명되고 있다(김교성·반정호, 2004; 김안나, 2007; 김은하, 2009). 인적자본이론에 의하면, 교육수준이나 숙련수준 등의 인적자본 차이가 노동생산성(labor productivity) 차이를 야기하여 임금의 차이로 현시된다(Becker, 1962). 결과적으로 인적자본의 수준이 낮은 근로자들은 생계를 유지하기 어려울 정도로 낮은 임금, 실업과 취업을 반복하는 불안정한 지위로 인해 근로빈곤을 경험하게 된다.

다음으로, 근로빈곤의 외부적 요인으로는 경기침체, 고용 없는 성장(jobless growth), 탈산업화,

노동시장 유연화 및 분절화, 숙련 편향적 기술변화(skill-biased technological change), 자동화 기술의 발전 등이 거론되고 있다(홍경준, 2005; 심상용, 2006; 박미석·박미려, 2014). 경기침체에 따른 근로빈곤의 증대는 경기가 회복되면 감소하는 양상을 보이므로 일시적인 문제로 취급되지만 고용 없는 성장, 탈산업화, 노동시장 유연화 및 분절화, 숙련 편향적 기술변화, 자동화 기술의 발전 등의 환경적 변화는 노동 경쟁력이 취약한 근로자의 고용을 상대적으로 불안정하게 만들어 시간의 흐름에 따라 근로빈곤층을 더욱 빠르게 양산해낼 것임이 분명히 예상된다는 점에서 심각하다.

지금까지 살펴본 근로빈곤의 다양한 원인들 중에서 최근 우리나라에서 가장 주목하고 있는 것은 노동시장의 유연화 및 분절화가 심화됨에 따라 급증한 비정규직의 문제이다(한국보건사회연구원, 2016). 관련된 연구에 의하면, 가구주가 정규직 근로자일 경우 해당 가구가 빈곤해질 가능성이 낮고 비정규직 근로자일 경우 빈곤할 가능성을 높은 것으로 나타났다(박미석·박미려, 2014). 우리나라는 1997년 외환위기 이후 노동시장의 유연화 및 분절화가 빠르게 진행되어 온 것으로 파악되며 그 과정에서 정규직이 줄어들고 임시직, 일용직 등 비정규직이 기형적으로 늘어난 것으로 분석된다. 정규직이 적고 비정규직이 많은 노동시장에서는 정규직과 비정규직간의 임금 격차가 점차 커지게 되어 일을 하고 있음에도 불구하고 빈곤한 근로빈곤층이 늘어나는 것으로 설명된다(지은정, 2007).

III. 연구방법

1. 연구의 자료

본 연구는 『한국노동패널조사(KLIPS)』의 12~19차 자료를 분석에 이용하였다. KLIPS는 비농촌 지역에 거주하는 5,000 가구와 그 가구에 속한 가구원으로 구성된 패널 표본을 대상으로 1년에 1회씩 가구특성, 경제활동 및 노동시장 참여·이동, 소득 및 소비, 교육 및 직업훈련 등에 관한 내용을 추적 조사한 종단자료(longitudinal data)이다. KLIPS 표본의 모집단은 우리나라 영토 내의 일반 가구에 거주하고 있는 15세 이상 가구원이다. KLIPS는 1995년 인구주택총조사의 10%표본조사구 중에서 전국 19,025조사구를 표본틀로 활용하고 2단계 층화집락계통추출법을 사용하여 표본을 추출하였다.

본 연구는 2008년 글로벌 경제위기가 소득에 미친 영향을 통제하고 표본의 대표성과 표본의 수를 최대한으로 확보하기 위한 목적에서 2009~2016년을 시간적 범위로 설정하였다. KLIPS의 경우 표본의 전국적인 대표성을 확보하기 위하여 12차년도(2009년) 조사에서부터 1,415가구 표본을 추가하여 조사하고 있다.

본 연구는 가구소득의 종단적 변화를 살펴보고자 하므로 2009~2016년에 걸쳐 시행된 8번의 조사에 모두 참여한 5,438개 근로자가구를 대상으로 분석을 시도하였다. 통계청의 『가구동향자료』에서는 근로자가구를 가구주가 정부나 기업(준법인기업 포함)에 고용되어 정신적 또는 육체적 노동을 제공하고 그 대가로 급여를 받는 가구로 정의하고 있지만 본 연구에서는 임금근로자를 가구원

으로 포함하는 가구를 근로자가구로 정의하고자 한다. 즉, 근로자가구는 2009년 진행된 12차년도 조사에서 “작년 한 해 동안 가족들 중 근로소득이 있었던 분이 계셨습니까?”라는 질문에 있었다고 응답한 가구로 측정되었다.

본 연구는 전체 근로자가구의 2009년 가구소득을 빈곤선(poverty line)과 비교하여 근로빈곤가구($N=1,158$)와 근로비빈곤가구($N=4,280$)의 두 집단으로 구분하였다. 이 때 빈곤선은 통계청 『가계동향조사』에서 발표하는 균등화 처분가능 소득의 중위 50%로 측정되었고 2009년 빈곤선은 한 달 기준 737,665원이다. 세계적으로 빈곤선을 결정하는 방법을 두고 활발한 논쟁이 끊임없이 진행되어 오고 있지만 ‘빈곤이란 무엇인가’와 관련된 근원적인 질문에서 비롯된 이해의 차이와 관련된 부분 이므로 합의된 기준을 도출하지 못하고 있는 상황이다(Ravallion, 2003). 다만, 국제적인 비교를 원활하게 수행하기 위한 목적에서 대부분의 실증연구에서는 OECD에서 제시한 중위50% 기준을 이용하고 있다.

2. 변수 및 측정

본 논문은 근로자가구의 소득이 2009년~2016년의 기간 동안 평균적으로 어떤 추세의 변화를 겪는지, 근로자가구를 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구로 구분하였을 때 두 집단의 소득 변화 양상이 서로 상이한지, 두 집단의 소득 변화 양상이 서로 상이하다면 이를 근로자의 정규직 여부로 설명할 수 있는지 분석하는 것을 목적으로 한다. 따라서 본 연구에서 분석에 활용한 종속변수는 가구 소득, 설명변수는 정규직 여부이다.

가. 종속변수: 가구소득

가구소득이란 한 가구나 그 가구의 개별 구성원이 1년간 또는 정기적으로 벌어들이는 현금 또는 현물 등의 모든 수입을 의미한다. 본 연구는 작년 한 해 동안 벌어들인 가구의 소득을 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험, 이전소득, 기타소득의 6가지 항목으로 구분하여 조사한 KLIPS 가구용 자료를 이용하여 가구소득을 계산하였고 변수의 산출 과정은 다음과 같다.

첫째, 가구의 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험, 이전소득을 합하여 가구의 연간총소득을 산출하고 이를 12개월로 나누어 가구의 월간총소득을 구하였다. 가구소득을 산출하는 과정에서 기타소득을 합산에서 제외하는 이유는 통계청의 『가계동향조사』에서 기타소득을 제외한 소득을 이용하고 있기 때문이다(성재민, 2006). 연간소득을 월간소득으로 환산한 이유는 근로빈곤가구를 구분할 때 사용되는 빈곤선이 월 단위로 제시되기 때문이다.

