

제12회 한국복지패널 학술대회

| 일시 | 2019년 9월 26일(목) 10:30 ~ 18:00

| 장소 | 서울대학교 호암교수회관 컨벤션 센터

주 최 : 한국보건사회연구원, 서울대학교 사회복지연구소

공동주최 : 한국사회복지연구회, 한국사회정책학회, 한국사회복지정책학회,
한국조사연구학회, 한국아동복지학회, 한국정신건강사회복지학회

홈페이지 : <http://www.koweps.re.kr>

순서

10:30~11:00 참가접수

11:00~12:00 Session 1

지출·불평등 (수련)

좌장: 김태완(한국보건사회연구원)

- 제1주제
1. 가구의 소득, 자산, 부채 수준이 부부폭력의 위험에 미치는 영향 : 행위자-파트너 의존 모형의 적용을 중심으로
 - 발표 : 박호준(서울대학교 박사수료), 박정민(서울대학교 사회복지학과)
 - 토론 : 한창근(성균관대학교 사회복지학과)
 2. 불평등에 대한 인식이 가구 내 사교육비 지출에 미치는 영향
 - 발표 : 백승주(한국교육개발원)
 - 토론 : 김민영(한국형사정책연구원)

빈곤·기초보장 (목련)

좌장: 김교성(중앙대학교 사회복지학부)

- 제2주제
1. 건강충격이 빈곤화에 미치는 영향-의료빈곤화 기전 탐색
 - 발표 : 김창오(성공회대학교 사회복지연구소)
 - 토론 : 김수진(한국보건사회연구원)
 2. 국민기초생활보장제도 효과 분석 방법에 대한 소고
 - 발표 : 이원진(한국보건사회연구원)
 - 토론 : 이아영(한국보건사회연구원)

12:00~13:10 점심식사(크리스탈홀)

13:10~13:15 **개회사**
조흥식 (한국보건사회연구원 원장)

13:15~13:20 **축사**
석재은 (한국사회복지정책학회 회장)

13:20~13:30 **대학원생 우수논문 시상식**
구인회 (서울대학교 사회복지연구소장)

13:30~13:40 **한국복지패널 소개**
여유진(한국보건사회연구원)

13:40~15:10	특별강연 (목련) 황선재(충남대학교 사회학과) 패널 다층모형&성장곡선 분석
15:10~15:20	휴 식
15:20~16:20	Session 2

아동 (수련)

좌장: 정원오(성공회대학교 사회복지학과)

- 제1주제
1. 주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험이 청소년 비행에 미치는 영향: 부모 양육행동의 매개효과를 중심으로
 - 발표 : 정익중(이화여자대학교 사회복지학과), 주영선(이화여자대학교 박사 후 연구원)
 - 토론 : 김미숙(한국아동복지학회 이사)
 2. 아동방과 후 경험의 장기적 변화 : 지난 10년간 계층별 차이를 중심으로
 - 발표 : 김선숙(한국교통대학교 사회복지학과), 임세희(서울사이버대학교 사회복지학과)
 - 토론 : 김세원(가톨릭관동대학교 사회복지학과)

청년 (목련)

좌장: 임정기(용인대학교 사회복지학과)

- 제2주제
1. 청년의 부채부담 변화에 관한 연구 : 출생코호트 비교를 중심으로
 - 발표 : 변금선(한국청소년정책연구원)
 - 토론 : 박미희(사회복지공동모금회 나눔문화연구소)
 2. 한국복지패널로 들여다본 청년의 생애사 : Multistate Model로 그린 한국 청년의 취업, 결혼, 출산의 경로와 소득집단별 비교
 - 발표 : 노법래(세명대학교 사회복지학과)
 - 토론 : 양경은(성공회대학교 사회복지학과)

정신건강 (동백)

좌장: 장수미(청주대학교 사회복지학과)

- 제3주제
1. 신규 빈곤진입 과정에서의 정신건강 변화
 - 발표 : 이종하(인덕대학교 사회복지학과), 김윤희(유한대학교 보건복지학과)
 - 토론 : 조지용(건양대학교 사회복지학과)
 2. 세월호 참사 전후의 한국 성인의 우울 궤적 분석: 분할함수 잠재성장모형을 사용하여
 - 발표 : 김성용(한국후견신탁연구센터)
 - 토론 : 정은희(인천대학교 사회봉사센터)

16:20~16:30 휴 식

대학원생 (수련)

좌장 : 김문길(한국보건사회연구원)

- 제1주제
1. 노년기 경제활동이 우울과 삶의 만족도에 미치는 영향
 - 발표 : 송시영(연세대학교 아동가족학과 석박사통합과정)
 - 토론 : 유재연(한국보건사회연구원)
 2. 노인장기요양보험이 제도이용가구의 노동공급에 미치는 영향
 - 발표 : 김도현(서울대학교 경제학부 석사수료)
 - 토론 : 문용필(국민건강보험공단 건강보험정책연구원)
 3. 가구부문 미시자료를 활용한 에너지바우처 효과추정에 관한 연구
 - 발표 : 이은솔(선문대학교 경제학과 석사수료)
 - 토론 : 김영희(서울대학교 농업생명과학연구원)

노동 (목련)

좌장: 이상은(송실대학교 사회복지학부)

- 제2주제
1. 시간과 소득 빈곤의 교차: 가구유형과 노동시장 지위 효과를 중심으로
 - 발표 : 류기락(한국직업능력개발원)
 - 토론 : 조미라(연세대학교 빈곤문제국제개발연구원)
 2. Unemployment and Subjective Well-being: The Role of Unemployment Benefit in South Korea
 - 발표 : 김성아(한국보건사회연구원), Shun Wang(KDI국제정책대학원)
 - 토론 : 남재현(부산대학교 사회복지학과)
 3. 노동시장 내 은퇴 연령기준의 재설정 및 설정된 연령 집단 간 차이에 대한 연구
 - 발표 : 박종훈(한밭대학교 경제학과), 장인수(한국보건사회연구원)
 - 토론 : 정윤경(한남대학교 사회복지학과)

목 차

Session 1

제1주제 지출·불평등

1. 가구의 소득, 자산, 부채 수준이 부부 폭력의 위험에 미치는 영향 : 행위자-파트너 의존모형의 적용을 중심으로 9
2. 불평등에 대한 인식이 가구내 사교육비 지출에 미치는 영향 27

제2주제 빈곤·기초보장

1. 건강충격이 빈곤화에 미치는 영향: 의료빈곤화 기전 탐색 47
2. 국민기초생활보장제도 효과 분석 방법에 관한 소고 81

Session 2

제1주제 아동

1. 주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험이 청소년 비행에 미치는 영향: 부모 양육행동의 매개효과를 중심으로 103
2. 아동 방과 후 경험의 장기적 변화 : - 지난 10년간 계층별 차이를 중심으로 121

제2주제 청년

1. 청년의 부채부담 변화에 관한 연구 : 출생코호트 비교를 중심으로 143
2. 한국복지패널로 들여다본 청년의 생애사: Multistate Model로 그린 한국 청년의 취업, 결혼, 출산의 경로와 소득 집단별 비교 167

제3주제 정신건강

1. 신규 빈곤진입과정에서의 정신건강 변화 181
2. 세월호 참사 전후의 한국 성인의 우울 궤적 분석 : 분할함수 잠재성장모형을 적용하여 197

Session 3

제1주제 대학원생 논문발표

1. 노년기 경제활동이 우울과 삶의 만족도에 미치는 영향 221
2. 노인장기요양보험이 제도 이용 가구의 노동공급에 미치는 영향 239
3. 가구부문 미시자료를 활용한 에너지바우처 효과 추정에 관한 연구 255

제2주제 노동

1. 시간과 소득 빈곤의 교차: 가구유형과 노동시장 지위 효과를 중심으로 277
2. Unemployment and Subjective Well-Being: The Role of Unemployment Benefit in South Korea 303
3. 노동시장 내 은퇴 연령기준의 재설정 및 설정된 연령 집단 간 차이에 대한 연구 335

Session 1

제1주제 지출·불평등

1. 가구의 소득, 자산, 부채 수준이 부부폭력의 위험에 미치는 영향 : 행위자-파트너 의존 모형의 적용을 중심으로
 2. 불평등에 대한 인식이 가구 내 사교육비 지출에 미치는 영향
-

가구의 소득, 자산, 부채 수준이 부부 폭력의 위험에 미치는 영향 : 행위자-파트너 의존모형의 적용을 중심으로

The Influence of Household Income, Assets, and Liabilities on the Risk of Marriage Violence : Using
Actor-Partner Inter-dependency model

박호준(서울대학교 박사수료)

박정민(서울대학교 사회복지학과 교수)

이 연구는 가구의 소득, 자산, 부채 등의 경제적 상황이 부부의 자존감과 우울수준에 어떤 영향을 미치며 부부폭력의 위험성과는 어떤 상관관계가 있는지를 분석한 논문이다. 분석에 있어서는 제12차 한국복지패널조사 중에서 부부가 모두 응답한 데이터를 분석하였다. 분석한 결과 소득, 자산, 부채는 모두 부부폭력의 위험성을 증대시켰다. 또한 부부의 자존감과 우울감이 이를 매개하는 것으로 나타났다. 또한 경제적 요인이 부부폭력 위험성에 미치는 영향력은 부부의 성별에 따라서 차이가 있었으며, 일부 요인에 있어서는 자기(actor) 효과 뿐만 아니라 상대방(partner) 효과도 확인되었다. 이러한 분석결과는 사회복지 실천 현장에서 부부폭력 피해자 및 가해자에 대한 지원 프로그램을 제공함에 있어서, 가족의 경제적 상황, 심리적인 요인과 함께 부부 간의 역동도 고려할 필요가 있음을 보여준다. 또한 이러한 분석 결과는 가족의 경제적 상황을 파악함에 있어서 기존의 소득과 자산 외에 부채 역시 중요하게 고려해야 함을 의미한다.

