

# 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 차별적 소득 궤적 - 잠재성장모형의 응용 -\*

이소현\*\* · 임 업\*\*\*

## Income Trajectories of Working Poor and Working Non-poor: A Latent Growth Model\*

Sohyeon Lee\*\* · Up Lim\*\*\*

**국문요약** 연구는 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 차별적 소득 궤적을 잠재성장모형을 이용하여 실증하고, 이를 인구·사회학적 요인(결혼, 교육수준)과 지역적 요인(대도시 거주)으로 설명하고자 한다. 『한국노동패널조사』 12~21차(2009~2018년) 자료를 이용하여 분석한 결과에 따르면, 이차함수형 궤적으로 추정된 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득은 통계적으로 유의한 집단 간 차이를 보였다. 2009년에서 2016년까지 근로빈곤층의 소득이 근로비빈곤층에 비해 빠르게 증가하면서 격차가 완화되었지만, 이후 근로빈곤층의 소득이 정체되면서 다시 격차가 심화되었다. 소득 궤적(시작점의 소득 수준과 증가율)에 결혼, 교육수준, 대도시 거주가 미친 영향은 집단 간 차이를 보였는데, 이 요인들은 근로빈곤층의 궤적을 더욱 잘 설명하고 있다. 결과에서 특히 주목할 점은 근로빈곤층의 소득변화율과 대도시 거주 여부의 정(+)적 연관성으로, 대도시에 거주하는 것이 근로빈곤층에 경제적 프리미엄으로 작용할 가능성을 시사한다. 향후 근로빈곤층의 도시 프리미엄과 관련한 후속 연구가 수행될 필요성을 제기한다.

**주제어** 근로빈곤, 근로빈곤층, 소득 궤적, 소득 격차, 잠재성장모형

**Abstract:** This study investigates the difference in income trajectories of the working poor and the non-working poor and explains the effects of socio-demographic (marriage, education) and regional (living in large cities) factors on inter-group differences. We use Seoul Survey data collected between 2009-2018 and the latent growth modeling approach. It was found that the trajectory difference between groups was statistically significant. Since 2016, the income gap widened as the income of the working poor stagnated. The three variables included in this model better explained the income trajectory of the working poor compared to the working non-poor. In particular, the change in income growth rate was positively related to whether they live in large cities. This suggests the possibility that living in a large city would act as an economic premium for the working poor. It is necessary to conduct follow-up studies on urban premiums for the working poor.

\* 본 연구는 「2017년 한국지역학회 후기학술대회」에서 우수논문상을 수상한 논문을 수정·보완한 것입니다.

\*\* 연세대학교 도시공학과 석·박사통합과정 수료

\*\*\* 연세대학교 도시공학과 교수(교신저자: uplim@yonsei.ac.kr)

**Key Words:** In-Work Poverty, Working Poor, Income Trajectory, Income Disparity, Latent Growth Model

## 1. 서론

근로빈곤(in-work poverty)은 자본주의 시장경제가 발전하면서부터 주목받은 오래된 사회 문제이다. 맑스와 엥겔스는 19세기에 벌써 '자본주의 사회에서는 일하는 사람들이 아무것도 얻지 못하지만 무언가를 얻는 자들은 일하지 않는다'라고 말하며 일을 하더라도 얻지 못하는 상황, 이른바 근로빈곤이 존재함을 밝힌 바 있다. 그런데 근로빈곤이 최근 들어 다시 주목받게 된 것은 빈곤에 빠질 개인적 원인을 찾기 어려운 계층들이 근로빈곤층(working poor)으로 빠르게 편입되어가고 그 규모가 빠르게 확대되고 있기 때문이다(Marx and Nolan, 2012).

근로빈곤층이 증가하는 현상은 세계적인 추세일 뿐만 아니라 우리나라에서도 예외 없이 관찰되고 있다(김현경 외, 2016). 우리나라는 1997년 외환위기와 2008년 금융위기를 기점으로 근로빈곤층이 빠르게 증가한 적이 있고, 비교적 최근까지도 계속 증가하고 있는 것으로 분석되고 있다(이병희·반정호, 2009; 백학영, 2016). 탈산업화, 숙련 편향적 기술변화(skill-biased technological change), 자동화 기술의 발전 등의 거시적인 변화로 인하여 당분간 근로빈곤층이 계속 증가하고 오히려 더욱 빨라질 수 있는 것으로 전망되고 있다(Danninger and Mincer, 2000; Hellier, 2012; Marx, 2017). 열심히 일하여 돈을 벌고 있음에도 불구하고 빈곤한 사람들이 계속 증가하는 것은 이들이 부양해야 하는 사람들의 처지까지 빈궁하게 만든다는 점에서 심각한 문제가 아닐 수 없다(노대명, 2013).

OECD에 의하면, 우리나라는 직업적 전망이 있고 상대적으로 고임금을 받는 일자리와 불안정하고 상대적으로 저임금을 받는 일자리로 분리되는 노동시장 분절 현상이 심각한 것으로 분석되고 있다(OECD, 2020). 분절화된 노동시장은 근로빈곤층을 증가시키고 계층 간 소득 격차를 심화시켜 사회적 양극화를 고착화하기 때문에 사회적으로 문제가 된다(이병희·김

유선, 2003; 강금봉, 2016). 근로빈곤에 관한 연구도 소득 양극화의 관점에서 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득을 비교하는 방식으로 분석될 필요가 있다. 최근 근로빈곤층을 대상으로 하는 정책적 노력이 시도되고 있지만, 근로빈곤층이 빈곤으로부터 탈출하려면 어떠한 조건이 갖춰져야 하는지에 대한 연구는 또한 다소 미흡하며 외국의 정책들을 벤치마킹하는 단계에 머물러 있다(홍경준, 2005).

근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득 격차와 소득증가율은 국내에서도 근로빈곤의 실태를 살펴보는 여러 연구를 통해 분석된 바 있다(이병희 외, 2010). 대부분의 연구들은 개인이나 가구의 소득 자료를 바탕으로 연도별 집단별 평균을 계산하고 이를 기초로 하여 평균 소득의 추이를 살펴보고 있다. 하지만 소득 분포가 정규분포에서 많이 벗어나 있기 때문에 평균 통계량을 이용할 경우 전체 분포를 잘 반영하지 못하는 한계가 있다. 또한, 개별 개인이나 가구의 궤적이 온전히 반영되지 않고 단절되는 문제가 있다. 다시 말해, 각 개체가 Z자형의 궤적으로 소득 변화를 경험하였음에도 불구하고 집단 수준으로 집계하여 추이를 살펴보면 선형의 궤적으로 간주하여 분석될 수 있다. 본 연구에서는 개별 궤적에 기초하여 전반적인 궤적의 형태를 추정해 내는 방법인 잠재성장모형(latent growth model)을 이용하여 분석하였다.