둘째, KLIPS 가구용 조사에서 제시하는 가구원 수 자료를 이용하여 가구의 월간총소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누어 균등화 소득(equivalised income)을 계산하였다. 소득변수를 균등화 처리하는 이유는 서로 다른 가구원 수를 가진 가구들이 동일한 기준으로 비교될 수 있도록 하기 위함이다. 균등화 처리와 관련하여 다양한 방법이 제안되어 있지만 본 연구에서는 OECD에서 제시하

는 제곱근지수 방법을 이용하였다.

셋째, 균등화 소득은 연도·지역간 물가수준(price level)의 차이를 고려하여 조정되었다. 본 연구에서 사용되는 KLIPS 가구용 조사의 소득변수는 조사를 시행한 연도의 화폐액으로 표시된 명목소득(nominal income)으로 물가변동의 영향을 고려하지 않고 있어 물가수준이 서로 상이한 연도·지역간 소득을 비교하는 데에 활용되기 어렵다. 이에 본 연구는 명목소득을 연도·지역별 물가지수로 나누어 실질소득(real income)을 산출하고 이를 분석에 활용하였다. 연도·지역별 물가지수는 이상호(2008)가 제시한 '2005년 기준 집세 제외 가격지수'에 통계청의 연도·지역별 『소비자물가지수』를 이용해 산출한 '지역별 물가변동률'을 곱하여 계산하였다. 이 때 집세 제외 가격지수를 이용한 이유는 집세 포함 가격지수에 활용된 집세 자료가 불완전하여 집세 포함 가격지수가 제대로 추정되지 않았을 가능성이 높기 때문이다.

나. 설명변수: 정규직 여부

정규직 근로자(regular worker)란 고용계약에 근로계약기간이 규정되어 있지 않은 근로자를 말하며 특별한 사유가 없는 경우 고용된 직장에서 계속적으로 일할 수 있는 근로자를 말한다. 이와 반대되는 개념이라고 할 수 있는 비정규직 근로자(irregular worker)란 근로계약기간이 정해져 있는 근로자를 말하며 한시적 근로자, 시간제근로자, 비전형근로자 등을 포괄하여 지칭할 때 주로 이용되는 개념이다. 일반적으로 실증분석에서는 고용계약에 업무 종료 날짜가 기입되어 있는 지의 여부를 통해 정규직 근로자와 비정규직 근로자를 구분한다.

본 연구는 KLIPS 개인용 조사 자료를 이용하여 정규직 여부 변수를 구축하였다. 정규직 여부 변수는 분석기간의 초기년도에 해당되는 2009년을 기준으로 해당 가구에 속한 가구원 중에서 한 명이라도 정규직 근로자에 해당될 경우 1의 값을, 그렇지 않을 경우 0의 값을 부여한 더미변수를 말한다.

3. 기술통계량 분석결과

분석에 활용된 변수들의 기술통계량은 <표 1>과 같다. 우선 가구소득은 2009년 평균 133만원(표준편차 123만원)에서 2016년 평균 190만원(표준편차 154만원)으로 증가한 것으로 나타났다. 가구소득변수를 산출하는 과정에서 물가변동을 통제하였으므로 가구소득변수의 증가는 실질소득의 증가를 의미하는 것으로 해석될 수 있다.

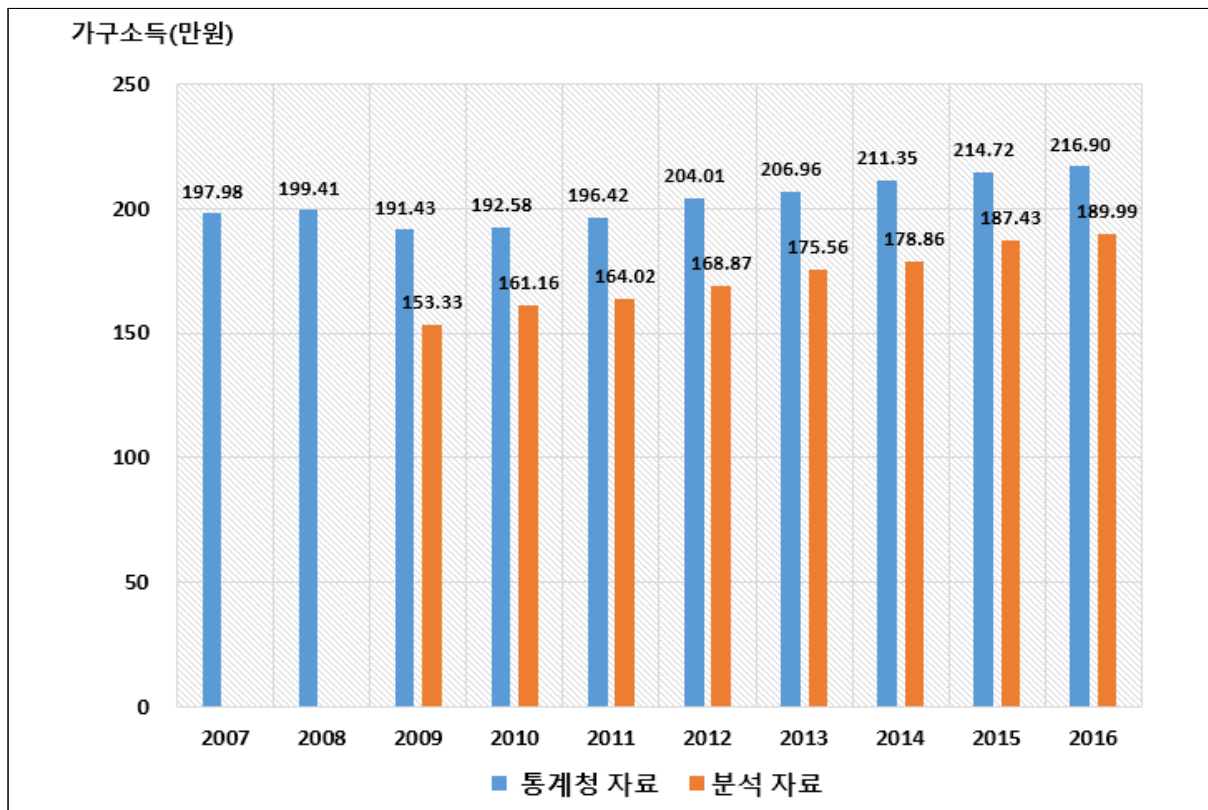
한편, 가구단위에서 조사된 대부분의 통계 자료는 조사하는 과정에서 소득이 과소 혹은 과대 보고되거나 표본 구성에 있어서 고소득층이 과소 대표되는 등의 한계를 보이기 때문에 해당 자료의 소득변수를 사용하기에 앞서 국민계정과 비교하는 작업이 요구된다(한국노동연구원, 2014). KLIPS 자료를 이용하여 계산한 가구소득변수의 추세가 우리나라의 일반적인 추세와 부합하는 지를 확인하기 위하여 통계청의 『가구동향조사』와의 비교를 수행하였다([그림 1] 참조). 이 과정에서 통계

<표 1> 변수간 상관행렬(N=5,438)

변수	Mean	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. 2009년 가구소득	153.33	122.90	1.000								
2. 2010년 가구소득	161.16	130.16	0.483	1.000							
3. 2011년 가구소득	164.02	124.87	0.431	0.667	1.000						
4. 2012년 가구소득	168.87	118.68	0.469	0.513	0.606	1.000					
5. 2013년 가구소득	175.56	141.38	0.332	0.396	0.469	0.549	1.000				
6. 2014년 가구소득	178.86	134.72	0.336	0.417	0.486	0.567	0.577	1.000			
7. 2015년 가구소득	187.43	145.06	0.311	0.368	0.451	0.518	0.493	0.645	1.000		
8. 2016년 가구소득	189.99	153.67	0.304	0.393	0.456	0.466	0.470	0.532	0.623	1.000	
9. 정규직 여부	0.163	0.369	-0.149	-0.140	-0.128	-0.112	-0.099	-0.109	-0.093	-0.091	1.000

Note. 모든 상관계수는 $p < 0.01$ 수준에서 유의함.