제1절 서론

지난 1990년대 후반의 금융위기 이후, 전세계적인 양적 완화가 이루어짐과 동시에 세계 각국의 가계부채 수준 역시 지속적으로 상승하였다. 2008년 금융위기 이후 일부 서구국가이 가계부채는 다소 감소하고 있지만¹⁾ 여전히 가계부채의 위험성이 지속적으로 제기되고 있다. 우리나라는 2008년 금융위기 이후에도 매년 가계부채가 상승하고 유형에 속하며, 2018년의 부동산 대출규제 정책으로 인하여 그 증가폭은 다소 감소하였지만, 증가는 계속되고 있으며 지난 2019년 상반기에는 무려 1540조에 달하는 것으로 나타났다²⁾. 과중한 가계부채의 위험성은 거시경제 측면에서만 부정적인 영향을 주는 것이 아니라(Corsetti, Kuester, Meier and Müller, 2010), 개인에게 있어서는 파산, 면책 등 경제적 위험의 증대, 그로 인한 다양한 사회

1) <https://data.oecd.org/hha/household-debt.htm> 참조

2) 국가지표체계 '가계신용동향' 항목 참조

(http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1076)

문제를 증대시키는 것으로 나타난다(Richardson, Elliott, Roberts, 2013). 이에 따라서 과중한 가계채무가 개인, 부부, 가족의 삶에 어떤 영향을 미치는지, 그리고 이러한 영향을 미치는 기제는 무엇인지에 대한 사회적 관심이 증대하고 있다. 관련 선행 연구에 의하면, 과중한 가계부채는 개인의 심리나 정서에 부정적인 영향을 미치는 것은 물론이고, 전반적인 삶의 만족도를 떨어뜨리며, 대인관계의 어려움이나 자살행동 등의 부정적인 행동 경향도 증가하는 것으로 나타났다(박정민, 오욱찬, 구서정, 2017; Berger, Collins and Cuesta, 2015; Bridges and Disney, 2010; Drentea, 2000; Drentea and Reynolds, 2012; Gathergood, 2012). 또한 이러한 과중한 가계부채를 비롯한 재정적인 스트레스를 유발하는 경제적 상황은 개인적인 차원에서만이 아니라 가족관계에서도 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타난다. 개인이 경험하는 재정적 스트레스는 배우자에 대한 폭력성을 증대하는 경향이 있었고(Benson, Fox, DeMaris and Van Wyk, 2000; Collier-Tenison, 2003; Peek-Asa, Zwerling, Young, Stromquist, Burmeister and Merchant, 2005; Slep, Foran, Heyman and Srarr, 2010), 자산이나 가계부채로 인한 재정적인 스트레스나 심리정서적인 문제는 배우자 폭력과도 정적인 상관관계가 있었다(박정민, 박호준, 오욱찬, 2017; 맹성준, 한창근, 2019; 맹성준, 김은경, 한창근, 2019; Chan, Tiwari, Fong, Leung, Brownridge and Ho, 2009).

그러나 관련 선행연구들에는 몇가지 한계가 있는데, 첫째, 가족의 경제적인 상황을 파악하는데 있어서 소득, 자산, 부채를 종합적으로 고려한 연구는 드물다. 특히, 자산이나 부채에 관심을 가지고 분석하는 경우에도 이 두 변수 중에서 하나만을 사용하거나, 소득만을 통제변수로 추가하여 분석한 연구들이 대부분이었다. 과거에는 가구의 경제적인 상황을 주로 소득만으로 파악하였으나 최근에는 분석 범위를 보다 넓혀서 자산을 고려해야 한다는 주장이 확산되었다(Sherraden and Gilbert, 2016). 보다 최근에는 여기서 한 단계 더 나아가서 소득, 자산 외에도 부채수준을 종합적으로 고려하여 가구의 경제적 상황을 파악하고자 하는 연구들도 등장하고 있다(Sweet, Nandi, Adam, and McDade, 2013). 둘째, 사실혼을 포함하여 결혼한 부부의 소득, 자산, 가계부채는 부부 중 어느 한 개인만의 문제가 아닌 부부 공동의 문제이며, 경제적 상황으로부터 초래되는 재정적인 스트레스는 개인적인 차원에서뿐만이 아니라 부부 사이의 상호작용에 기반하여 작용하게 된다(Falconier, Jackson, Hilpert and Bodenmann, 2015). 즉, 부부는 가족이라는 울타리 안에서 서로 밀접하게 상호작용하며 즉, 가구의 경제적인 상황은 부부에게 있어서 개인적인 차원의 자기효과 뿐만 아니라 관계적인 속성의 상대방 효과 역시 존재한다고 보는 것이 더 합리적인 가정이다. 부부는 개인으로서의 특성을 가지는 것과 동시에 관계적인 특성을 함께 공유한다. 따라서 부부의 개인적인 특성 뿐만 아니라 부부 사이의 상호작용 관계를 동시에 고려하는 모형을 수립하는 것이 필요한 것이다. 그러나 지금까지 우리나라에서 이루어진 다른 연구들은 1인 가구가 아닌 결혼한 가구들의 소득이나 자산, 부채 관련 분석을 하는 경우에도 개인을 단위로 분석하는 경향이 강하였다.

이러한 문제의식에 정리하면 다음과 같다. 첫째, 가구의 소득, 자산, 부채 수준을 종합적으로 고려하여 가구의 경제적인 상황을 분석하는 모형이 필요하다. 둘째, 가구의 경제적 상황이 부부에게 어떤 경로로 영향을 미치는지를 파악함에 있어서, 부부의 개인적인 특성뿐만 아니라 부부의 관계적인 특성이 어떤 영향을 미치는지, 그리고 이에 있어서 성별 차이가 있는지를 분석할 수 있어야 한다. 이러한 문제의식에 기반하여 다음과 같이 연구문제를 설정하였다.

- 1) 가구의 경제적 상황(소득, 자산, 부채 수준)은 부부폭력의 위험을 어떤 영향을 미치는가?
- 2) 가구의 경제적 상황(소득, 자산, 부채 수준)과 부부폭력의 관계에 있어서, 부부의 자존감과 우울감을 이를 매개하는가?
- 3) 가구의 경제적 상황(소득, 자산, 부채 수준)과 부부폭력의 관계에 있어서, 각 변수들의 영향력은 부부

사이의 차이가 있는가?

제2절 문헌고찰

1. 가계소득, 부채, 자산의 현황

우리나라의 가구당 월평균 소득은 2019년 1분기에 약482만원이었으며, 이는 전년 동기 대비 1.3%가 증가한 것이었다. 소득분위별로 보았을 때, 1분위(-3.0%)와 5분위(-4.3%)의 가처분 소득은 전기 대비 감소한 반면에 2분위(3.6%), 3분위(4.0%), 4분위(1.4%)는 증가하는 양상을 보이는 것으로 나타났다(보건복지부, 2019). 가구당 소득 뿐만 아니라 자산 역시 전체적으로는 완만한 증가세를 보이고 있다. 통계청이 ‘가계금융복지조사’ 결과를 분석한 바에 따르면, 우리나라 가구의 순자산(부채-자산)은 2018년 현재, 34,042만원으로 2017년 31,572만원에 비해서 약7.8%증가한 것으로 나타났다(통계청, 2019). 그러나 소득과 자산만 증대하는 것만이 아니라, 부채 역시 지속적으로 증가하고 있다. 우리나라의 가계부채(가계신용통계 기준)는 2017년 기준 1450.8조원이었으며, 2019년 1분기에는 1540조원으로 증가한 것으로 나타났다. 이는 전년 동기 대비, 약4.9%증가한 것이다³⁾. 가처분 소득 대비 가계부채 비율도 2008년 143.3%에서, 2017년에는 185.9%로 지속적으로 상승하고 있으며, 1인당 가계부채 역시 2008년 \$12,640에서, 2017년에는 \$29,871로 약2.36배 증가하고 있다. 특히, 소득1분위 보유가구의 30.5%는 가처분소득의 40% 이상을 원리금 상환에 사용하고 있으며, 부채가 있는 소득1분위가구의 80.9%가 원리금 상환을 부담스러워하는 것으로 나타났다(통계청, 2019). 즉, 전반적으로 우리사회의 소득과 자산, 부채가 모두 증가하고 있지만, 상대적으로 저소득 층에서 상대적인 불안정성이 더 커지는 것으로 나타났다. 이는 다른 선행연구들에서도 확인되고 있다. 한국복지패널 3차~10차(2008~2015년) 데이터를 이용한 선행연구에 의하면, 소득수준이 높을 수록 우량부채(금융부채 및 전세보증금)의 비중이 커지고, 반면에 소득수준이 낮을수록, 비우량부채(일반사채, 카드빚, 외상 등) 비우량 부채의 비중이 증가하는 양상을 보였으며, 사회적 박탈수준도 높은 것으로 나타났다.(박정민, 이승호, 2017; 탁장한, 박정민, 2017).