본 연구는 최근 10년간 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득이 서로 다른 궤적을 따라 변화해온 것을 잠재성장모형을 이용하여 실증하는 데에 주요 목적이 있다. 특히 근로빈곤에 영향을 미치는 것으로 알려진 인구·사회학적 요인(결혼, 교육수준)과 지역적 요인(대도시 거주)을 설명하기 위해 소득궤적의 집단 간 차이에 주목한다. 본 연구는 개별 요인이 소득에 미치는 영향을 분석하기보다는 소득의 궤적에 미치는 영향을 분석하고 있기 때문에, 개별 단위에서의 인과적 추론에 초점을 맞추고 있지는 않다. 본 연구는 분석자료로 『한국노동패널조사』 12~21차(2009~2018년) 자료를

이용하였다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 근로빈곤과 근로비빈곤을 비교하여 살펴봄으로써 근로빈곤의 평균적인 양상만을 살펴볼 때 포착하지 못하는 소득 격차와 관련한 시사점을 도출한다. 둘째, 본 연구는 근로빈곤 연구에 잠재성장모형의 응용을 시도하고 있으며, 개별적인 궤적을 온전히 반영하여 집단의 궤적을 추정하기 때문에 보다 설명력 있게 소득 궤적을 분석해내고 있다. 셋째, 본 연구는 소득의 궤적에 영향을 미치는 요인을 탐색함으로써 소득의 변화와 직접적으로 관련된 핵심적인 요인들을 살펴보고 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 근로빈곤의 개념을 살펴보고 근로빈곤의 원인을 고찰하는 관련 이론 및 선행연구를 고찰한다. 제3장에서는 분석모형 및 분석방법을 다루며, 제4장에서는 분석결과를 제시한다. 마지막으로 제5장에서는 분석결과를 바탕으로 시사점을 도출한다.

## 2. 선행연구 검토

### 1) 근로빈곤과 근로비빈곤층

전통적으로 근로빈곤(in-work poverty)은 일하고 있음에도 빈곤한 상태를 의미해왔지만, ‘근로’와 ‘빈곤’이라는 두 개념과 관련하여 이론적 합의가 이뤄지지 않아 사실상 정의적 혼돈(definitional chaos)에 놓여 있다(Crettaz, 2011).

우선, 근로 여부와 관련해서 일하고 싶지만 일을 구하지 못하는 경우를 고려할 것인지의 쟁점이 있다(이병희, 2012). 근로의 범위를 확장하지 않으면 경기변동으로 인해 필연적으로 발생하는 구조적 실업을 반영하지 못하는 한계가 있다. 이에 근로빈곤을 ‘실제로 일을 하고 있는지와 관계없이 일할 역량을 가지고 있음에도 빈곤한 상황’으로 포괄적으로 정의하기도 한다(Marx and Nolan, 2012; 백학영, 2016). 그러나 ‘일할 수 있는 역량’에 대한 기준이 모호하기 때문에 ‘근로’에 대한 포괄적인 접근도 여전히 한계가 존재한다(노

대명, 2013). 근로빈곤층 연구의 상호 교차비교 가능성을 높이고자 한다면 ‘취업해 있지만 빈곤한 자’라는 엄격한 근로의 개념이 더욱 적절할 수 있다(Bardone and Guio, 2005).

다음으로, 빈곤의 경우에는 근로 개념보다 더욱 논쟁적인 이슈가 많다(이병희, 2012). 사회 보장 및 공공정책 부문의 연구자가 직면하는 문제 중 하나는 빈곤층(the poor)을 식별하는 것이다(Callan and Nolan, 1991). 이와 관련한 가장 대표적인 쟁점은 빈곤 여부를 판단하는 기준인 빈곤선(poverty line)에 대한 것으로, 빈곤을 측정할 때 시점이나 준거집단(reference group)의 특성에 관계없이 절대적 기준을 이용할지 아니면 상대적 기준을 이용할지의 문제이다(Ravallion, 2003). 빈곤의 절대적 기준은 삶의 기본적인 욕구가 충족되는 수준에 대한 사회적 합의를 요구하므로, 다양한 삶의 방식이 존재하여 합의가 어려운 선진국에서는 상대적 기준이 선호되고 있다.

마지막으로, 근로빈곤을 정의하는 문제와 긴밀히 연결되는 측정(measurement)의 문제가 있다. 근로는 명백하게 개인 단위의 개념이지만 빈곤은 소득의 측정 단위에 따라 개인 또는 가구 단위에서 판별될 수 있다. 이로 인해 근로빈곤 연구에서는 연구의 목적과 정책적 지향에 따라 개인 단위와 가구 단위에서의 측정이 혼재하고 있다. 개인 단위의 접근은 근로 여부와 빈곤이 긴밀하게 연결되어 근로빈곤의 역동성을 잘 포착해낼 수 있다는 장점이 있지만, 가구의 경제적 안전망을 고려하지 못한다는 한계가 있다. 또한, 빈곤층을 지원하는 사회 보장 프로그램이 주로 가구 단위에서 집행되고 있다는 점에서 근로빈곤에 대한 가구 단위의 접근은 정책 일치성(policy alignment)의 측면에서 장점이 있다. 주요 통계자료가 가구 수준에서 조사되고 있다는 점에서 OECD(2010)에서도 근로빈곤을 가구 단위에서 접근하고 있다.

근로소득의 개념 및 측정과 관련한 논의를 종합적으로 고려한 결과, 본 연구에서는 일하고 있음에도 빈곤한 상태를 의미하는 근로빈곤의 전통적이고 엄격한 개념에 초점을 맞추고 가구 단위에서 접근하는 것이 더욱 적절하다고 볼 수 있다. 또한, 빈곤층을 구별해내는

과정에서 중위소득을 기준으로 계산한 상대적 빈곤선을 이용하고자 한다. 따라서 본 연구에서 근로빈곤층(working poor)은 가구원 중에서 1명 이상이 취업하여 소득을 얻고 있음에도 불구하고 가구소득이 상대적 빈곤선을 넘지 않는 가구로 정의된다. 그리고 전체 가구 중에서 근로빈곤층에 속하지 않는 가구를 근로비빈곤층(non-working poor)으로 개념적 및 조작적으로 구분한다.

## 2) 근로빈곤의 원인

일반적으로 개인의 낮은 인적자본 수준이 근로빈곤의 주요 원인으로 설명된다(김교성·반정호, 2004; 김안나, 2007; 김은하, 2009). 인적자본이론에 의하면, 교육수준이나 숙련수준 등의 인적자본 차이가 노동생산성(labor productivity) 차이를 초래함으로써 임금의 차이로 나타나게 된다(Becker, 1962). 인적자본의 수준이 낮은 근로자들은 삶을 이어가기 어려울 정도로 낮은 임금을 받고, 실업과 취업을 반복하는 불안정한 지위로 인해 근로빈곤을 경험하게 된다. 이외에도 근로빈곤의 개인적인 요인으로는 성별, 나이, 취업형태 등의 요인이 고려된다(금재호·김승택, 2001; 김안나, 2007).