[그림 1] 통계청 자료와 분석 자료의 소득 추세 비교



청의 『가구동향조사』에서 제공하는 근로자가구의 실질 처분가능소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값을 비교에 활용하였다. 결과에 의하면, 두 변수는 서로 유사한 추세를 보이는 것으로 확인 되었으나 값에 있어서는 30~40만원의 차이가 보이는 것으로 나타났다. 이는 결과를 해석하는 과정에서 소득변수의 구체적인 값에 집중한 해석은 지양할 필요가 있음을 드러내는 것이다.

다음으로 정규직 여부 변수를 살펴보면, 2009년에는 전체 가구들 중에서 약 16.3%가 정규직 근

로자를 가구원으로 포함한 가구인 것으로 나타났다. 통계청의 『경제활동인구조사』에 의하면, 정규직 비율은 2009년 3월의 경우 66.6%, 2009년 8월의 경우 65.1%인 것으로 나타나 본 연구의 정규직 여부 변수와는 다소 차이를 보이는 것으로 나타났다.

4. 연구모형

가. 잠재성장모델링: 소득 궤적의 추정

본 연구는 시간에 따른 변화를 살펴보는 데 활용되는 종단자료 분석기법 중에서 잠재성장모델링(latent growth modeling)을 분석에 이용한다. 잠재성장모델링은 잠재변수(latent variable)와 관측변수(observed variable)를 구분하여 분석하는 구조방정식모델링 기법을 활용하여 성장 궤적을 추정하는 통계적 기법을 말하는 것으로 각 시점의 종속변수 값은 관측변수로, 종속변수 궤적의 출발점과 기울기는 각각 모수화되어 잠재변수로서 모형에 반영된다(Bollen and Curran, 2006).

대부분의 종단자료 분석에서는 궤적을 선형으로 가정하여 분석을 시도하는 반면, 잠재성장모형은 궤적을 선형 혹은 비선형 등으로 유연하게 가정할 수 있는 이점과 함께 설명변수가 종속변수의 초기값과 변화율에 어떤 영향을 미치는 지 구분하여 살펴볼 수 있는 이점을 가진다.

잠재성장모델링은 무조건부 모형(unconditional model)에 대한 분석을 거친 후 조건부 모형(conditional model)에 대한 분석을 실시하는 2단계의 분석절차로 구성된다. 이 때 무조건부 모형이란 각 시점별 종속변수만으로 구성된 모형, 조건부 모형이란 무조건부 모형에 설명변수를 추가하여 구성한 모형을 의미하며 선형 궤적을 가정한 상태에서 수식으로 표현하면 각각 <식 1>, <식 2>와 같다.

$$\begin{aligned}
 &1\text{수준} : y_{it} = \alpha_i + \lambda_t \beta_i + \varepsilon_{it} \\
 &2\text{수준} : \alpha_i = \mu_\alpha + \zeta_{\alpha i} \\
 &\quad \beta_i = \mu_\beta + \zeta_{\beta i} \\
 &1\text{수준} : y_{it} = \alpha_i + \lambda_t \beta_i + \varepsilon_{it} \\
 &2\text{수준} : \alpha_i = \mu_\alpha + \gamma_\alpha x_i + \zeta_{\alpha i} \\
 &\quad \beta_i = \mu_\beta + \gamma_\beta x_i + \zeta_{\beta i}
 \end{aligned}
 \tag{식 1}$$

$$\tag{식 2}$$

무조건부 모형의 1수준은 각 가구의 변화를 수식화한 것으로, 개별 가구*i*의 소득 궤적을 나낸다. 관측변수 y_{it} 는 가구*i*의 t 시점에서의 가구소득을 나타낸다. 잠재변수 α_i , β_i 는 각각 가구*i*의 소득 궤적에서의 출발점과 기울기를 나타낸다. 결과적으로 λ_t 는 궤적의 형태를 결정하는 모수로서 작용하고 연구자의 모형에 대한 가정에 따라 다른 값으로 설정된다. ε_{it} 는 오차항을 나타낸다. 2수준은 가구간 차이를 수식화한 것으로, 가구*i*의 소득 궤적이 전체 가구의 평균적인 소득 궤적으로부터 얼마만큼 떨어져 있는지 나타낸다. α_i 를 구성하는 μ_α 는 소득 궤적에서 출발점의 평균값 $E(\alpha_i)$ 을, $\zeta_{\alpha i}$ 는 오차항을 나타낸다. β_i 를 구성하는 μ_β 는 소득 궤적에서 기울기의 평균값 $E(\beta_i)$ 을, $\zeta_{\beta i}$ 는 오차항을 나타낸다.

조건부 모형의 경우 무조건부 모형과 비교하였을 때 1수준 수식은 동일하지만 2수준 수식에서 차이를 보인다. 조건부 모형의 2수준은 가구 i 의 소득 궤적을 설명변수인 정규직 여부 x_i 으로 해석하고 있다. 가구 i 의 소득 궤적에서 출발점을 나타내는 α_i 는 ① 출발점의 평균값 μ_α , ② x_i 에 의해 설명된 부분을 나타내는 $\gamma_\alpha x_i$, ③ 오차항 $\zeta_{\alpha i}$ 으로 구성된다. 또한, 가구 i 의 소득 궤적에서 기울기를 나타내는 β_i 는 ① 기울기의 평균값 μ_β , ② x_i 에 의해 설명된 부분을 나타내는 $\gamma_\beta x_i$, ③ 오차항 $\zeta_{\beta i}$ 으로 구성된다.

이를 종합해보면, 첫 번째 단계인 무조건부 모형에 대한 분석에서는 전체 집단의 가구소득이 평균적으로 어떠한 궤적을 따르고 있는지, 개별 가구는 전체 집단의 평균적인 소득 궤적으로부터 얼마만큼 떨어져 있는지를 확인해볼 수 있다. 본 연구는 다양한 유형의 궤적 중에서 일반적으로 많이 활용되는 무변화, 선형변화, 이차함수형 변화, 자유모수적 변화의 4가지 유형을 분석에 활용하였으며 이를 모형도로 표현하면 다음의 [그림 2]와 같다.

두 번째 단계인 조건부 모형에 대한 분석에서는 정규직 여부가 전체 집단의 소득 궤적에 미치는 영향을 해석할 수 있다. 즉, 정규직 근로자가 포함된 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 소득 궤적의 출발점과 기울기가 얼마만큼 차이 나는지를 확인해볼 수 있다.