2. 부부폭력의 정의와 규모

우리사회에서 흔히 가정폭력과 부부폭력은 혼용되어 상용되는 경향이 있지만, 두 개념은 엄밀하게 다른 개념이다(송다영, 2017). ‘가정폭력범죄의 처벌 등에 관한 특례법’에 의하면, ‘가정폭력’은 ‘가정구성원 사이의 신체적, 정신적, 또는 재산상 피해를 수반하는 행위’로 정의되며(제2조1항 참조), 이에는 배우자, 존비속, 동거친족 간의 폭력을 포함하는 개념이다⁴⁾. 반면에, ‘부부폭력’이란 법적인 혹은 사실혼 관계에 기초한 부부 사이에 이루어지는 폭력으로, 우리나라 정부가 3년마다 실시하는 ‘가족폭력실태조사’에서는 ‘부부폭력’을 크게 신체적 폭력, 정서적 폭력, 경제적 폭력, 성학대, 방임, 그리고 통제로 구분하고 있다(황정임·장혜경·윤덕경·김영란·주재선·김동식, 2013). 이는 서구를 중심으로 하는 선행연구에서는 ‘친밀한 파트너의 폭력’(intimate partner violence; IPV)에 대응하는 것으로 이해할 수 있다. ‘친밀한 파트너의 폭력’(intimate partner violence)이란 “신체적, 심리적 또는 성적 상해를 친밀한 관계에 있는 사람들에게 유발하는 모든

3) 국가지표체계 ‘가계신용동향’ 항목 참조

(http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1076)

4) 국가법령정보센터 (<http://www.law.go.kr/lsInfoP.do?lsiSeq=115718#0000>)

행위"로 정의된다. 따라서 이에선 신체적인 폭력 외에도 위협, 무시, 굴욕 등의 심리적 학대, 강제 성행위를 비롯하여, 가족 친구로부터의 고립, 감시 등의 통제적인 행동 등이 포함될 수 있다(WHO, 2017).

우리나라 정부에서는 가족폭력 실태를 파악하고 관련 정책을 수립하기 위하여 3년 단위로 전국 실태조사를 실시하고 있다. 가장 최근에 실시된 조사인 '2016 가정폭력 실태조사'에 의하면, 만19세 이상 유배우자(사실혼 관계 포함)의 부부폭력 피해율이 여성은 12.1%, 남성은 8.6%인 것으로 나타났다. 또한 부부폭력이 발생하는 주요 원인으로는 남성과 여성이 모두, 성격차이와 경제적 문제라고 응답한 비율이 다른 문항에 비해서 높은 것으로 나타났다(이인선·장미혜·황정임·이미정·주재선·정수연, 2016).

3. 가구의 경제적 상황과 부부폭력의 상관성에 대한 이론적 접근

'가족 스트레스 모델'(family stress model)에 의하면, 부부 혹은 가족이 처한 부정적인 상황은 가족 구성원에게 심리적, 정서적 불안정을 야기한다. 그리고 이러한 가족 구성원 사이의 긴장과 불안은 가족 내의 다른 구성원들에게 전이되어 가족관계의 질이나 만족도 등에 부정적인 영향을 미치게 된다(Conger, Elder, Lorenz and Simons, 1994; Conger, Conger and Martin, 2010). 가족 스트레스 모델에 기반하여 이를 발전시킨 '공동대처이론'(dyadic coping theory)에 의하면, 남편과 아내는 가족 내의 부부 관계라는 밀접한 관계로 묶여져 있으므로 상호간에 지속적인 상호작용이 일어나며, 남편과 아내 중에 어느 한쪽의 스트레스는 그 자신의 정서적인 문제나 결혼만족도에만 영향을 주는 것이 아니라 배우자의 정서나 결혼만족도에도 영향을 주게 된다(Bodenmann, 2008; Bodenmann et al., 2007; Bodenmann, 2010). 그러나 이러한 영향관계는 부부 사이의 권력 관계가 동질하지 않기에 차등적이다. 즉, 남편과 아내가 가족 내에서 어떤 위치를 가지고 있고, 그 둘 사이에 어떤 역학이 형성되는지에 따라서 차등적인 영향을 주고받게 되는 것이다(Ponnet et al, 2014, 2016; Rose et al. 2017) .

위의 두 모델, 즉 '가족 스트레스 모델'과 '공동대처이론'에 입각하여, 가구의 소득, 자산, 부채 등의 경제적 상황이 어떻게 부부관계에 영향을 미치게 되는지를 정리하면 아래와 같다. 낮은 소득, 소득 대비 낮은 자산수준이나 과중한 채무, 혹은 실업 등과 같은 경제적 어려움은 재정적인 스트레스를 가족 구성원에게 일으킨다. 이러한 스트레스는 한편으로는 개인의 심리정서적 문제를 야기하게 되며 다른 한편으로 이런 스트레스나 심리정서적 문제는 다른 가족구성원에게 부정적으로 전이된다(Conger and Martin, 2010, Conger and Donnellan, 2007). 즉, 가구의 경제적 상황으로 인해서 촉발된 스트레스나 배우자에 대한 지지적 행동이나 긍정적인 상호 작용의 감소를 유발하며, 나아가 부부갈등과 부부폭력을 이끈다(Ponett et al., 2016). 가구의 소득, 자산, 부채와 같은 경제적 상황이 부부 개인에게 어더한 부정적인 영향을 미치고, 이러한 부부 각각의 개인적인 요인은 어떠한 상호작용을 통하여 서로에게 영향을 미치고 이러한 영향이 부부폭력의 경향에도 영향을 미치는지는 이론적으로 정리하면 다음과 같다. 먼저, Mistry et al.(2002)에 의하면, 가구의 낮은 소득, 높은 부채 수준을 비롯하여 파산이나 회생과 같은 부정적인 경제적 경험들이 가족 구성원들에게 경제적 압박을 만들어 내게 된다. 이러한 경제적 압박은 개인들의 심시정서적인 문제들을 증가시키며, 개인의 심리정서적 문제가 심각해질 수록 부부갈등과 부부폭력 역시 증가하는 경향이 있다. Fox et al.(2002)에 의하면 남성 배우자의 여성 배우자에 대한 폭력은 자원과 욕구의 불일치에 기인하고, 폭력은 경제적 압박에 대한 잘못된 대처방식으로 발생하는데, 소득이 낮거나 실업을 경험하는 등 경제적 곤란을 겪는 부부 사이에서 부부폭력이 더 잘 일어나게 된다고 보았다. Ponnet et al.(2014, 2016)은 여기서 한단계 더 나아가는데, 행위자-파트너 상호의존모형(Actor-Partner interdependence model; APIM)을 적용하여,

남편과 아내 사이에 스트레스와 긴장이 서로 어떤 경로를 통해서 서로에게 영향을 주는지를 분석하였다.

4. 경제적 상황과 부부폭력의 상관성에 관한 경험적 접근

부부폭력의 영향요인으로는 개인의 인구학적 특성, 사회경제적 지위, 심리정서적인 요인, 가족 요인, 지역사회 요인, 사회적 요인 등이 다양한 층위에서 영향을 미치는 것으로 나타났다(Capaldi, Shortt and Kim, 2012; Stith et al., 2004; Heise et al., 2002). 첫째, 개인의 인구학적 특성으로는 연령, 성별, 인종/민족 등이 부부폭력에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 개인의 사회경제적인 요인도 부부폭력의 위험성과 밀접한 관련이 있었는데, 소득 등 경제상황을 비롯하여, 실직 여부 등도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째, 개인의 심리정서적인 요인도 영향을 미쳤는데, 자존감은 부부폭력 가해자와 피해자 모두와 부적인 상관관계가 있었으며(Papadakaki, Tzamalouka and Chliaoutakis, 2009). 높은 우울감은 부부폭력의 중요한 예측요인 중의 하나이다(Lehrer, Buka, Gortmaker, Shrier, 2006). 넷째, 가족관계 요인으로는 부정적인 가족관계와 대처방식 등도 영향을 미쳤다. 다섯째, 이웃 요인으로는 빈곤지역 여부, 낮은 사회적 자본, 이웃들의 폭력에 대한 관용정도 등도 영향을 미쳤다. 여섯째, 원가족 경험도 영향을 미쳤는데, 어렸을 때의 부부폭력 노출 경험이나 아동학대, 남성중심의 성역할 인식 등도 부부폭력의 위험성을 증가시키는 것으로 나타났다.