어디에 거주하며 일하는지에 따라 근로소득이 차이를 보일 수 있어 거주지역이 근로빈곤에 미치는 영향을 살펴볼 필요가 있다. 도시 경제학에서는 도시 임금프리미엄(urban wage premium)의 개념으로 도시에 거주하는 근로자가 경험하는 임금의 상승효과를 설명한다(Matano and Naticchioni, 2016). 도시 임금프리미엄은 세 가지의 가설로 구성된다. 첫째, 교통비 감소, 기술 및 지식 외부효과, 저렴한 투입비용, 소비지역 근접성, 그리고 시장 잠재력의 측면에서 발생하는 도시화 외부효과(urbanization externalities)가 근로자의 임금 프리미엄을 발생시킬 수 있다(Ciccone and Hall, 1996; Glaeser, 1998; Hanson, 2005). 둘째, 도시에서는 인적자본의 축적이 상대적으로 더욱 빠르게 진행되어 임금 인상의 속도가 증가할 수 있다(Moretti, 2004). 셋째, 도시에서는 노동력의 매칭이 더욱 쉬워

서 보다 나은 일자리를 얻게 될 수 있다(Helsley and Strange, 1990). 이와 같은 도시 임금 프리미엄은 중소도시나 소도시보다는 대도시에서 더욱 뚜렷하게 나타나는 것으로 밝혀지고 있다(Baum-Snow and Pavan, 2012; Roca and Puga, 2017).

## 3. 분석모형 및 분석방법

본 연구는 『한국노동패널조사』의 12~21차(2009년~2018년) 자료를 이용한다. 이 자료는 대한민국 영토 내의 비농촌지역에 거주하는 가구와 가구원을 대표하는 표본을 대상으로, 1년에 한 번 경제활동 및 노동시장 이동, 소득 및 소비, 학력 및 직업훈련, 사회생활 등에 관한 내용을 조사한 종단자료이다. 표본은 인구주택총조사를 표본 틀로 2단계 집락계통추출(two-stage cluster systematic sampling)을 통해 구축되었다.

### 1) 분석모형

#### (1) 근로빈곤층과 근로비빈곤층

본 연구에서는 분석의 시작연도인 2009년을 기준으로 가구주의 나이가 만 15세 이상 54세 이하인 가구 중에서 임금근로자를 가구주 혹은 가구원으로 포함하는 근로자가구를 분석의 대상으로 한다. 전체 근로 집단은 근로빈곤층과 근로비빈곤층으로 구분된다. 근로빈곤층(working poor)은 가구원 중에서 1명 이상이 취업하여 소득을 벌어들이고 있음에도 불구하고 가구소득이 상대적인 빈곤선을 넘지 않는 가구, 즉 전체 근로자가구 중에서 2009년 가구소득이 빈곤선 이하인 가구를 의미한다. 근로비빈곤층은 근로빈곤 상태에 놓여 있지 않은 근로자가구로 전체 집단에서 근로빈곤층을 제외한 나머지를 의미한다.

본 연구에서는 전체 집단에서 빈곤층을 구별하는 과정에 상대적인 빈곤선을 이용하고자 한다. 상대적인 빈곤선은 일반적으로 중위소득 40~60%의 기준이 이용되는데, 본 연구에서는 가구소득을 가처분소득이 아

년 총소득을 기준으로 계산하기 때문에 너그러운 기준을 적용할 필요가 있다. 따라서 통계청 『가계동향조사』로 살펴본 2009년 도시 가구 기준 균등화 중위소득의 60% 수준인 한 달 1,134,051원을 빈곤선으로 이용한다. 결과적으로 전체 7,182개 근로자가구를 1,416개 근로빈곤 가구와 5,776개 근로비빈곤 가구로 분류하였다.

(2) 종속변수와 설명변수

종속변수는 균등화 소득으로, 가구 총소득(근로소득, 금융소득, 부동산소득, 사회보험, 이전소득, 기타소득의 합)을 가구원 수의 제곱근으로 나누어 계산하였다. 또한, 통계청의 『소비자물가조사』에 따른 생활물가지수(2015년=100)를 이용해 실질소득으로 변환하였다. 본 연구에서 가처분소득이 아닌 총소득을 가구소득으로 이용하는 이유는 『한국노동패널조사』에서 사회보험료 지출액만 조사되고 있어 실질적인 가처분소득을 산출하기 어렵기 때문이다(이상봉, 2016).

본 연구에서는 근로빈곤에 영향을 미치는 요인이 근로빈곤층의 소득궤적에도 영향을 미칠 것으로 가정하여 분석하였다. 관련 선행연구를 바탕으로 본 연구에

서는 소득궤적을 설명하는 변수로 대도시 거주 여부, 저학력 여부(고등학교 졸업 미만), 결혼 여부를 포함하였다. 설명변수는 2009년 자료를 기준으로 수집되었지만, 결측값이 있으면 다음 연도 자료를 이용하였다. 해외 연구를 통하여 도시 소득 프리미엄이 대도시에서 더욱 뚜렷하게 나타난다는 것이 밝혀졌으나 국내에서는 이를 분석하는 데에 적합한 도시 규모와 관련된 선행연구는 거의 없다. 본 연구에서는 탐색적인 목적에서 대도시를 수도권과 5대 광역시로 조작화하여 분석한다.

변수들의 기술통계량은 <표 1>과 같다. 전체 근로 집단의 평균 소득은 2009년 219만 원에서 2018년 279만 원으로 연평균 6.7% 증가하였다. 근로빈곤층의 평균 소득은 2009년 77만 원으로 매우 적었으나 연평균 13.2%로 높은 증가율을 보여 2018년에는 평균 197만 원까지 증가했다. 그러나 최저임금이 2009년 시급 4,000원에서 2016년 7,530원으로 88.3% 증가한 것을 고려하면 근로빈곤층의 소득은 다소 더딘 속도로 증가해왔다고 볼 수 있다. 그런데 앞서 설명하였듯이, 평균 소득의 추이를 살펴보는 것은 개별 궤적을 그 자체로 온전히 반영하지 못하는 한계가 있다.