나. 다집단 분석: 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구의 비교

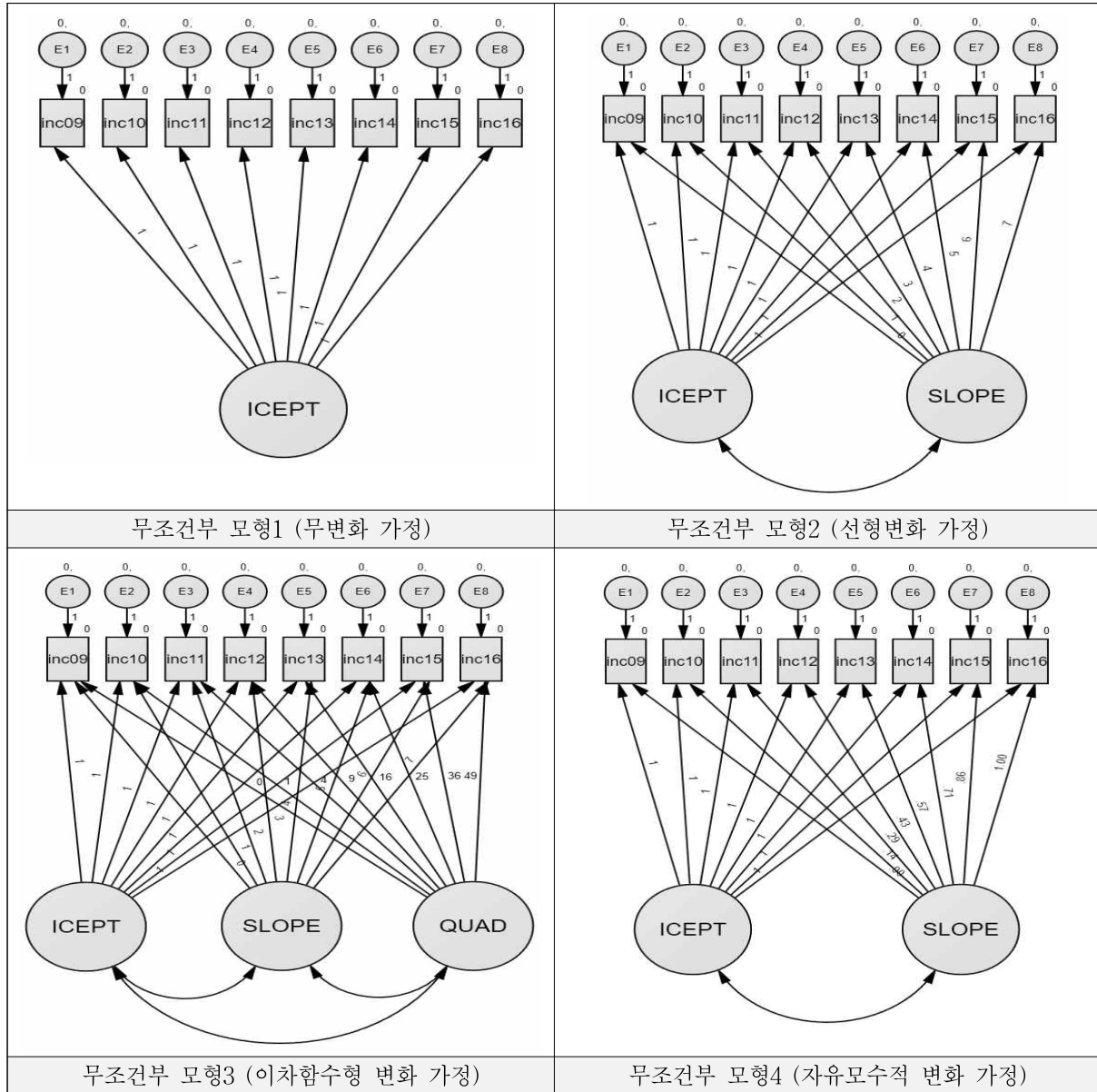
본 연구는 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구의 소득 궤적을 비교하는 과정에서 집단간 비교를 수행할 수 있게 하는 다집단 분석(multiple group analysis)을 활용한다. 집단간 차이가 있음을 확인하고 싶은 특정한 모수들이 개별 집단에 상관없이 동일하다고 제약한 제약모형(constraint model)과 이와 같은 제약을 가하지 않은 비제약모형(unconstrained model)에 대해 χ^2 차이검정(χ^2 difference test)을 수행하여 두 모형이 통계적으로 유의한 차이를 보이는 지 분석하는 통계방법이다. 제약모형과 비제약모형이 통계적으로 유의한 차이를 보인다는 것은 집단간 차이가 실증된 것으로 해석될 수 있다.

IV. 실증분석 결과

1. 가구소득 궤적의 형태

본 연구는 IBM SPSS Amos 22.0 프로그램을 활용하여 분석을 시행하였다. 무조건부 모형의 궤적이 무변화, 선형변화, 이차함수형 변화, 자유모수적 변화의 4가지 유형 중 어떤 유형에 해당되는지를 확인하기 위하여 모형적합도지수(model fit index)를 이용하여 평가해본 결과는 다음의 <표 2>와 같다. 본 연구는 비교적 일반적으로 활용되는 χ^2 (chi-square), CFI(comparative fit index), TLI(Tucker-Lewis index), RMSEA(root mean square error of approximation), SRMR

[그림 2] 무조건부 모형의 4가지 유형



<표 2> 모형 적합도의 평가(N=5,438)

구분	무조건부 모형1 (무변화)	무조건부 모형2 (선형변화)	무조건부 모형3 (이차함수형 변화)	무조건부 모형4 (자유모수적 변화)
χ^2	3544.875 (df=34, p<0.01)	1178.931 (df=31, p<0.01)	980.495 (df=27, p<0.01)	1181.391 (df=31, p<0.01)
CFI	0.823	0.942	0.952	0.942
TLI	0.854	0.948	0.950	0.948
RMSEA(±90% CI)	0.138(0.134, 0.142)	0.083(0.079, 0.087)	0.081(0.076, 0.085)	0.083(0.079, 0.087)
SRMR	0.078	0.037	0.034	0.037

(standardized root mean square residual)의 모형적합도지수를 활용하였다. 모형적합도지수를 평가하는 과정에서는 Hair et al.(2006)이 제시한 수용기준을 적용하여 χ^2 가 유의한 것으로 나타나거나 $CFI \geq 0.95$, $TLI \geq 0.95$, $RMSEA < 0.07$, $SRMR < 0.08$ 을 만족한 경우 양호한 수준의 모형 적합도를 보이는 것으로 평가하였다.

다양한 경로를 상정하는 모형들의 적합도지수를 비교한 결과에 의하면, 이차함수형 변화를 가정한 무조건부 모형3이 분석 자료를 가장 잘 대표하는 것으로 나타났다. 즉, 2009~2016년 가구소득의 궤적은 시간에 관계없이 일정한 수준을 유지하는 것이 아닌 시간의 흐름에 따라 변화를 보이고 있으며 그 궤적의 형태는 선형이 아닌 이차함수 형식의 곡선형 궤적에 가까운 것으로 나타났다.

2. 가구소득의 평균적인 궤적

이차함수형 곡선 궤적을 가정한 무조건부 모형3을 이용하여 가구소득의 평균적인 궤적을 살펴본 결과는 <표 3>과 같고 이를 그래프로 살펴본 결과는 [그림 3]과 같다.

가. 전체 가구의 평균적인 궤적

우선, 모형의 적합도를 확인해본 결과 $\chi^2=980.495(df=27)$ 는 통계적으로 유의한 것으로 나타났지만 표본 수에 덜 민감한 대안적인 모형적합지수들의 값($CFI=0.952$, $TLI=0.950$, $RMSEA=0.081$, $SRMR=0.037$)은 양호한 수준인 것으로 나타났다. 즉, 모형이 자료를 잘 적합하고 있는 것으로 해석될 수 있다.