다른 한편을 사회경제적 요인에 대한 분석이 심화됨에 따라서, 소득만으로는 사회경제적 지위를 측정하는데 한계가 있으며(Drentea and Reynolds, 2012; Lahelma et al., 2006; Shavers, 2007), 이를 보완하기 위하여, 소득 외에 자산(wealth)을 고려하여 경제적인 상황을 파악하고자하는 연구들이 지속적으로 나오고 있다(Braveman et al., 2005; Laaksonen, Rahkonen, Martikainen and Lahelma, 2005; Pollack, Chideya, Cubbin, Dekker and Braveman, 2007). 또한 가구의 자산과 부채 변화를 종단적으로 살펴본 연구에 의하면, 두 변수는 동일하게 변화하지 않았으며, 어떤 개인이나 가구의 경제적 상황을 파악하기 위한 지표로 부채 수준이나 부채의 종류, 파산 위험 등에 유용함을 입증하는 연구들도 이루어지고 있다(Dew, 2007; Drentea and Reynolds, 2012).

또한 재정적 스트레스와 부부폭력/부부관계의 상관관계에 있어서, 부부의 상호작용 양상을 분석하고자 하는 연구들도 이루어지고 있는데, 행위자-파트너 상호의존 모형(Actor-Partner-Independence Model)을 이용한 연구를 정리하면 아래와 같다. 첫째, Falconier and Epstein (2010, 2011)의 연구에 의하면, 남성의 재정적 스트레스는 배우자의 언어적 적대행동 정적인 표현을 증가시키는 것으로 나타났다. 또한 남성의 재정적인 스트레스는 그 자신의 언어적 적대행동과도 정적인 상관관계가 있었다. 그러나 여성의 재정적인 스트레스는 상대방의 적대, 혹은 온정적인 행동과 상관관계가 없는 것으로 나타나서, 재정적인 스트레스가 부부의 행동에 영향을 미치는 경로에 차이가 있는 것으로 나타났다. 둘째, Ross et al.(2017)이 미국 군인 부부를 대상으로 연구한 바에 의하면, 아내와 남편 모두 경제적 스트레스(financial management concern)가 심각할수록 긍정적인 결혼만족도는 떨어졌지만, 부부의 소통방식에 따라서 이 영향은 차이가 있는 것으로 나타났다. (남편의 인식한) 아내의 온정적인 의사소통방식은 아내와 남편의 결혼만족도에 모두 긍정적인 영향을 미쳤지만, 아내가 인식한 남편의 온정적인 의사소통방식은 남편의 결혼만족도에만 긍정적인 영향을 미쳤다. 그러나 적대적인 의사소통방식은 아내와 남편 모두의 결혼만족도에 영향을 미치지 못하였다. 셋째, Ponnet et al.(2016)의 연구에 의하면, 소득은 남편과 아내의 경제적 스트레스와 부(-)적인 상관관계가 있으며, 부부의 경제적 스트레스가 높을수록, 남편과 부인 각각의 우울 수준도 높아지는 것으로 나타났다. 또한, 남편과 아내의 우울수준은 경제적 스트레스를 매개하여, 부부갈등 수준과도 정(+)적인 관계

가 있는 것으로 나타났다. 또한 Ponnet et al.(2014)의 연구에 의하면, 가족의 경제적 스트레스는 청소년기의 문제행동과 정(+)적인 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 특히, 부부 각각의 우울, 상호갈등, 양육 태도는 이 두 변수 사이의 관계를 매개하는 것으로 나타났으며, 또한 남편과 아내의 우울이나 갈등은 자기효과(actor effect)뿐만 아니라 상대방 효과(partner effect) 역시 가지는 것으로 나타났다. 또한 경제적 수준에 따라서도 이 경제적 스트레스가 청소년기의 문제행동에 미치는 영향에는 차이가 있는 것으로 나타났는데, 소득 수준에 따라서, 각각 저소득층, 중간소득층, 고소득층에 서로 차이가 있는 것으로 나타났다.

제3절 연구방법

1. 분석자료 및 표본

분석자료로는 제12차 한국복지패널 설문조사 데이터(2017)를 사용하였다. 이 데이터는 지역비례 층화표집을 통하여 전국적인 대표성을 지니고 있으며, 가계소득, 자산, 부채 등 가구의 경제적 상황을 보여주는 다양한 지표들을 비롯하여, 부부간의 폭력 정도 및 부부 구성원 각각의 정서·심리적인 요인들을 측정하고 있어서, 본 연구에 적합한 데이터라고 평가할 수 있다. 분석 대상은 제12차 조사에서, 18세 이상의 성인 가구원 중 부부 모두가 설문지에 응답하였으며, 분석모형에 포함된 변수에 결측이 없는 3405쌍(총6810명)을 부부 결합데이터로 만들어 분석하여었다.

2. 변수

1) 종속변수 : 부부폭력은 3문항으로 이루어져있으며 정서적인 폭력('모욕적, 악의적인 이야기를 함', '때리려고 위협하거나, 물건을 던지는 등의 신체적 폭력의 위협을 가함)과 신체적인 폭력('직접적인 신체적 폭력을 행사함')에 해당한다. 부부 모두에 대해서 상대방에 대한 부부폭력 정도를 응답하도록 하였다. 모형에는 이 3문항의 평균점수를 투입하였다.

2) 독립변수 : 소득, 자산, 부채를 투입하였다. 첫째, 소득은 월평균 가구소득을 가족구성원수의 제공근으로 나눈 가구균등화 소득을 사용하였다. 가족구성원수의 제공근으로 나누어준 이유는 가구원수에 따른 가구소득의 차이를 보정하기 위한 것이다. 둘째, 자산은 총자산 대비 부채비율(DTA·Debt To Asset ratio)을 구하여 이를 사용하였다. 자산분포 역시 편포된 경향을 보이지만, 기존의 선행연구들에서 연속변수화하여 투입하고 있는 경우들이 많으므로 이를 참조하여 부채 대비 자산 비율은 연속변수를 그대로 모형에 투입하였다. 셋째, 부채는 가구균등화소득 대비 부채비를 구하여 이를 투입하였다. 부채비는 부채가 없는 가구가 상당히 많아서 편포된 분포를 보이므로, 가처분 소득 대비 부채비 100%를 기준으로 이분변수를 만들어 모형에 투입하였다. 넷째, 관련 선행연구에 의하면, 단순 부채 총액도 중요하지만, 악성 부채가 가구에 미치는 영향도 큰 것으로 나타난다. 따라서 소득 대비 비우량 부채비를 구하였다. 이 역시 분포가 매우 편포되어 있으므로 이를 가처분 소득 대비 10% 이상의 악성채무가 있는 경우를 1로 하고 그렇지 않은 경우를 0으로 변환하여 이분변수를 만들어 모형에 투입하였다.

3) 매개변수 : 매개변수로는 자존감과 우울감을 사용하였다. 우울감은 CESD-11 척도를 11개 지표의 평균점을 사용하였다. 이 척도는 1~4점의 리커트식 척도로 이루어져 있으며 점수가 높을수록 우울 수준 역시 높다는 것을 의미한다.

4) 통제변수 : 통제변수로는 부부 각각의 연령, 성역할인식을 투입하였다. 성역할 인식은 5개의 세부지

표로 이루어져 있으며 의미가 반대인 문항은 역코딩하여 평균점수를 구하였다. 다른 지표와 마찬가지로 점수가 높을수록 성역할 인식 수준 역시 높다는 것을 의미한다.

3. 분석방법

분석방법으로는 경로분석의 다중매개모형(multiple mediation)과 행위자-파트너 상호의존 모델(actor-partner independence model; APIM)을 사용하였다 (Kenny, Kashy and Cook, 2006). 이 분석방법은 부부, 친구, 회사 동료 등 쌍을 이루는 데이터(dyadic data)를 분석할 수 있는 기법이다. 이 모델은 분석하기 위해서는 구조방정식 외에도 다층모형도 적용할 수 있다. 그럼에도 구조방정식을 사용한 이유는 자기효과와 상대방 효과의 간명한 분석이 가능하고, 추정치들 사이의 크기를 비교할 수 있는 장점이 있기 때문이다(Kenny et al., 2006). 모형의 적합도를 살펴보기 위하여, 먼저, Chi-squared 값을 계산할 것이다. 그러나 표본크기가 커지면 Chi-squared 값도 커지고 이에 따라서 귀무 가설을 기각할 확률도 커지는 문제점이 있다. 따라서 다른 '증분-절대적합지수'인 RMSEA, TLI, SRMR 값을 종합적으로 고려하여 판단하였다. 이 값들은 상대적으로 표본 크기에 영향을 덜 받는다고 알려져 있다. 일반적으로 TLI <0.9, CFI > 0.9, RMSEA <0.08, SRMR <.10면 괜찮은 모형이라고 평가할 수 있다(홍세희, 2000. 김수영, 2016; 김주환, 김민규, 홍세희, 2009). 추정방법으로는 최대우도추정(maximum likelihood estimation; ML)을 사용하였다. 분석 시에는 1000회의 부트스트래핑을 시행하였으며, 각각의 경로에 대한 매개효과 역시 검증하였다. 이 분석모형에서 소득 대비 부채비나 자산비는 편포된 경향을 보이므로 소벨 테스트는 매개효과 추정치를 신뢰하기 어려운 문제가 있다. 하는데 한계가 있다. 따라서 부트스트래핑을 이용하여 매개효과를 추정하였다(허원무, 2013).