<표 1> 기술통계량

구분		전체 근로 집단 (n=7,182)			근로빈곤층 (n=1,416)			근로비빈곤층 (n=5,776)		
		N	Mean	S.D.	N	Mean	S.D.	N	Mean	S.D.
소득 (만원)	2009년	7,182	218.55	189.98	1,416	77.48	28.47	5,766	253.19	196.64
	2010년	6,903	224.84	192.57	1,358	132.80	139.03	5,545	247.38	197.11
	2011년	6,820	224.12	146.70	1,349	135.65	75.04	5,471	245.93	151.77
	2012년	6,791	230.40	136.77	1,346	152.55	99.05	5,445	249.64	137.98
	2013년	6,715	240.82	148.31	1,334	158.33	106.95	5,381	261.27	150.03
	2014년	6,688	250.20	167.99	1,326	168.03	129.89	5,362	270.52	170.14
	2015년	6,672	257.76	172.04	1,318	170.48	115.03	5,354	279.25	176.89
	2016년	6,638	267.82	181.74	1,313	179.53	110.61	5,325	289.59	189.11
	2017년	6,637	272.53	183.46	1,312	184.82	108.95	5,325	294.15	191.48
	2018년	6,612	278.90	190.33	1,303	196.59	117.84	5,309	299.10	199.09
연평균증가율		6.71%			13.23%			5.10%		
대도시 거주(x <sub>1</sub> )		7,182	0.69	0.46	1,416	0.67	0.47	5,766	0.70	0.46
저학력(x <sub>2</sub> )		7,182	0.14	0.34	1,416	0.23	0.42	5,766	0.12	0.32
결혼(x <sub>3</sub> )		7,182	0.77	0.42	1,416	0.64	0.48	5,766	0.80	0.40

주: 피어슨 상관계수(r)는 r(x<sub>1</sub>,x<sub>2</sub>)= -0.029(p<0.05), r(x<sub>1</sub>,x<sub>3</sub>)= -0.001(p>0.05), r(x<sub>2</sub>,x<sub>3</sub>)= -0.085(p<0.01)이다.



다음으로 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 표본 구성을 살펴보면, 대도시 거주비율은 각각 67%와 70%로 큰 차이를 보이지 않았으나 저학력 비율은 각각 23%와 12%로 다소 큰 차이를 보였다. 결혼 비율도 근로빈곤층은 84%에 불과하지만 근로비빈곤층은 80%로 매우 높았다.

세 변수의 피어슨 상관계수를 살펴본 결과, 서로 통계적으로 유의하지 않거나 낮은 상관관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 따라서 세 변수를 모형에 동시에 투입하여도 다중공선성의 문제를 고려하지 않아도 무방하다.

## 2) 분석방법

본 연구에서는 가구소득의 종단적 변화를 설명하기 위해 구조방정식(structural equation)을 응용하여 궤적을 추정하는 종단자료분석 기법인 잠재성장모형(latent growth model)을 이용한다. 대부분의 종단 분석에서는 궤적을 선형으로 가정하지만, 잠재성장모형은 선형 혹은 비선형의 궤적을 유연하게 가정할 수 있으며, 설명변수가 종속변수의 궤적의 출발점과 기울기에 미치는 영향을 구분하여 분석할 수 있다는 장점이 있다(Bollen and Curran, 2006; Pakpahan et al., 2015).

잠재성장모형 분석은 2단계로 구성된다. 1단계는 종속변수의 궤적을 추정하는 무조건 모형(unconditional model) 분석이다. 단순한 형태의 선형 궤적을 가정한 무조건 모형은 식 (1)과 같다

$$1\text{수준: } y_{it} = \alpha_i + \lambda_t \beta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

이때  $y_{it}$ 는  $t$ 시점의  $i$ 번째 가구의 소득궤적의 값을 나타낸다.  $\alpha_i$ 와  $\beta_i$ 는 각각  $i$ 번째 가구의 무작위 절편(random intercept)과 무작위 기울기(random slope)이고  $\varepsilon_{it}$ 는 무작위 오차항(random error terms)이다. 마지막으로,  $\lambda_t$ 는 궤적의 형태를 결정하는 모수로서 분석과정에서 모형에 대한 가정에 따라 주어지거나 통계적으로 결정된다.

절편의 평균  $\alpha_i$ 와 기울기의 평균  $\beta_i$ 는 다음의 식(2), 식(3)과 같이 분해될 수 있다. 2수준은 가구 간 차이를 나타내는 것으로,  $i$ 번째 가구의 소득궤적이 전체 가구의 평균 소득궤적으로부터 떨어진 정도를 나타낸다.

$$2\text{수준: } \alpha_i = \mu_\alpha + \zeta_{\alpha_i} \quad (2)$$

$$\beta_i = \mu_\beta + \zeta_{\beta_i} \quad (3)$$

이때  $\mu_\alpha$ 와  $\mu_\beta$ 는 전체 가구에 대한 평균 절편(mean intercept)과 평균 기울기(mean slope)이다. 전체 수식은 식(4)와 같이 하나의 식으로 결합될 수 있다.

$$y_{it} = (\mu_\alpha + \lambda_t \mu_\beta) + (\zeta_{\alpha_i} + \lambda_t \zeta_{\beta_i} + \varepsilon_{it}) \quad (4)$$

이때 앞의 괄호 항은 평균 구조를 나타내는 고정(fixed) 요소, 뒤의 괄호 항은 개별 변동성을 나타내는 무작위(random) 요소에 해당한다.

분석의 2단계는 종속변수의 궤적을 구성하는 계수에 설명변수가 미치는 영향을 분석하는 조건 모형(conditional model) 분석이다. 설명변수 1개를 포함하는 단순한 조건 모형을 수식으로 표현하면 식 (5), (6), (7)과 같다.

$$1\text{수준: } y_{it} = \alpha_i + \lambda_t \beta_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$2\text{수준: } \alpha_i = \mu_\alpha + \gamma_\alpha x_i + \zeta_{\alpha_i} \quad (6)$$

$$\beta_i = \mu_\beta + \gamma_\beta x_i + \zeta_{\beta_i} \quad (7)$$

이때  $\gamma_\alpha, \gamma_\beta$ 는 각각  $x_i$ 에 의해서 설명된  $\alpha_i$ 와  $\beta_i$ 의 부분을 나타낸다.

일반적으로 잠재성장모형의 식별, 추정, 적합도 계산은 최대우도(maximum likelihood) 함수에 기반하여 이뤄진다. 이 방식은 표본의 분산-공분산과 모형으로부터 추정된 분산-공분산의 잔차 차이를 최소화하는 것으로, 가우스 분포를 따르기 때문에 표본이 클수록 효과적이다. 설명변수는 2009년 자료를 기준으로 계산되었지만, 결측값의 경우 다음 연도의 자료를 이용하여 구하였다.