우선, 2009~2016년 소득의 평균변화율(average rate of change)은 5.24만원/년, 7년간 증감률은 14.63%로 동일기간 최저임금이 2009년 4,000원에서 2016년 6,030원으로 50.75% 증가한 것과 비교할 때 가구소득의 증가가 다소 느린 속도로 진행되어 온 것을 알 수 있다.

소득 궤적에 대해 더욱 자세히 살펴보면, 출발점 모수(I)의 평균은 154.172(표준편차 1.611), 1차항 기울기 모수(S)의 평균은 5.043(표준편차 0.782)으로 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나 2차항 기울기 모수(Q)의 평균은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 분석에 활용된 전체 가구를 대상으로 살펴본 가구소득의 평균적인 궤적은 선형 증가함수의 모습에 가까운 것으로 해석될 수 있다.

궤적의 출발점 모수(I)와 1차항 기울기 모수(S)의 공분산은 $-764.551(p < 0.01)$, 출발점 모수(I)와 2차항 기울기 모수(Q)의 공분산은 $46.116(p < 0.01)$ 로 나타났다. 출발점에서 평균보다 소득이 높은 가구는 전체 가구보다 평균적으로 느린 소득의 증가를 보이지만 시간이 지날수록 증가 속도가 조금씩 빨라지는 모습을 보이는 것으로 분석되었다. 이와 반면에, 출발점에서 평균보다 소득이 낮은 가구는 전체 가구보다 평균적으로 빠른 소득의 증가를 보이지만 시간이 지날수록 빨라지는 속도가 느려지는 모습을 보이는 것으로 분석되었다. 즉, 시간이 지남에 따라 전체 가구의 소득격차가 점진적으로 감소되다가 증가하는 방향으로 전환된 것으로 해석될 수 있다.

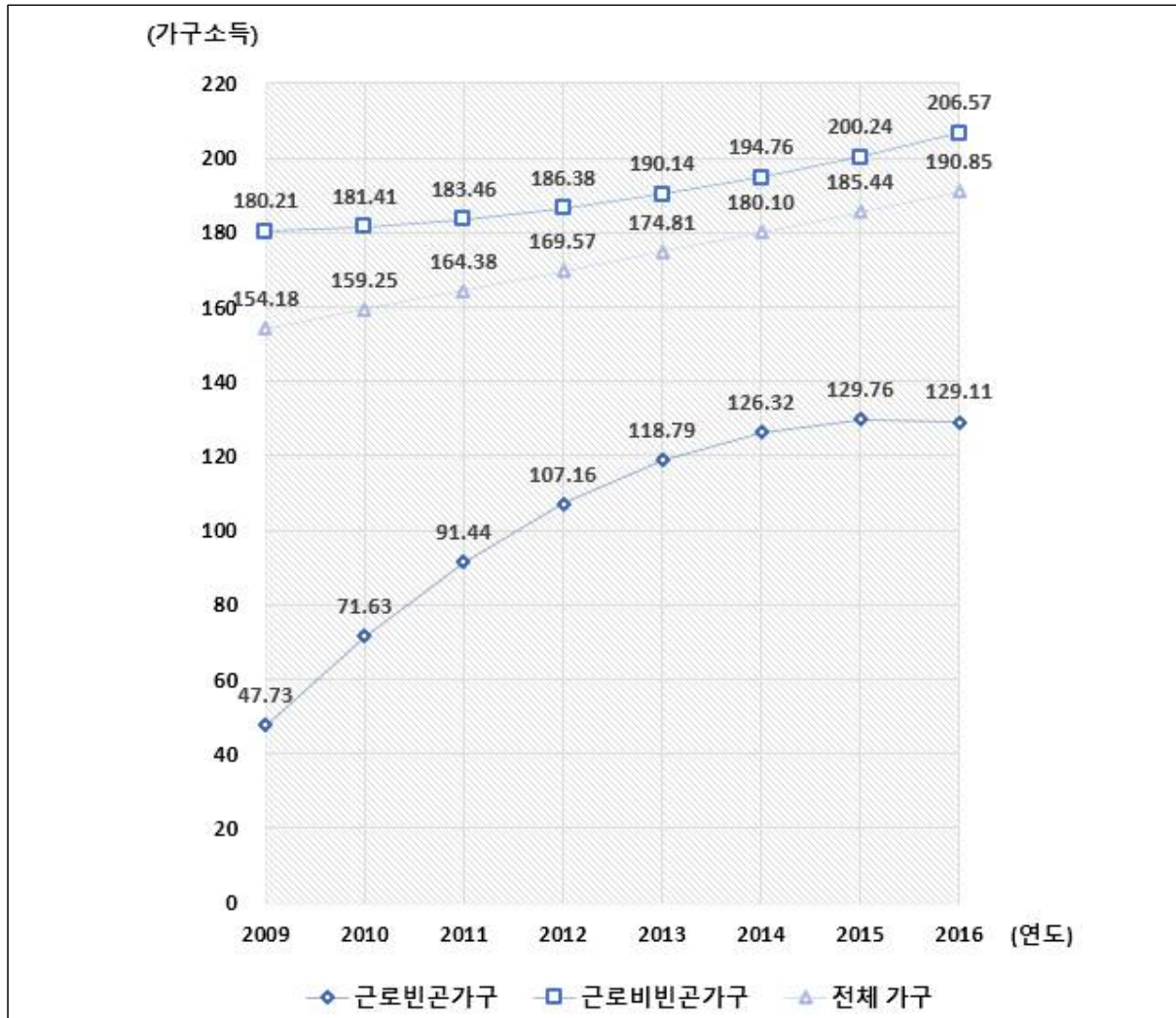
<표 3> 이차함수형 변화를 가정한 무조건부 모형의 분석 결과

계적	전체 가구(N=5,438)		근로빈곤가구(N=1,158)		근로비빈곤가구(N=4,280)		집단간 평균 차이의 임계값(CR)
	Mean	SE	Mean	SE	Mean	SE	
I	154.172***	1.611	47.733***	0.539	108.208***	1.825	69.627
S	5.043***	0.782	25.947***	1.294	0.773	0.921	-15.849
Q	0.028	0.106	-2.046***	0.192	0.428***	0.123	10.837
관계	Cov	SE	Cov	SE	Cov	SE	집단간 공분산 차이의 임계값(CR)
I ↔ S	-764.551***	127.921	-35.918	43.414	-884.793***	153.889	-5.341
I ↔ Q	46.116***	15.848	1.546	5.405	60.443***	18.783	3.013
S ↔ Q	-104.463***	9.859	-168.585***	12.048	-112.515***	11.976	3.301

Note. ***p<0.01, **p<0.05 수준에서 유의함.

전체가구: $\chi^2=983.502(df=27, p<0.01)$, IFI=0.952, TLI=0.950, RMSEA=0.081, SRMR=0.034

[그림 3] 가구소득의 평균적인 궤적



나. 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구에 대한 다집단 분석 결과

다집단 분석을 위하여 출발점 모수(I), 1차항 기울기 모수(S), 2차항 기울기 모수(Q)의 평균이 집단에 관계없이 동일한 값을 가진다는 제약을 부과한 모형을 제약모형(constrained model)으로 이러한 제약을 부과하지 않은 모형을 비제약모형(unconstrained model)으로 설정하여 χ^2 차이검정을 수행하였다. 비제약모형이 옳다는 가설 하에서 제약모형이 부과한 제약에 대한 검정($\Delta df=3$, $\Delta \chi^2=85.712$)을 수행한 결과에 의하면, χ^2 차이가 통계적으로 유의한 것으로 나타나 출발점 모수(I), 1차항 기울기 모수(S), 2차항 기울기 모수(Q)의 평균이 집단간 차이를 보임을 알 수 있었다.