제4절 분석결과

1. 기술통계

부부가 모두 응답한 총3244쌍의 인구학적인 특성을 살펴보면, 연령은 여성이 평균 54.45세(SD=14.51), 남성은 58.87세(SD=15.03)으로 상대적으로 남성의 연령대가 더 높았다. 둘째, 성역할 인식은 여성이 3.23(SD=0.45), 남성이 3.24점(SD=0.50)으로 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 다음으로 우울수준을 살펴보면, 여성은 평균 1.26점(SD=0.36)이었으며 남성은 평균 1.21점(SD=0.33)으로 나타나서 여성이 남성에 비해서 우울수준이 더 높은 것으로 나타났다. 부부폭력 수준에 대한 인식은 여성이 평균 1.10점(SD=0.26)였고 남성은 평균 1.11점(SD=0.28)으로 나타나서 두 집단 사이에 큰 차이는 없는 것으로 나타났다. 가처분소득의 평균은 약5213만원(SD=4,192.19)이었다. 다음으로 평균 자산 수준은 4억1482만원(SD=48341.53)이었다. 부채는 약5384만원(SD=11594.16).

〈표 1〉 기술통계

	연령		성역할인식		우울		부부폭력		가처분 소득 (만원)	총자산 (만원)	총부채 (만원)
	아내	남편	아내	남편	아내	남편	아내	남편			
사례수	3244	3244	3244	3244	3244	3244	3244	3244	3244	3244	3244
평균	55.45	58.87	3.23	3.24	1.26	1.21	1.10	1.11	5,213.02	41492.72	5384.62
표준편차	14.51	15.03	0.45	0.50	0.36	0.33	0.26	0.28	4,192.19	48341.53	11594.16
최소값	20.00	23.00	1.60	1.20	1.00	1.00	1.00	0.04	78.00	100.00	1.00
최대값	87.00	96.00	5.00	5.00	4.00	3.73	4.00	3.33	124,031.00	766100.00	169000.00

* : <P=.05, ** : P=.01, ***: P <.001

2. 경로계수 추정

1) Model Fit

〈표 2〉 모형의 적합도

	df	RMSEA	CFI	TLI	SRMR	
68.245	***	18	.029	.997	.989	0.0204

*** : P <.001

먼저, 카이제곱 검정값은 69.339(df=25)로 적합한 것으로 나타났다. 그러나 이 값은 표본수에 영향을 많이 받으므로, 다른 적합도 지수를 함께 참고하였는데, RMSEA 는 .029로서 .080보다 적은 값을 나타내었으며 SRMR도 0.0204로 0.1보다 작은 값을 나타내어서 모델은 적합한 것으로 나타났다. 또한 CFI = .997, TLI = .989도 둘 다 .90 이상인 것으로 나타나서, 이 모델의 적합도는 우수하다고 평가할 수 있다(표 참조).

2) 경로계수

먼저, 가구의 소득, 자산, 부채가 부부의 우울감에 미치는 영향을 분석하면 다음과 같다. 첫째, 가구균 등화 가처분소득이 높아질수록 남성과 여성 우울감은 낮아지는 것으로 나타났다. 둘째, 총자산 대비 부채비가 커질 수록 남편의 우울감은 높아지는 것으로 나타났으며, 아내 역시 동일하였다. 셋째, 그러나 가처분소득 대비 부채비는 남편과 아내 모두에게 있어서 우울감 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 처음에 예상했던 바와 다른 결과였는데, 우리 나라의 경우, 대출 시에 금융기관에서 대출 자격에 대한 심

사를 하므로 가처분 소득 대비 부채비가 상대적으로 높은 사람들 중에 오히려 안정된 직장을 가지고 있거나 대출을 통해서 부동산 등에 투자할 수 있는 능력이 있는 경우가 포함되어 있어서 이런 결과가 나타난 것으로 보인다. 그리고 이러한 결과는 단순 가처분 소득 대비 부채가 얼마나 많은지가 중요한 것이 아니라 부채의 성격이 중요하다는 것을 의미하는 것일 수 있다. 넷째, 가처분 소득 대비 비우량 부채비는 남편과 아내 모두에게서 우울수준이 낮아지는 것으로 나타났다. 통제변수인 연령은 우울감에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 소득, 자산, 부채가 본인과 배우자의 우울에 미치는 영향

			Estimate	S.E.	Standardized Estimates	C.R.	P
우울(남편)	←	가구균등화소득	-0.1	0.011	-0.183	-9.391	***
우울(아내)	←	가구균등화소득	-0.113	0.011	-0.191	-9.932	***
우울(남편)	←	총자산 대비 부채 비율	-0.007	0.013	-0.01	-0.571	***
우울(아내)	←	총자산 대비 부채 비율	-0.011	0.014	-0.014	-0.818	***
우울(남편)	←	가처분소득 대비 부채 비율	0.015	0.004	0.063	3.636	0.619
우울(아내)	←	가처분소득 대비 부채 비율	0.021	0.004	0.082	4.775	0.476
우울(남편)	←	가처분소득 대비 비우량부채 비율	0.092	0.02	0.08	4.621	***
우울(아내)	←	가처분소득 대비 비우량부채 비율	0.098	0.021	0.08	4.622	***

* : <P=.05, ** : P=.01, ***: P <.001

다음으로 우울감이 부부폭력 위험성이 미치는 자기효과와 상대방 효과를 분석하였다(표 참조). 매개변수인 우울을 모형에 투입하자, 가구의 소득, 자산, 부채가 부부폭력의 위험성에 미치는 직접적인 효과의 통계적인 유의성이 낮아진 반면에 우울이 매개하는 간접적인 효과가 보다 두드러지게 나타났다. 남편의 우울감은 남편이 인식하는 부부폭력 정도와 여성이 인식하는 부부폭력의 정도를 모두 낮추는 것으로 나타났다. 즉, 남편의 우울감은 자기효과와 상대방 효과를 모두 가지는 것으로 나타났다. 이는 아내의 우울감 역시 마찬가지였는데, 아내의 우울 수준은 아내가 인식하는 부부폭력 수준은 물론, 남편이 인식하는 부부폭력 수준에도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 아내의 우울수준은 부부폭력에 자기효과와 상대방 효과를 모두 가지는 것으로 나타났다. 통제변수인 부부의 연령은 남녀 모두 부부폭력의 위험성을 낮추는 것으로 나타났으나, 성역할 인식은 부부폭력의 위험성에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 우울감이 부부폭력 위험성에 미치는 자기효과 및 상대방 효과

			Estimate	S.E.	Standardize d Estimates	C.R.	P	비고
부부폭력(남편)	←	가구균등화소득	0.011	0.009	0.025	1.232	0.218	
부부폭력(아내)	←	가구균등화소득	0.007	0.009	0.016	0.813	0.416	
부부폭력(아내)	←	총자산 대비 부채 비율	-0.014	0.01	-0.025	-1.379	0.168	
부부폭력(아내)	←	총자산 대비 부채 비율	-0.01	0.011	-0.016	-0.919	0.358	
부부폭력(아내)	←	가처분소득 대비 부채 비율	0.009	0.003	0.05	2.84	0.005	
부부폭력(아내)	←	가처분소득 대비 부채 비율	0.01	0.003	0.051	2.918	0.004	
부부폭력(아내)	←	가처분소득 대비 비우량부채 비율	0.037	0.016	0.041	2.289	0.022	
부부폭력(아내)	←	가처분소득 대비 비우량부채 비율	0.034	0.017	0.035	1.986	0.047	
부부폭력(남편)	←	우울(남편)	0.083	0.016	0.106	5.194	***	자기효과
부부폭력(아내)	←	우울(아내)	0.118	0.016	0.152	7.421	***	자기효과
부부폭력(아내)	←	우울(남편)	0.044	0.017	0.053	2.6	0.009	상대방효과
부부폭력(남편)	←	우울(아내)	0.066	0.015	0.091	4.447	***	상대방효과

* : <P=.05, ** : P=.01, ***: P <.001

3. 매개효과 검증

다음으로 개별 경로 별로 매개효과를 검증하였다. 모형 전체적인 측면에서 매개효과가 있는 것으로 확인되었더라도 각 개별경로에 있어서는 통계적인 유의성이 확보되지 않을 수 있다. 또한 매개효과를 검증하는 방법으로 흔히 사용되는 소벨 테스트는 변수들이 정규분포를 가질 것을 전제하므로 이 역시 매개효과를 추정하는데 있어서는 문제가 있다. 따라서 본 연구에서는 개별적으로 경로별 잠재효과를 추정하여 이를 제시하였다. 분석결과, 가구균등화 가처분소득은 남편과 아내 모두에게 있어서 자기 효과(actor effect)와 상대방 효과(partner effect)를 모두 가지는 것으로 나타났다. 즉, 가구균등화 가처분 소득이 높아질수록 남편과 아내의 우울감은 낮아졌으며 부부폭력의 위험성 역시 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 전통적으로 가구의 경제적 상황을 파악하는 기본적인 지표로 활용되어온 소득이 여전히 매우 중요하다는 사실을 다시금 확인하는 것이다. 가처분 소득이 남편과 아내의 우울 수준에 영향을 주고 이에 의하여 부부폭력에 영향을 주는데 있어서, 남편은 자기효과와 아내로부터 받는 상대방 효과가 유사하였으나 아내의

경우, 자기효과가 상대방효과보다 더 큰 것으로 나타났다. 둘째, 가처분 소득 대비 부채비는 남편과 아내 모두에 있어서 자기 효과(actor effect)와 상대방 효과(partner effect)를 모두 가지지 않는 것으로 나타났다. 즉, 가처분 소득 및 자산, 그리고 비우량 부채 여부를 통제변수로 투입하였을 때, 소득 대비 부채비는 우울감을 매개하여 부부폭력 정도에 영향을 미친다고 보기 어렵다.