#### 4. 분석결과

##### 1) 무조건 모형 분석

###### (1) 소득 궤적의 형태

여러 유형의 소득궤적을 가정한 후 적합도 지수를 산출하고 비교하면 자료를 가장 잘 대표하는 궤적을 찾아낼 수 있다. 본 연구에서는 일반적으로 많이 이용되는 무변화, 선형, 이차함수형, 자유 변화의 4가지 유형을 비교하여 살펴보았다. 이때 자료의 결측값은 FIML(full information maximum likelihood)의 방법으로 대체하였다. FIML은 평균과 절편을 추정하는 과정에서 자유도를 쉽게 소진한다는 한계가 있지만, 일부 관측치가 빠진 경우에도 모든 자료를 최대한 사용하여 모형을 추정하는 장점이 있어 잠재성장모형을 이용한 분석에 자주 활용된다.

적합도 지수는 크게 두 가지 유형으로 구분된다. 첫째, 모형의 전반적인 적합도를 평가하는 절대적합척

도(absolute fit measure)에 기반하는 지수가 있다. 둘째, 변수 간 상관관계가 없다고 가정된 모형(기초 모형)과 변수 간 상관관계를 지정한 모형(제한모형)의 적합도를 비교하는 증분적합척도(incremental fit measure)에 기반한 지수가 있다. 본 연구에서는 절대적합척도에 속하는 카이제곱 통계량과 RMSEA(root mean square error approximation), 증분적합척도인 TLI(Tucker-Lewis index)와 CFI(comparative fit index)를 이용하여 모형의 적합도를 평가하였다.

〈표 2〉에 나타난 분석결과에 따르면, 4가지 유형의 궤적에서 모두 카이제곱 통계량이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그러나 표본의 크기를 고려할 때 다른 적합도를 함께 고려할 필요가 있었다. 이에 Hair et al.(2006)의 기준(RMSEA<0.07, TLI>0.95, CFI>0.95)을 적용한 결과, 무변화 궤적을 제외한 선형 궤적, 이차함수형 궤적, 자유모수적 궤적이 모두 양호한 수준의 적합도를 보이는 것으로 판단되었다. 그중에서도 이차함수형 궤적이 가장 적합도가 높은 것으로 나

〈표 2〉 전체 근로 집단에 대한 무조건 모형 분석결과

유형	$\chi^2(df)$	RMSEA(90% CI)	CFI	TLI
무변화 궤적(fixed intercept)	3797.726(53)***	0.099(0.097-0.102)	0.889	0.885
선형 궤적(fixed intercept, slope)	913.345(50)***	0.049(0.046-0.052)	0.974	0.972
이차함수형 궤적(fixed intercept, slope, quadratic)	742.444(46)***	0.046(0.043-0.049)	0.979	0.975
자유 변화 궤적(fixed intercept, random slope)	747.701(42)***	0.048(0.045-0.051)	0.979	0.973

주: N=7,182. \*\*\*p<0.001. RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation), TLI(Tucker-Lewis Index), CFI(Comparative Fit Index).

〈표 3〉 이차함수형 변화를 가정한 무조건 모형의 분석결과

궤적	근로빈곤층 (N=1,416)		근로비빈곤층 (N=5,766)		집단 간 평균 차이의 임계값(CR)
	Mean	S.E.	Mean	S.E.	
절편(I)	79.034***	0.749	244.364***	2.244	-69.900
1차항 기울기(S)	27.437***	0.976	1.532*	0.817	20.349
2차항 기울기(Q)	-1.735***	0.105	0.595***	0.084	-17.300
관계	Covariance	S.E.	Covariance	S.E.	집단 간 공분산 차이의 임계값(CR)
I-S	-71.548	47.154	-1232.089***	183.543	6.124
S-Q	-79.298***	5.485	-70.326***	7.911	-0.932
I-Q	4.090	4.482	78.782***	17.735	-4.083

주: \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.001.

타났다. 즉, 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득이 이차함수형 궤적을 따라 증가해온 것으로 해석될 수 있다.

잠재성장모형을 이용하면 개별 가구들의 궤적을 바탕으로 집단의 평균적인 궤적을 추정해낼 수 있다. 이차함수형 소득궤적을 가정한 상태에서 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 평균적인 소득궤적을 분석한 결과는 <표 3>과 같고, 이를 시각화한 그래프는 <그림 1>과 같다. 이때 궤적의 추정은 분석 시작점에서의 소득 수준인 절편 모수(I), 소득증가율을 나타내는 1차항 기울기 모수(S)와 2차항 기울기 모수(Q)를 추정하는 것을 의미한다.

## (2) 근로비빈곤층

근로비빈곤층의 평균적인 소득궤적은 오목한(concave) 곡선( $\mu_I=244.364$ ,  $\mu_S=1.532$ ,  $\mu_Q=0.595$ , all  $p<0.05$ )으로 추정되었다. 그래프를 통해 살펴보면, 근로비빈곤층의 소득은 최근 10년간 점진적으로 완만히 증가해온 것을 알 수 있다.

근로비빈곤층에 속하는 개별 가구들의 궤적에 대한 정보는 집단의 궤적을 구성하는 모수들의 공분산을 통해 살펴볼 수 있다. 분석결과에 의하면, 절편(I)과 1차항 기울기(S)가 통계적으로 유의한 음의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 근로비빈곤층을 시작점(2008년)에서 소득 수준이 평균보다 높은 H 집단과 평균보다 소득이 낮은 L 집단으로 구분할 때, H 집단의 소득증가율이 L 집단에 비해 빠른 것을 의미한다. 이는 근로비빈곤층이 소득궤적의 측면에서 하나의 동질적인 집단을 구성하고 있지 않을 가능성을 시사하는 것이다. 다음으로, 1차항 기울기(S)와 2차항 기울기(Q)가 통계적으로 유의한 음의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 근로비빈곤층을 평균보다 빠른 소득증가를 보인 F 집단과 평균보다 느린 소득증가를 보인 S 집단으로 구분할 때, F 집단이 S 집단에 비해 소득증가율의 변화가 느린 것을 의미한다. 이는 근로비빈곤층에 속하는 개별 가구들의 소득궤적이 발산하지 않고 평균을 기준으로 수렴하고 있는 것을 의미한다.

## (3) 근로빈곤층

근로빈곤층의 소득궤적은 볼록한(convex) 모양의 곡선( $\mu_I=79.034$ ,  $\mu_S=27.437$ ,  $\mu_Q=-1.735$ , all  $p<0.001$ )으로 추정되었다. 그래프를 통해 살펴보면, 근로빈곤층의 소득은 근로비빈곤층에 비해 빠르게 증가해온 것을 확인할 수 있다. 그러나 2016년 이후부터 근로빈곤층의 소득이 정체되면서 근로비빈곤층과의 소득 격차가 다시 벌어지는 것으로 나타났다. 향후 2016년을 기준으로 일어난 사회 보장 제도상의 변화나 거시경제적 상황의 변화가 근로빈곤층의 소득에 미친 영향을 설명하는 연구가 필요할 것으로 생각된다.