출발점 모수(I), 1차항 기울기 모수(S), 2차항 기울기 모수(Q)의 평균이라는 3개의 모수 중에서 어떤 모수에서 집단간 차이를 보이는 지 검정하기 위하여 각 모수에 대하여 집단간 차이에 대한 CR(critical ratios)값을 살펴보는 사후검정(ad hoc test)을 추가적으로 수행하였다. 분석 결과에 의하면, 출발점 모수(I) 평균의 경우 $CR=69.627$, 1차항 기울기 모수(S) 평균의 경우 $CR=-15.849$, 2차항 기울기 모수(Q) 평균의 경우 $CR=10.837$ 로 3개의 모수는 각각 통계적으로 유의한 집단간 차이를 보이는 것으로 나타났다.

다집단 분석의 결과를 종합해보면, 이차함수형 곡선 궤적을 가정한 무조건부 모형을 이용하여 분석한 소득의 궤적이 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구에서 통계적으로 유의한 차이를 보이는 것으로 나타났다. 두 집단의 궤적이 차별된다는 결과를 통해서 근로빈곤가구에 대한 분석과 근로비빈곤가구에 대한 분석을 개별적으로 수행할 필요성이 제기되었다.

다. 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구의 평균적인 궤적

근로빈곤가구와 근로비빈곤가구의 평균적인 궤적을 비교하여 살펴보면, 2009년 기준 근로빈곤가구의 평균적인 가구소득은 47.73만원, 근로비빈곤가구의 평균적인 가구소득은 180.21만원으로 집단간 소득 격차가 약 132.48만원으로 추정되었다. 7년이 지난 2016년의 경우에는 근로빈곤가구의 평균적인 가구소득은 129.11만원, 근로비빈곤가구의 평균적인 가구소득은 206.57만원으로 집단간 소득 격차가 77.46만원으로 추정되었다. 단순히 2009년과 2016년의 데이터만 비교해보면 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구의 소득 격차가 줄어든 것으로 분석될 수 있으나 7년간의 소득 궤적을 살펴보면 소득 격차가 줄어들다가 증가하는 방향으로 전환된 것을 확인해볼 수 있다.

우선, 근로빈곤가구 집단($N=1,158$)을 대상으로 분석한 결과를 살펴보면, 출발점 모수(I)의 평균은 47.733(표준편차 0.539), 1차항 기울기 모수(S)의 평균은 25.947(표준편차 1.294), 2차항 기울기 모수(Q)의 평균은 -2.046(표준편차 0.192)로 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 근로빈곤가구의 평균적인 가구소득 궤적은 전반적으로 증가하는 추세를 따르지만 시간이 지남에 따라 증가율이 점차 감소하는 모습에 가까운 것으로 해석될 수 있다.

가구소득 궤적의 출발점 모수(I)와 1차항 기울기 모수(S)의 공분산은 통계적으로 유의하지 않았고 출발점 모수(I)와 2차항 기울기 모수(Q)의 공분산도 통계적으로 유의하지 않았으나 1차항 기울

기 모수(S)와 2차항 기울기 모수(Q)의 공분산은 -168.585로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이를 통해서 출발점에서 평균보다 소득이 높고 낮은지는 소득의 증가 속도와 그 증가 속도의 증감 폭에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 즉, 근로빈곤가구 집단의 경우 출발점에서의 소득 차이로서 소득이 증가하는 궤적을 예측해보기 어려운 것으로 나타났다.

다음으로, 근로비빈곤가구 집단($N=4,280$)을 대상으로 분석한 결과를 살펴보면, 출발점 모수(I)의 평균은 108.208(표준편차 1.825), 2차항 기울기 모수(Q)의 평균은 0.428(표준편차 0.123)로 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나 1차항 기울기 모수(S)의 평균은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉, 근로빈곤가구의 평균적인 가구소득 궤적은 전반적으로 증가하는 추세를 따르지만 시간이 지남에 따라 증가율이 점차 증가하는 모습에 가까운 것으로 해석될 수 있다.

가구소득 궤적의 출발점 모수(I)와 1차항 기울기 모수(S)의 공분산은 -884.739, 출발점 모수(I)와 2차항 기울기 모수(Q)의 공분산은 60.443, 1차항 기울기 모수(S)와 2차항 기울기 모수(Q)의 공분산은 -112.515로 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 근로비빈곤가구들 중에서도 출발점에서 평균보다 소득이 높은 가구는 다른 가구들에 비해서 평균적으로 느린 소득의 증가를 보이지만 시간이 지날수록 증가 속도가 조금씩 빨라지는 모습을 보이는 반면에, 출발점에서 평균보다 소득이 낮은 가구는 다른 가구들에 비해서 평균적으로 빠른 소득의 증가를 보이지만 시간이 지날수록 빨라지는 속도가 느려지는 모습을 보이는 것으로 해석될 수 있다. 근로비빈곤가구 집단의 경우 집단 내 소득격차가 점진적으로 감소하는 양상을 보일 수 있는 것으로 분석되었다.