〈표 5〉 매개효과 검증

			Standardized Estimates	Lower	Upper		비고
가구균등화소득	→ 우울감(남편)	→ 부부폭력(남편)	-0.008**	-0.014	-0.004	0.001	자기효과
가구균등화소득	→ 우울감(아내)	→ 부부폭력(남편)	-0.007**	-0.013	-0.004	0.001	상대방효과
가구균등화소득	→ 우울감(남편)	→ 부부폭력(아내)	-0.004*	-0.009	0.00	0.032	상대방효과
가구균등화소득	→ 우울감(아내)	→ 부부폭력(아내)	-0.013**	-0.02	-0.008	0.001	자기효과
소득 대비 부채비	→ 우울감(남편)	→ 부부폭력(남편)	0.001	0.00	0.004	0.093	자기효과
소득 대비 부채비	→ 우울감(아내)	→ 부부폭력(남편)	0.001	0.00	0.005	0.056	상대방효과
소득 대비 부채비	→ 우울감(남편)	→ 부부폭력(아내)	0.001	0.00	0.003	0.091	상대방효과
소득 대비 부채비	→ 우울감(아내)	→ 부부폭력(아내)	0.002	0.00	0.009	0.056	자기효과
총자산 대비 부채비	→ 우울감(남편)	→ 부부폭력(남편)	-0.001	-0.003	0.002	0.562	자기효과
총자산 대비 부채비	→ 우울감(아내)	→ 부부폭력(남편)	-0.001	-0.003	0.001	0.291	상대방효과
총자산 대비 부채비	→ 우울감(남편)	→ 부부폭력(아내)	0.00	-0.002	0.001	0.46	상대방효과
총자산 대비 부채비	→ 우울감(아내)	→ 부부폭력(아내)	-0.001	-0.005	0.001	0.347	자기효과
비우량부채비	→ 우울감(남편)	→ 부부폭력(남편)	0.008**	0.003	0.014	0.001	자기효과
비우량부채비	→ 우울감(아내)	→ 부부폭력(남편)	0.007**	0.003	0.014	0.001	상대방효과
비우량부채비	→ 우울감(남편)	→ 부부폭력(아내)	0.004*	0.001	0.01	0.027	상대방효과
비우량부채비	→ 우울감(아내)	→ 부부폭력(아내)	0.012**	0.006	0.022	0.001	자기효과

* : <P=.05, ** : P=.01, ***: P <.001

반면에 비우량 부채비는 남편과 아내 모두에 있어서 자기 효과(actor effect)와 상대방효과(partner effect)를 모두 가지는 것으로 나타났다. 비우량부채 여부가 남편과 아내의 우울수준에 영향을 주고 이에 의하여 부부폭력에 영향을 주는데 있어, 남편은 자기효과와 아내로부터 받는 상대방 효과가 유사하였으나 아내의 경우, 자기효과가 상대방 효과보다 더 큰 것으로 나타났다. 채무 총액 외에도 채무의 특성에 주목할 필요를 보여주는 결과이다. 셋째, 총자산 대비 부채비 역시 남편과 아내 모두에게 있어서 자기효과와 상대방 효과를 모두 가지지 않는 것으로 나타났다. 즉, 총자산 대비 부채비는 우울감을 매개하여 부부폭력 정도에 영향을 미친다고 보기 어렵다.

제5절 결론

이 연구에서는 가족 스트레스 이론에 입각하여 가구의 경제적인 상황이 부부 각각의 심리정서적인 문제를 악화시키고 이 귀결로 남편과 아내 모두에 있어서 상대방 부부폭력의 위험성을 증가시킨다는 것을 입증하였다. 먼저, 여러 선행연구 입증된 바와 같이 가구소득은 부부 모두에게 자기효과와 상대방 효과를 가지는 것으로 나타났다. 둘째, 소득 대비 부채비는 그 자체로 부정적인 영향을 미친다기 보다는 비우량 채무가 영향을 미치는 것으로 나타났다. 소득 대비 부채비의 경우, 원래 연구가설에서 설정한 바와는 달리 우울감 및 부부폭력에 미치는 상관관계가 매우 낮은 것으로 나타났다. 어떤 개인 혹은 가구가 채무를 얻기 위해서는 본인의 기대소득과 밀접한 관련이 있다. 특히 우리나라의 경우, 한편으로는 금융기관에서 강력한 대출규제를 실시하고 있으므로 대출을 하려면 안정적인 직장이나 소득이 있어야 한다. 또한 주택 구입과 관련하여 부채를 레버리지로 활용하는 경향이 강하므로 총부채 높다는 것이 열악한 경제적 상황을 의미하는 것이 아닐 수 있다. 반면에 비우량 부채가 많다는 것은 상대적으로 경제적 상황의 어려움을 보다 직접적으로 반영하는 지표일 수 있으며 경제적 소득이 낮을수록 비우량 부채의 비중이 증가하는 경향이 있다는 선행연구의 결과와도 일치한다(박정민, 이승호, 2017). 이러한 연구결과는 가계부채 총액도 중요하지만, 비우량채무에 대한 관리가 필요함을 의미하는 것이다. 최근의 정부 정책 역시 가계부채 총액에 대한 관리 정책과 함께 비우량 채무에 대한 관리 정책 역시 병행하여 실행되고 있다. 셋째, 총자산 대비 부채액은 역시 부부 모두에게서 자기 효과와 상대방 효과가 모두 없는 것으로 나타났다. 전술한 바와 같이 우리 사회에서 금융기관 대출에는 직업 안정성 등을 중요하게 고려하고, 부동산에 대한 투자가 강조되면서 자산 및 부채가 총액만으로 접근했을 때는 경제적인 상황을 반영하는데 한계가 있을 수 있으며 이러한 측면을 지지하는 것이다. 넷째, 이 연구에서 주목할만한 점은 가구의 경제적인 상황으로부터 초래된 경제적 압력이 직접적으로 부부폭력의 위험성을 증진시키는 측면도 있지만, 그보다는 부부의 정서적인 특성, 특히 우울감과 같은 부정적인 정신건강 문제를 매개하여 영향을 미친다는 점을 확인할 수 있었다. 이러한 연구결과는 한국과 서구에서 이루어진 기존의 연구결과와 유사한 것이다(Berger et al, 2016; 김시월 외, 2015; 맹성준 외, 2019). 이러한 특성은 부부폭력을 경험하고 있는 가정, 혹은 과중한 가계채무 등으로 가정에 대해서 경제적인 문제해결을 위한 지원방안 마련과 함께 심리상담이나 부부교육 프로그램과 같은 사회서비스 역시 연계될 필요성이 있음을 보여준다. 다섯째, 가구의 경제적 상황이 부부폭력에 영향을 미치는 경로에 있어서 부부의 성별에 따라서 영향력에 차이가 있는 것으로 나타났다. 이런 측면은 가족 내부의 권력 관계나, 부부관계에 있어서 상호간의 의사소통 방식이나 문제해결 방식을 가지고 있는지에 따라서 경제적 압력과 같은 외부적 문제가 가족에게 미치는 영향력이 달라질 수 있다는 점을 시사한다. 이는 부부의 공동대처기술(dyadic coping strategy)을 강조하는 외국의 최근 연구성과와도 일맥상통하는 것이라고 볼 수 있다(Bodenmann et al., 2010; Ponnet, 2014).