다음으로 근로빈곤층의 궤적을 구성하는 모수들의 공분산을 살펴보면, 1차항 기울기(S)와 2차항 기울기(Q)의 공분산만 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 따라서 근로빈곤층에서는 시작점의 소득 수준으로 궤적을 유추해볼 수 있었으나 근로빈곤층에서는 시작점의 소득 수준으로는 궤적을 예상할 수 없다. 이는 근로빈곤층은 소득궤적을 기준으로 비교적 동질적인 집단을 구성하고 있음을 의미한다. 또한, S와 Q가 음의 상관관계인 것을 통해서 근로빈곤층에 속하는 개별 가구의 소득이 발산하지 않고 평균적으로 수렴하는 것을 알 수 있다.

## (4) 집단 간 차이

근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득궤적이 통계적으로 유의한 차이를 보이는지 살펴보기 위해 사후검정(ad hoc test)을 수행하였다. 두 집단의 궤적을 구성하는 모수 추정치의 차이를 표준오차 추정치로 나눈 임계값을 살펴보면 통계적 유의성을 판단해볼 수 있다. 이 값의 크기가 1.96 이상이면 5% 유의수준에서 집단 간 차이가 통계적으로 유의한 것으로 해석할 수 있다.

<표 3>에 나타난 임계값을 살펴본 결과, 두 집단의 궤적을 구성하는 I, S, Q 모수 추정치(CR은 각각 -69.900, 20.349, -17.300)의 차이가 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 이차함수형 형태의 궤적을 가정하여 추정한 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득궤적이 통계적으로 유의한 차이를 보이는 것을 의미한다. 결과적으로 근로빈곤층은 소득 수준이 근로



비빈곤층에 비해 낮기도 하지만, 2016년 이후 근로비 빈곤층의 소득이 증가하는 가운데 근로빈곤층의 소득은 정체되어 경제적인 조건이 상대적으로 불리한 처지에 놓여있다.

2) 조건 모형 분석

잠재성장모형의 조건 모형은 무조건 모형에 궤적을 설명하는 요인을 추가한 것으로, 근로빈곤층과 근로비 빈곤층의 차별적 소득궤적에 인구·사회학적 요인(결혼, 교육수준)과 지역적 요인(대도시 거주)이 미친 영향을 살펴볼 수 있게 한다. 분석결과는 <표 4>와 같다. 적합도 지수를 비교한 결과, 본 연구에서 수립한 조건 모형은 근로비빈곤층을 더욱 잘 설명하는 것으로 나타났다. 이는 근로빈곤에 영향을 미치는 요인이 근로빈곤층의 상황을 직접 반영하기보다는, 근로비빈곤층의 상황을 설명하여 근로빈곤층을 구별해내는 반증의 효과를 가지고 있음을 드러낸다.

(1) 근로빈곤층

근로빈곤층 소득궤적의 절편(I)과 통계적으로 유의한 관계를 맺는 요인은 대도시 거주 여부(b=2,799)와 결혼 여부(b=9,300)인 것으로 나타났다. 즉, 근로빈곤층 중에서 대도시에 거주하거나 혼인하여 배우자가 있

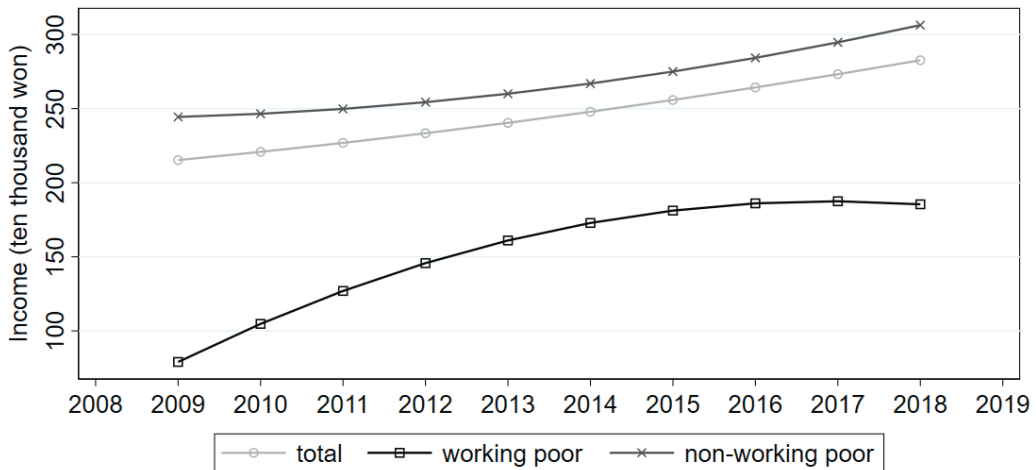
는 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 시작점(2009년)에서 소득이 높았다.

소득궤적의 1차항 기울기(S)와 통계적으로 유의한 관계를 가지는 요인은 대도시 거주 여부(b=7,615)와 저학력 여부(b=-8,279)인 것으로 나타났다. 즉, 근로빈곤층 중에서 대도시에 거주하는 가구와 가구주의 교육수준이 낮지 않은 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 소득의 증가율이 높았다.

근로빈곤층 소득궤적의 기울기가 대도시 거주 여부와 양(+)의 관계가 있다는 것은 기존의 도시 소득 프리미엄 가설이 근로빈곤층에 대하여 성립하는 것을 의미한다. 구체적으로 대도시의 어떤 특성으로 인하여 이러한 결과가 나타나는 것인지에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다. 대도시에 거주하는 근로빈곤층이 얻게 되는 사회경제적 자원을 제도화하여 전체 근로빈곤층으로 그 수혜를 확장할 수 있다면 근로빈곤층의 소득 개선에 도움이 될 수 있다.