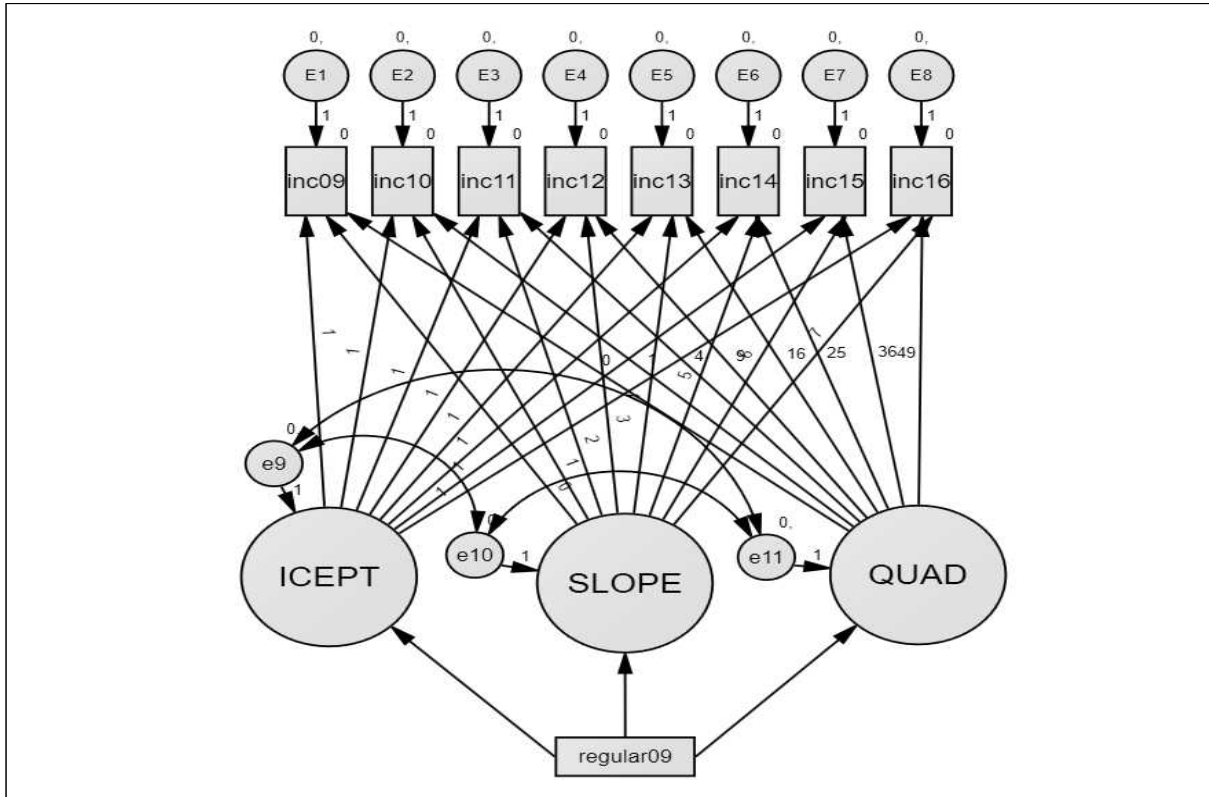
라. 조건부 모형을 이용한 분석의 필요성

이차함수형 궤적을 가정한 상태에서 무조건 모형을 이용하여 가구소득의 종단적 변화를 살펴본 결과에 의하면, 가구소득은 시간의 흐름에 관계없이 일정한 수준을 유지하는 것이 아닌 시간에 따른 변화를 겪고 있으며 그 궤적이 근로빈곤가구 집단과 근로비빈곤가구 집단에 따라 상이한 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 각 가구의 소득 궤적이 어떠한 변수들의 영향을 받아 결정되는지 알아보기 위하여 조건부 모형을 활용한 분석을 시도해볼 필요성이 있음을 드러내는 것이다.

2. 정규직 여부가 가구소득의 궤적에 미치는 영향

조건부 모형에 대한 분석을 통하여 “가구별로 상이한 궤적을 정규직 여부 변수로 설명할 수 있는가?”하는 연구 질문에 대한 답을 구해볼 수 있다. 본 연구에서 분석에 활용한 조건부 모형의 모형도는 [그림 4]와 같다. 조건부 모형의 분석 결과는 <표 4>와 같다.

[그림 4] 조건부 모형의 모형도



<표 4> 조건부 모형의 분석 결과

경로	전체 가구 (N=5,438)			근로빈곤가구 (N=1,158)			근로비빈곤가구 (N=4,280)			집단간 차이의 임계값(CR)
	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β	
I ← 정규직여부	-51.166***	4.310	-0.202	1.240	1.225	0.046	-45.825***	5.281	-0.170	-8.682
S ← 정규직여부	5.416**	2.118	0.065	-6.303**	2.939	-0.075	5.372**	2.687	0.056	2.934
Q ← 정규직여부	-0.513*	0.286	-0.048	1.057**	0.437	0.095	-0.725**	0.359	-0.061	-3.156

Note. ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.10 수준에서 유의함.

전체가구: $\chi^2=988.376(df=32, p<0.01)$, CFI=0.952, TLI=0.946, RMSEA=0.074, SRMR=0.031

가. 전체 가구

각 가구의 소득 궤적을 정규직 여부 변수를 이용하여 설명하는 조건부 모형의 적합도를 살펴보면 $\chi^2=988.376(df=32, p<0.01)$, CFI=0.952, TLI=0.946, RMSEA=0.074, SRMR=0.031로 모형이 자료를 잘 적합하고 있는 것으로 나타났다.

정규직 여부 변수가 출발점 모수(I)에 미치는 영향력은 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로, 1차항 기울기 모수(S)에 미치는 영향력은 통계적으로 유의한 양(+의 값으로, 2차항 기울기 모수(Q)에 미

치는 영향력은 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 즉, 다른 요인들이 통제된 상황에서 일반적으로 정규직 근로자를 가구원으로 포함하는 가구는 그렇지 않은 가구에 비해서 초기 소득수준이 다소 낮지만, 시간이 지날수록 따른 소득의 증가를 경험하는 것으로 나타났다.

나. 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구에 대한 다집단 분석 결과

정규직 여부 변수가 궤적의 출발점 모수(I), 1차항 기울기 모수(S), 2차항 기울기 모수(Q)에 미치는 영향이 집단별로 상이한 지를 다집단 분석을 통해 살펴보았다. 이 때 제약모형(constrained model)은 정규직 여부 변수가 궤적의 모수에 미치는 영향이 집단에 관계없이 동일하다는 제약을 부과한 모형이고 비제약모형(unconstrained model)은 이러한 제약을 부과하지 않은 모형이다.

비제약모형이 옳다는 가설 하에서 제약모형이 부과한 제약에 대한 검정($\Delta df=3$, $\Delta \chi^2=85.712$)을 수행한 결과 χ^2 차이가 통계적으로 유의한 것으로 나타나 정규직 여부 변수가 궤적의 출발점 모수(I), 1차항 기울기 모수(S), 2차항 기울기 모수(Q)에 미치는 영향이 집단 간에 차이를 보이는 것을 알 수 있었다.

3개의 경로 중에서 특히 어떤 경로에서 집단간 차이를 보이는 지 검정하기 위하여 각 경로에 대하여 집단간 차이에 대한 CR(critical ratios)값을 살펴보는 사후검정(ad hoc test)을 추가적으로 수행하였다. 분석 결과에 의하면, 정규직 여부 → 출발점 모수(I) 경로의 경우 $CR=-8.682$, 정규직 여부 → 1차항 기울기 모수(S) 경로의 경우 $CR=2.932$, 정규직 여부 → 2차항 기울기 모수(Q) 경로의 경우 $CR=-3.152$ 로 3개의 모수는 각각 통계적으로 유의한 집단간 차이를 보이는 것으로 나타났다.

다집단 분석 결과를 종합해보면 정규직 여부가 소득 궤적에 미치는 영향은 집단간 차이를 보이는 것으로 해석될 수 있다. 근로빈곤가구에 대한 분석과 근로비빈곤가구에 대한 분석을 개별적으로 수행하여 그 결과를 살펴볼 필요성이 제기되었다.

다. 정규직 여부가 가구소득의 궤적에 미치는 차별적 영향

근로빈곤가구를 대상으로 분석한 결과에 의하면, 정규직 여부 변수가 출발점 모수(I)에 미치는 영향력은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으나 1차항 기울기 모수(S)에 미치는 영향력은 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로, 2차항 기울기 모수(Q)에 미치는 영향력은 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타났다.

근로비빈곤가구를 대상으로 분석한 결과에 의하면, 정규직 여부 변수가 출발점 모수(I)에 미치는 영향력은 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로, 1차항 기울기 모수(S)에 미치는 영향력은 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로, 2차항 기울기 모수(Q)에 미치는 영향력은 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 나타났다.

여기서 특히 주목해야 할 점은 일반적으로 예상할 수 있는 바와 같이 근로비빈곤가구 집단에서는 정규직 근로자를 가구원으로 포함하는 경우 소득이 빠르게 증가하는 것으로 나타난 반면, 근로빈곤가구 집단에서는 정규직 근로자를 가구원으로 포함하고 있는 가구가 오히려 소득이 느리게 증

가한 것으로 분석된 점이다.

V. 결론

근로빈곤을 겪는 집단을 근로빈곤을 겪지 않는 집단과 비교하여 살펴볼 때 근로빈곤이 경험하는 빈곤을 절대적 빈곤의 측면과 상대적 빈곤의 측면에서 다면적으로 파악해볼 수 있을 것이다. 이에 본 연구는 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 2009~2016년까지 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구가 서로 상이한 소득 궤적을 따르고 있음을 보이고 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구의 격차가 심화될 가능성이 존재함을 실증하고자 하였다. 또한, 근로빈곤과 관련된 선행 연구들에서 정규직 여부가 주요한 변수로서 다뤄진 점을 고려하여 정규직 근로자를 포함하는 지의 여부가 소득 궤적에 미치는 영향을 살펴보고자 하였다.