이 연구의 의의를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 가구의 경제적인 상황을 파악함에 있어서 소득뿐만 아니라 자산, 부채를 종합적으로 고려한 지표를 활용하였다. 그동안 소득, 자산, 채무가 개별적으로 개인의 정서나 심리적인 특성에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 연구들은 꾸준히 이루어져 왔으나, 이들 지표를 종합적으로 활용한 연구들은 많지 않았다. 특히, 이 연구를 통해서 가계부채 총액뿐만 아니라 비우량 채무가 상대적으로 중요하다는 점을 확인하였다는 점에서도 의의가 있다. 둘째, 가족 스트레스 이론에 기반하여 부부폭력이나 가족간 관계를 분석한 연구들 역시 그동안 꾸준히 이루어져 왔으나, 자기효과와 함께 상

대방효과를 고려한 연구는 상대적으로 드물었다. 소득, 자산, 채무 등에 의한 경제적 스트레스가 가족 관계를 통해서 어떻게 전이되는지에 대해서 행위자-배우자 사이의 상호역동을 분석하였다는 점에서 의의가 있다. 특히 자산, 과중채무가 개인에게 미치는 영향에 대해서 국내에서도 여러 선행연구들이 있었지만, 부부에게 어떤 영향이 있는지를 분석하였다는데 의의가 있다.

이 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 횡단면 데이터를 분석한 것이며 종단적인 변화를 고려하지 못하였다. 이에 대해서는 차후에 후속연구를 통하여 보다 심화된 분석을 행할 계획이다 둘째, 경제적으로 취약한 계층을 찾아내고 적절한 지원방안을 모색하기 위하여 비우량 부채나 자산 등 부채와 자산의 세부적인 특성을 고려한 추가적인 분석이 필요하다. 셋째, 가구의 소득, 자산, 부채 등이 대상의 특성에 따라서 어떤 영향을 미치는지에 대한 추가 연구도 필요하다. 예를 들어서, 한부모 가족과 다문화 가족, 또는 정규직과 비정규직 여부 등, 청년층과 노년층 등 가족 특성을 고려한 추가적인 분석이 또한 이루어져야 한다.

참고문헌

- 김수영(2016). 구조방정식 모형의 기본과 확장 : Mplus 예제와 함께. 학지사
- 김주환, 김민규, 홍세희 (2009) 구조방정식으로 논문쓰기. 커뮤니케이션북스
- 김시월 · 조향숙 · 김미리. (2015). 가계부채가 노인 소비자의 우울에 미치는 영향 연구. 소비문화연구, 18권, 21-38.
- 맹성준 · 한창근. (2019). 가계부채가 가족갈등수준에 미치는 영향: 자산과 소득의 조절효과를 중심으로. 사회복지정책, 46(1), 57-81.
- 맹성준 · 김은경 · 한창근. (2019). 자산이 가족갈등수준에 미치는 영향: 우울의 매개효과를 중심으로. 사회복지연구, 50(2), 179-206.
- 박정민 · 박호준 · 오욱찬(2017). 가계부채가 부부폭력의 위험에 미치는 영향. 사회복지연구, 48(4), 33-57.
- 박정민 · 오욱찬 · 구서정(2017). 가계부채가 정신건강에 미치는 영향-우울감과 자살생각을 중심으로. 한국사회복지학. 69권2호. 171-190.
- 박정민 · 이승호(2017). 가계부채와 기본적 욕구 결핍의 관계:생계, 건강, 주거차원을 중심으로. 사회복지정책. 44권2호. 87-110
- 송아영. (2017). 가정폭력 현황과 정책과제. 보건복지포럼, 247, 50-59.
- 윤병우. (2019). 우리나라 가계부채 수준과 부채가구 특성, KOSTAT 통계플러스, 2019년 여름호, 66-73.
- 이인선 · 장미혜 · 황정임 · 이미정 · 주재선 · 정수연. (2016). 「2016년 가정폭력 실태조사 연구」. 여성가족부 · 한국여성정책연구원.
- 탁장한 · 박정민. (2017). 과중채무자의 사회경제적 박탈에 관한 연구. 사회복지연구. 48권2호.
- 허원무. (2013). 매개효과 분석 방법의 최근 트렌드. 기업과혁신연구, 6(3), 43-59.
- 통계청·한국은행·금융감독원. (2016). 2016년 가계금융·복지조사 결과.
- Baron, R. M. and Kenny, D. A. 1986. "The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations". Journal of Personality and Social Psychology, 51(6), 1173-1182.
- Benson, M. L., Fox, G. L., DeMaris, A., and Van Wyk, J. (2000). Violence in families: The intersection of race, poverty, and community context. In G. L.Fox & M. L.Benson (Eds.) Families, crime and criminal justice (pp. 91 - 110). London : Elsevier.
- Berger, L. M., Collins, J. M., and Cuesta, L. (2016). Household debt and adult depressive symptoms in the United States. Journal of Family and Economic Issues, 37(1), 42-57.
- Bodenmann, G. (2008). Dyadic coping and the significance of this concept for prevention and therapy.

- Zeitschrift für Gesundheitspsychologie, 16(3), 108-111.
- Bodenmann, G., Meuwly, N., Bradbury, T. N., Gmelch, S., and Ledermann, T. (2010). Stress, anger, and verbal aggression in intimate relationships: Moderating effects of individual and dyadic coping. *Journal of Social and Personal Relationships*, 27(3), 408-424.
- Bodenmann, G., Ledermann, T., and Bradbury, T. N. (2007). Stress, sex, and satisfaction in marriage. *Personal Relationships*, 14, 407-425.
- Braveman, P. A., Cubbin, C., Egerter, S., Chideya, S., Marchi, K. S., Metzler, M., and Posner, S., (2005). "Socioeconomic status in health research: One size does not fit all", *Journal of American Medical Association*, 294(22): 2879-2888.
- Bridges, S., and Disney, R. (2010). Debt and depression. *Journal of Health Economics*, 29, 388 - 403.
- Capaldi, D. M., Knoble, N. B., Shortt, J. W., and Kim, H. K. (2012). A Systematic Review of Risk Factors for Intimate Partner Violence. *Partner abuse*, 3(2), 231 - 280. doi:10.1891/1946-6560.3.2.231
- Caputo, R. K. (2012). Patterns and predictors of debt: A panel study, 1985 - 2008. *Journal of Sociology and Social Welfare*, 39, 7 - 29.
- Capaldi, D. M., Knoble, N. B., Shortt, J. W., and Kim, H. K. (2012). A systematic review of risk factors for intimate partner violence. *Partner abuse*, 3(2), 231-280.
- Collier-Tenison, S. (2003). Economic factors in intimate partner conflict and violence. *Social Development Issues*, 25(1/2), 247-261.
- Conger, R. D., Ge, X., Elder, G. H., Lorenz, F. O., and Simons, R. L. (1994). Economic stress, coercive family process, and developmental problems of adolescents. *Child development*, 65(2), 541-561.
- Conger, R. D., Wallace, L. E., Sun, Y., Simons, R. L., McLoyd, V. C., and Brody, G. H. (2002). Economic pressure in African American families: a replication and extension of the family stress model. *Developmental psychology*, 38(2), 179.
- Conger, R. D., and Donnellan, M. B. (2007). An interactionist perspective on the socioeconomic context of human development. *Annu. Rev. Psychol.*, 58, 175-199.
- Conger, R. D., Conger, K. J., and Martin, M. J. (2010). Socioeconomic status, family processes, and individual development. *Journal of Marriage and Family*, 72(3), 685-704.
- Corsetti, G., Kuester, K., Meier, A., and Müller, G. J. (2010). Debt consolidation and fiscal stabilization of deep recessions. *American Economic Review*, 100(2), 41-45.
- Chan, K. L., Tiwari, A., Fong, D. Y., Leung, W. C., Brownridge, D. A., and Ho, P. C. (2009). Correlates of in-law conflict and intimate partner violence against Chinese pregnant women in Hong Kong. *Journal of interpersonal violence*, 24(1), 97-110.
- Dew, J. (2007). Two sides of the same coin? The differing roles of assets and consumer debt in marriage. *Journal of Family and Economic Issues*, 28(1), 89-104.
- Drenea, P. (2000). Age, debt and anxiety. *Journal of health and Social Behavior*, 437-450.