(2) 근로비빈곤층

근로비빈곤층의 경우, 소득궤적의 절편(I)과 대도시 거주 여부(b=12,405), 저학력 여부(b=-45,263), 결혼 여부(b=22,699)가 통계적으로 유의한 관계인 것으로 나타났다. 따라서 대도시에 거주하는 가구, 가구주의 교육수준이 낮지 않은 가구, 그리고 혼인하여 배우자



<그림 1> 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득 궤적

〈표 4〉 조건 모형의 분석결과

궤적		근로빈곤층 (N=1,416)		근로비빈곤층 (N=5,766)		집단 간 차이의 임계값(CR)
		Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
I ←	대도시 거주 여부( $x_1$ )	2.799*	1.575	12.405**	4.853	-1.883
S ←		7.615***	2.059	-1.483	1.777	3.345
Q ←		-0.735***	0.223	0.261	0.183	-3.456
I ←	저학력( $x_2$ )	-1.073	1.765	-45.263***	7.003	6.119
S ←		-8.276***	2.308	2.970	2.565	-3.260
Q ←		0.397	0.250	-0.672**	0.264	2.941
I ←	결혼( $x_3$ )	9.300***	1.547	22.699***	5.549	-2.326
S ←		-2.056	2.023	0.597	2.032	-0.925
Q ←		0.239	0.219	0.169	0.209	0.233
$\chi^2$		472.951***(df=67)		725.024***(df=67)		-
RMSEA(90% CI)		0.065(0.060, 0.071)		0.041(0.039, 0.044)		
CFI		0.912		0.974		
TLI		0.881		0.965		

주: \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.001$ ,  $\chi^2 = 780.193$ \*\*\*(df=67), CFI=0.979, TLI=0.972, RMSEA=0.039[0.036, 0.041]. I는 소득궤적의 절편 모수, S는 1차항 기울기 모수, Q는 2차항 기울기 모수를 나타냄.

가 있는 가구는 그렇지 않은 가구에 비해 시작점(2009년)에서 소득이 높았던 것을 알 수 있다.

한편, 근로비빈곤층에서는 대도시 거주 여부와 소득의 증가율을 나타내는 모수가 통계적으로 유의하지 않아 도시 소득 프리미엄 가설이 기각되는 것으로 나타났다. 근로빈곤층과 근로비빈곤층에서 서로 다른 결과가 나타난 것은 대도시에 거주하는 것이 경제적 이득으로 이어지는 메커니즘에 소득 수준이 조절변수로 작용하고 있을 가능성을 드러낸다.

### (3) 집단 간 차이

소득궤적에 인구·사회학적 요인(결혼, 교육수준)과 지역적 요인(대도시 거주)이 미친 영향이 근로빈곤층과 근로비빈곤층에서 서로 차이를 보이는지 살펴본다.

대도시 거주( $x_1$ )가 소득궤적에 미치는 영향은 1차항 기울기 모수(S)와 2차항 기울기 모수(Q)에서 5% 유의수준에서 유의한 집단 간 차이( $S \leftarrow x_1$ : CR=3.345,  $Q \leftarrow x_1$ : CR=-3.456)를 보였다. 즉, 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득궤적이 다른 이유를 설명하는 데에 있어 대도시 거주 여부는 소득증가율의 차이와 관련하

여 유의한 설명을 제공하는 것을 알 수 있다.

저학력 여부( $x_2$ )가 소득궤적에 미치는 영향은 소득궤적의 모수들에서 모두 통계적으로 유의한 집단 간 차이( $I \leftarrow x_2$ : CR=6.119,  $S \leftarrow x_2$ : CR=-3.260,  $Q \leftarrow x_2$ : CR=2.941)를 보였다. 가구주의 저학력 여부는 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득이 시작점과 증가율에 대해서 차이를 보이는 이유를 설명하는 데에 도움이 될 수 있다.

결혼 여부( $x_3$ )의 경우, 소득궤적의 출발점 모수(I)에 미치는 영향만 통계적으로 유의한 집단 간 차이(CR=-2.326)를 보이는 것으로 나타났다. 즉, 가구주의 결혼 여부는 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득이 시작점에서 차이를 보이는 이유를 설명해 줄 수 있다.

## 5. 결론

본 연구는 『한국노동패널조사』 자료를 이용하여 최근 10년간(2009~2018년) 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득이 서로 다른 궤적을 따라 증가해온 것을 실증하고, 이러한 차이를 근로빈곤을 설명하는 것으로

알려진 인구·사회학적 요인(결혼, 교육수준)과 지역적 요인(대도시 거주)을 이용해 설명하였다. 이 과정에서 개별 궤적을 바탕으로 평균적인 궤적을 추정하고, 평균적인 궤적을 설명하는 요인을 투입하여 설명할 수 있는 잠재성장모형(latent growth model)을 이용하였다.

본 연구의 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득은 단순한 선형 증가가 아닌 이차함수형 성장 궤적을 가정할 때 자료를 가장 잘 대표하는 것으로 나타났다. 따라서 기존의 연구들에서 소득의 변화를 분석하는 과정에 이용하는 선형 추세는 소득 추이를 제대로 반영하지 못한다고 할 수 있다. 이에 본 연구는 소득 이차함수형 성장 궤적을 가정하여 분석을 진행하였다.

둘째, 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득궤적은 통계적으로 유의한 집단 간 차이를 보였다. 두 집단의 소득궤적은 2009년부터 2016년까지 서로 수렴하다가 2016년부터 다시 벌어지고 있다. 최근 3년간 근로빈곤층과 근로비빈곤층의 소득 격차가 다시 증가한 것은 근로비빈곤층의 소득이 증가하는 가운데 근로빈곤층의 소득이 정체되면서 나타났다. 이러한 추세가 계속 된다면 집단 간 소득 격차가 증가하여 소득 양극화 현상이 심화할 가능성이 있다. 소득 격차가 벌어지기 시작한 2016년의 거시경제적 변화 혹은 정책적 변화에 관한 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

셋째, 집단의 궤적을 구성하는 모수들의 공분산을 살펴본 결과 근로빈곤층을 구성하는 가구들은 서로 유사한 소득궤적을 따르지만, 근로비빈곤층은 시작점(2008년)에서의 소득 수준을 기준으로 가구들이 서로 다른 소득궤적을 따르는 것으로 나타났다. 즉, 근로비빈곤층은 소득 수준을 기준으로 2개 이상의 집단으로 구분될 수 있다. 본 연구는 근로빈곤층, 중소득층, 고소득층의 소득궤적을 비교하는 연구로 확장될 수 있다.

넷째, 근로빈곤층의 소득궤적에 대도시 거주 여부, 저학력 여부, 결혼 여부가 미치는 영향을 살펴본 결과에 따르면, 근로빈곤층 중에서 대도시에 거주하는 가구와 가구주의 교육수준이 낮지 않은 가구는 그렇지

않은 가구에 비해 소득의 증가율이 높았다. 반면에, 근로비빈곤층에서는 소득궤적의 기울기와 통계적으로 유의한 관계를 가지는 요인은 없었다. 이를 바탕으로 대도시에 거주하는 사람이 잠재적으로 소득의 혜택을 본다는 도시 소득 프리미엄 가설이 근로빈곤층에 대해서는 성립하지만, 근로비빈곤층에 대해서는 적용되지 않는다는 것을 알 수 있다. 이는 도시 소득 프리미엄이 소득 수준에 따라 차등적으로 나타날 수 있다는 점을 시사한다. 향후 도시 소득 프리미엄의 효과를 실증적으로 확인하기 위한 추가적인 설명적 연구가 진행될 필요가 있다.