잠재성장모형과 다집단 분석을 이용하여 분석한 결과에 의하면, 근로빈곤가구와 근로비빈곤가구의 소득은 2009~2016년의 기간 동안 전반적으로 증가하는 추세를 보이는 것으로 근로빈곤가구는 소득 증가의 속도가 서서히 감소한 반면 근로비빈곤가구는 소득 증가의 속도가 서서히 증가해온 것으로 나타났다. 특히, 2015년부터는 근로빈곤가구의 소득이 전 년도에 비해 증가하지 않고 오히려 감소함에 따라 근로비빈곤가구의 소득 격차가 증가하는 추세가 전환되어 이러한 상황이 지속될 경우 그 격차가 계속 증가할 수 있는 것으로 나타났다.

정규직 근로자를 가구원으로 포함하고 있는 지의 여부가 가구소득 궤적에 미치는 영향을 살펴보면, 근로비빈곤가구는 정규직 근로자를 가구원으로 포함하는 경우 그렇지 않은 가구에 비해 소득이 빠르게 증가한 것으로 나타났다. 이와 반면에, 근로빈곤가구에서는 정규직 근로자가 포함된 가구의 소득이 그렇지 않은 가구에 비해 느리게 증가한 것으로 나타났다. 근로빈곤가구에서 정규직 여부 변수가 소득 궤적에 미친 영향이 일반적인 예상과는 다른 방향으로 나타난 것은 근로빈곤가구의 소득이 근로비빈곤가구의 소득과는 다른 작동기제를 가지고 있을 가능성과 근로빈곤가구의 소득을 제한하는 추가적인 장애 요인이 존재할 가능성을 시사한다. 따라서 최근 문재인 정부가 역점적으로 추진하고 있는 비정규직의 정규직 전환 정책이 근로비빈곤가구의 소득을 향상시키는 데에는 효과적일 수 있어도 근로빈곤가구의 소득에 가시적인 영향력을 미치긴 어려울 수 있는 것으로 보이며 근로빈곤가구의 소득 개선을 위해서는 추가적인 정책적 지원이 필요할 것으로 생각된다.

참고문헌

- 김재호·김승택. 2001. 「빈곤의 규모와 이행과정」. 한국경제학보, 8(2), 511-539.
- 김교성·반정호. 2004. 「고용상태와 빈곤경험이 빈곤이행에 미치는 영향에 관한 연구」. 사회복지정책, 18, 31-54.
- 김안나. 2007. 「한국 근로빈곤층의 특성과 결정요인 분석」. 사회복지정책, 29, 145-168.
- 김은하. 2009. 「근로빈곤층 여성의 빈곤탈출 결정요인: 인적자본, 가구특성, 노동시장 지위를 중심

- 으로」. 사회복지정책, 36(3), 239-268.
- 노대명. 2013. 「근로빈곤층 실태진단과 향후 정책과제」. 보건·복지 Issue & Focus, 193.
- 박미석·박미려. 2014. 「에코부머의 근로빈곤에 관한 연구」. Family and Environment Research, 52(1), 87-101.
- 백학영. 2016. 「금융위기 전후 근로빈곤 구조의 변화 탐색」. 사회과학연구, 55(1), 181-207.
- 성재민. 2006. 「『한국노동패널조사』의 소득자료 특성」. 노동리뷰, 68-80.
- 송호근. 2002. 「빈곤노동계층의 노동시장구조와 정책」. 한국사회학, 36(1), 23-50.
- 심상용. 2006. 「우리나라 근로빈곤의 사회구조적 원인에 대한 실증 연구(1982-2004)」. 한국사회복지학, 58(4), 313-339.
- 이병훈·김유선. 2003. 「노동생활 질의 양극화에 관한 연구-정규·비정규의 분절성을 중심으로」. 경제와사회, 60, 129-149.
- 이병희. 2010. 「근로빈곤의 노동시장 요인과 빈곤 동학」. 경제발전연구, 16, 93-116.
- 이병희·반정호. 2009. 「근로빈곤층의 실태와 동학」. 동향과 전망, 215-244.
- 이상호. 2008. 「한국 지역노동시장의 구조와 동학에 관한 세 가지 연구」, 경북대학교 박사학위논문.
- 이순아. 2015. 「한국사회 가구빈곤의 결정요인에 관한 다층분석」. 한국사회학, 49(1), 139-177.
- 이주환·김교성. 2013. 「근로빈곤층의 빈곤이력과 노동경력」. 사회복지연구, 44(3), 323-346.
- 이태진. 2003. 「근로빈곤계층의 빈곤요인분석」. 보건복지포럼, 57-71.
- 지은정. 2007. 「근로빈곤층의 빈곤탈출 결정요인 연구」. 한국사회복지학, 59(3), 147-174.
- 한국노동연구원. 2010. 「근로빈곤의 실태와 지원정책」. 이병희·홍경준·이상은·강병구·윤자영
- 한국노동연구원. 2014. 「노동소득분배율과 경제적 불평등」. 이병희·황덕순·홍민기·오상봉·전병유·이상현
- 한국보건사회연구원. 2004. 「한국 근로빈곤층의 소득고용실태 연구」. 노대명, 최승아
- 한국보건사회연구원. 2016. 「근로빈곤층 경제활동상태 변화와 복지정책 수요」. 김현경, 노대명, 임완섭, 김혜원.
- 홍경준. 2005. 「근로빈곤층에 대한 탐색적 연구: 개념정의와 실태파악」. 한국사회복지학, 57(2), 119-142.
- Becker, G. S. 1962. "Investment in Human Capital: A theoretical analysis". *Journal of Political Economy*, 70(5), 9-49.
- Bollen, K. A. and Curran, P. J. 2006. *Latent Curve Models: A Structural Equation Perspective*. John Wiley and Sons.
- Cappellari, L. 2002. "Do the 'Working Poor' Stay Poor? An Analysis of Low Pay Transitions in Italy." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(2), 87-110.
- Chilman, C. S. 1991. "Working Poor Families: Trends, Causes, Effects, And Suggested Policies." *Family Relations*, 191-198.

- Crettaz, E. 2011. *Fighting Working Poverty In Post-industrial Economies: Causes, Trade-offs And Policy Solutions*. Edward Elgar Publishing.
- Danninger, S. and Mincer, J. 2000. "Technology, Unemployment, and Inflation." in *Research in Labor Economics*. Emerald Group Publishing Limited.
- Hair, J. F. Jr., W. C. Black, B. J. Babin and Anderson, R. E. 2006. *Multivariate Data Analysis*, Prentice-Hall International.
- Lohmann, H. and Marx, I. 2008. "Chapter 1: The Different Faces of In-work Poverty Across Welfare State Regimes." in *The Working Poor in Europe: Employment, Poverty and Globalisation*, Edward Elgar Publishing.
- Marx, I. 2017. "In-Work Poverty in the United States." IZA Discussion Paper No. 10638
- Marx, I. and Nolan, B. 2012. "In-Work Poverty." AIAS, GINI Discussion Paper No. 51
- OECD. 2017. "Employment Outlook 2017."
- Ravallion, M. 2003. "The Debate on Globalization, Poverty and Inequality: Why Measurement Matters." *International Affairs*, 79(4), 739-753.