본 연구의 결과를 바탕으로 도출할 수 있는 시사점은 다음과 같다. 첫째, 근로빈곤층은 근로비빈곤층과 뚜렷하게 구분되는 소득궤적을 가지고 있다. 따라서 전체 근로 집단에서 근로빈곤층을 구분하여 소득을 추적 조사하고 연도별 동향을 주의 깊게 살펴볼 필요가 있다. 둘째, 근로빈곤층은 대도시 거주 여부에 따라 덜 취약한 계층과 더 취약한 계층으로 분리되어 있는 것으로 나타났다. 따라서 기존의 사회 보장 제도의 틀 속에서 대도시 지역에 거주하지 않는 근로빈곤층에 대한 추가적인 사회적 지원을 포함하는 방안을 고려해볼 수 있다.

### 참고문헌

김재호·김승택. 2001. 빈곤의 규모와 이행과정. 한국경제학보, 8(2), pp.511-539.  
 김교성·반정호. 2004. 고용상태와 빈곤경험이 빈곤이행에 미치는 영향에 관한 연구. 사회복지정책, 18, pp.31-54.  
 김안나. 2007. 한국 근로빈곤층의 특성과 결정요인 분석. 사회복지정책, 29, pp.145-168.  
 김은하. 2009. 근로빈곤층 여성의 빈곤탈출 결정요인: 인적 자본, 가구특성, 노동시장 지위를 중심으로. 사회복지정책, 36(3), pp.239-268.  
 김현경·노대명·임완섭·김혜원. 2016. 근로빈곤층 경제활동상태 변화와 복지정책 수요. 세종: 한국보건사회연구원.  
 노대명. 2013. 근로빈곤층 실태진단과 향후 정책과제. 보건·복지 Issue & Focus, 193.

- 백학영. 2016. 금융위기 전후 근로빈곤 구조의 변화 탐색. *사회과학연구*, 55(1), pp.181-207.
- 이병훈·김유선. 2003. 노동생활 질의 양극화에 관한 연구—정규·비정규의 분절성을 중심으로. *경제와사회*, 60, pp.129-149.
- 이병희. 2012. 근로빈곤 정의를 둘러싼 쟁점과 추정. *보건복지포럼*, 2012(2), pp.18-26.
- 이병희·반정호. 2009. 근로빈곤층의 실태와 동향. *동향과 전망*, pp.215-244.
- 이병희·홍경준·이상은·강병구·윤자영. 2010. 근로빈곤의 실태와 지원정책. 세종: 한국노동연구원.
- 이상봉. 2016. 노인가구단위의 이전소득에 따른 빈곤완화분석: 한국, 미국, 영국의 패널 자료를 이용하여. *사회과학연구*, 23(4), pp.7-26.
- 홍경준. 2005. 근로빈곤층에 대한 탐색적 연구: 개념정의와 실태파악. *한국사회복지학*, 57(2), pp.119-142.
- Bardone, L. and Guio, A. 2005. In-Work Poverty. Luxembourg City: European Communities/ Union, Statistics in Focus: Population and Social Conditions No. 5/2005.
- Baum-Snow, N. and Pavan, R. 2012. Understanding the city size wage gap. *The Review of Economic Studies*, 79(1), pp.88-127.
- Becker, G. S. 1962. Investment in human capital: A theoretical analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2), pp.9-49.
- Bollen, K. A. and Curran, P. J. 2006. *Latent Curve Models: A Structural Equation Perspective*. New York City: John Wiley & Sons, Inc.
- Callan, T. and Nolan, B. 1991. Concepts of poverty and the poverty line. *Journal of Economic Surveys*, 5(3), pp.243-261.
- Cappellari, L. 2002. Do the 'working poor' stay poor? An analysis of low pay transitions in Italy. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64, 87-110.
- Chilman, C. S. 1991. Working poor families: Trends, causes, effects, and suggested policies. *Family Relations*, pp.191-198.
- Ciccone, A. and Hall, R. E. 1993. Productivity and the Density of Economic Activity. Massachusetts: National Bureau of Economic Research. NBER Working Paper 4313.
- Crettaz, E. 2011. *Fighting Working Poverty in Post-industrial Economies: Causes, Trade-offs and Policy Solutions*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing.
- Mincer, J. and Danninger, S. 2000. Technology, Unemployment, and Inflation. Massachusetts: National Bureau of Economic Research. NBER Working Paper 7817.
- Roca, J. D. L. and Puga, D. 2017. Learning by working in big cities. *The Review of Economic Studies*, 84(1), pp.106-142.
- Glaeser, E. L. 1998. Are cities dying?. *Journal of Economic Perspectives*, 12(2), pp.139-160.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E. and Tatham, R. L. 1998. *Multivariate Data Analysis*. Upper Saddle River, NJ: Prentice hall.
- Halleröd, B., Ekbrand, H. and Bengtsson, M. 2015. In-work poverty and labour market trajectories: Poverty risks among the working population in 22 European countries. *Journal of European Social Policy*, 25(5), pp.473-488.
- Hanson, G. H. 2005. Market potential, increasing returns and geographic concentration. *Journal of International Economics*, 67(1), pp.1-24.
- Helsley, R. W. and Strange, W. C. 1990. Matching and agglomeration economies in a system of cities. *Regional Science and Urban Economics*, 20(2), pp.189-212.
- Marx, I. 2017. *In-Work Poverty in the United States*. Bonn, Germany: IZA Publication. IZA Discussion Paper 10638.
- Marx, I. and Nolan, B. 2012. *In-Work Poverty*. Amsterdam: University of Amsterdam. GINI Discussion Paper 51.

- Matano, A. and Naticchioni, P. 2016. What drives the urban wage premium? Evidence along the wage distribution. *Journal of Regional Science*, 56(2), pp.191-209.
- Moretti, E. 2004. Human capital externalities in cities. In *Handbook of Regional and Urban Economics*. Amsterdam: Elsevier.
- OECD (Organization for Economic Cooperation and Development). 2010. *OECD Employment Outlook: Moving Beyond the Jobs Crisis*. Paris: OECD Publishing.
- OECD (Organization for Economic Cooperation and Development). 2020. *Economic Policy Reforms 2019: Going for Growth*. Paris: OECD Publishing.
- Pakpahan, E., Hoffmann, R. and Krger, H. 2017. Statistical methods for causal analysis in life course research: an illustration of a cross-lagged structural equation model, a latent growth model, and an autoregressive latent trajectories model. *International Journal of Social Research Methodology*, 20(1), pp.1-19.
- Ravallion, M. 2003. The debate on globalization, poverty and inequality: why measurement matters. *International Affairs*, 79(4), pp.739-753.

계재신청 2020.10.23.

심사일자 2021.02.17.

계재확정 2021.02.22.

주저자: 이소현, 교신저자: 임엽