- Drentea, P., and Lavrakas, P. J. (2000). Over the limit: the association among health, race and debt. *Social science & medicine*, 50(4), 517-529.
- Drentea, P., and Reynolds, J. R. (2012). Neither a borrower nor a lender be: The relative importance of debt and SES for mental health among older adults. *Journal of Aging and Health*, 24(4), 673-695.
- Drentea, P., and Reynolds, J. R. (2014). Where does debt fit in the stress process model?. *Society and Mental Health*, 2156869314554486.
- Falconier, M. K., and Epstein, N. B. (2010). Relationship satisfaction in Argentinean couples under economic strain: Gender differences in a dyadic stress model. *Journal of Social and Personal Relationships*, 27(6), 781-799.
- Falconier, M. K., and Epstein, N. B. (2011). Female demand/male withdraw communication in Argentinian couples: A mediating factor between economic strain and relationship distress. *Personal Relationships*, 18(4), 586-603.
- Falconier, M. K., Jackson, J. B., Hilpert, P., and Bodenmann, G. (2015). Dyadic coping and relationship satisfaction: A meta-analysis. *Clinical psychology review*, 42, 28-46.
- Fox, G. L., Benson, M. L., DeMaris, A. A., and Wyk, J. (2002). Economic distress and intimate violence: Testing family stress and resources theories. *Journal of Marriage and Family*, 64(3), 793-807.
- Fox, G. L., and Benson, M. L. (2006). Household and neighborhood contexts of intimate partner violence. *Public health reports*, 121(4), 419-427.
- Gathergood, J. (2012). Debt and depression: Causal links and social norm effects. *The Economic Journal*, 122, 1094 - 1114.
- Papadakaki, M., Tzamalouka, G. S., Chatzifotiou, S., and Chliaoutakis, J. (2009). Seeking for risk factors of intimate partner violence (IPV) in a Greek national sample: The role of self-esteem. *Journal of Interpersonal Violence*, 24(5), 732-750.
- Pollack, C. E., Chideya, S., Cubbin, C., Williams, B., Dekker, M., and Braveman, P. (2007). Should health studies measure wealth?: A systematic review. *American journal of preventive medicine*, 33(3), 250-264
- Ponnet, K. (2014). Financial stress, parent functioning and adolescent problem behavior: An actor - partner interdependence approach to family stress processes in low-, middle-, and high-income families. *Journal of youth and adolescence*, 43(10), 1752-1769.
- Ponnet, K., Wouters, E., Goedemé, T., and Mortelmans, D. (2016). Family financial stress, parenting and problem behavior in adolescents: An actor-partner interdependence approach. *Journal of Family Issues*, 37(4), 574-597.
- Kenny, D. A., Kashy, D. A., and Cook, W. L. (2006). *Dyadic data analysis*. Guilford press.
- Laaksonen, M., Rahkonen, O., Martikainen, P., and Lahelma, E. (2005). Socioeconomic position and

- self-rated health: the contribution of childhood socioeconomic circumstances, adult socioeconomic status, and material resources. *American Journal of Public Health*, 95(8), 1403-1409.37(3), 395-406.
- Lehrer, J. A., Buka, S., Gortmaker, S., and Shrier, L. A. (2006). Depressive symptomatology as a predictor of exposure to intimate partner violence among US female adolescents and young adults. *Archives of pediatrics & adolescent medicine*, 160(3), 270-276.
- Mistry, R. S., Vandewater, E. A., Huston, A. C., and McLoyd, V. C. (2002). Economic Well Being and Children's Social Adjustment: The Role of Family Process in an Ethnically Diverse Low Income Sample. *Child development*, 73(3), 935-951.
- Richardson, T., Elliott, P., and Roberts, R. (2013). The relationship between personal unsecured debt and mental and physical health: a systematic review and meta-analysis. *Clinical psychology review*, 33(8), 1148-1162.
- Ross, D. B., O'neal, C. W., Arnold, A. L., and Mancini, J. A. (2017). Money matters in marriage: Financial concerns, warmth, and hostility among military couples. *Journal of Family and Economic Issues*, 38(4), 572-581.
- Stith, S. M., Smith, D. B., Penn, C. E., Ward, D. B., and Tritt, D. (2004). Intimate partner physical abuse perpetration and victimization risk factors: A meta-analytic review. *Aggression and violent behavior*, 10(1), 65-98.
- Slep, A. M. S., Foran, H. M., Heyman, R. E., and Snarr, J. D. (2010). Unique risk and protective factors for partner aggression in a large scale Air Force survey. *Journal of Community Health*, 35(4), 375-383.
- Sherraden, M., and Gilbert, N. (2016). *Assets and the poor: New American welfare policy*. Routledge.
- Sweet, E., Nandi, A., Adam, E. K., and McDade, T. W. (2013). The high price of debt: Household financial debt and its impact on mental and physical health. *Social Science & Medicine*, 91, 94-100.
- Tiwari, A., Chan, K. L., Fong, D., Leung, W. C., Brownridge, D. A., Lam, H., ... and Cheung, K. B. (2007). A territory-wide survey on intimate partner violence among pregnant women in Hong Kong. *HK J. Gynaecol. Obstet. Midwifery*.

불평등에 대한 인식이 가구내 사교육비 지출에 미치는 영향

The effect of perception of Inequality on Private Education Expenditure in Households

백승주(한국교육개발원 부연구위원)

본 연구는 부모의 불평등에 대한 인식이 자녀의 사교육비 지출에 미치는 영향을 탐색하는 데 있다. 사교육비 지출은 가구 구성, 가구 소득 등 외재적·경제적 요인뿐만 아니라 가구의 경제적 의사결정 주체가 갖고 있는 사회·심리학적 요인들의 영향을 받음에도 불구하고 그동안의 연구들은 주로 경제적 제약 요인들을 중심으로 사교육비 지출 행위를 논의해 왔다. 본 연구는 이러한 한계를 극복하기 위하여 사교육비 지출에 영향을 미치는 부모의 심리적 요인으로서 사회적, 개인적 불안감과 불확실성을 내포하고 있는 사회 불평등 수준에 대한 인식에 초점을 두고, 불평등에 대한 인식이 자녀의 사교육비 지출에 미치는 영향을 한국복지패널 2005~2017년도 자료를 이용하여 분석하였다. 분석결과 우리 사회 불평등에 대한 부모들의 인식 수준은 자녀의 사교육비 지출에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나, 모(母)의 불평등에 대한 인식 수준의 동태적 변화는 자녀의 사교육비 지출에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 모(母)의 사회 불평등 수준에 대한 변화가 보다 평등한 수준으로 변화하고 있는 경우에 있어서 중학교 이후 자녀에 대한 사교육비 지출액은 다소 감소하고 있는 것으로 나타났다.

제1절 서론

본 연구의 목적은 한국 사회 부모들이 갖고 있는 불평등에 대한 인식이 자녀의 사교육비 지출에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는 데 있다. 한국사회에서 사교육비의 문제는 어제, 오늘의 문제가 아니며 정부가 해결해야 할 가장 큰 난제의 중의 하나로 꼽힌다. 이는 서열화 된 대학구조와 노동시장의 경제적 성과가 매우 강하게 연결되어 있을 뿐만 아니라 교육(특히 대학교육)을 통한 계층 상승에 대한 강한 믿음이 존재하고 있는 상황에서 사교육비 문제는 교육의 문제, 노동 시장의 문제, 더 나아가 가구 경제가 지는 부담의 문제까지 다양한 요인들이 복합적으로 작동하고 있기 때문이다.

더욱이 최근 부모의 사회·경제적 지위가 (대학)교육을 매개로한 계층 이동의 고착화를 강화시키고 있다는 다양한 주장들이 등장하면서 학령기 자녀를 둔 부모들의 불안감은 지속적으로 상승하고, 결과적으로 사교육에 대한 의존도를 증가시키고 있어 “난제의 난이도”를 더욱 높이고 있다. 실례로 한국교육개발원의 한국교육여론조사(2018)에 따르면 사교육을 시키는 가장 큰 이유로 국민(학부모)들은 남들이 하니까 심리적으로 불안하기 때문에 교육을 시킨다는 의견을 가장 많이 갖고 있었으며(전체 응답자의 26.6%), 남들보다 앞서 나가게 하기 위해서라고 응답한 경우도 23.7%에 달해 사회적 불안감과 개인적 불안감이 자녀의 사교육의 원인에 복합적으로 작동하고 있는 것으로 나타났다.

물론 학령기 자녀가 사교육을 경험하는 이유는 성적부진, 개인적 교육 욕구, 가구 소득의 제약 등 다양한 방면에서 이해될 수 있을 것이다. 하지만 한 가구 내에서 자녀의 사교육비 지출을 포함한 소비항목에 대한 주요 의사결정 주체가 부모(혹은 가구주 및 배우자)라는 점을 고려해 보면 부모들이 경험하고 있는

복합적인 불안감이 사교육비 지출 행위에 기저로 작동하고 있음을 알 수 있다. 따라서 사교육비 난제를 해결하기 위해서는 거시적·미시적 수준에서 경제 주체들의 불안감을 유발하는 요인들을 식별해내고 이러한 요인들이 사교육비 지출 행태와의 관계를 파악하는 것이 선행되어야 할 것이며, 본 연구의 초점 역시 여기에 있다.

본 연구는 사회적·개인적 불안감을 유발하는 거시적 경제구조의 하나로 사회적 불평등에 관심을 두고자 한다. 사회의 경제적 불평등 수준은 사회 구성원이 경험하고 있는 소득 위험(income risk)의 하나로 여겨지면서 상대적 박탈감과 미래 기대 이익에 대한 불확실성을 증가시키는 요인으로 알려져 있다.(Hacker, 2014, 금현섭·백승주, 2014) 따라서 지속적으로 소득 불평등과 빈부 격차의 증가가 우려되고 있는 한국 사회에서 경제 주체들이 체감하고 인지하는 사회·경제적 불평등에 수준은 자녀의 사교육비 지출 수준에 영향을 미칠 가능성을 추측케 하며, 이에 대한 실증적 분석을 요구한다.

이러한 관점에서 본 연구는 다음과 같이 구성된다. 먼저 이론적인 측면에서 사교육비 지출에 영향을 미치는 요인을 탐색하고, 불평등에 대한 인식 수준과 자녀의 사교육비 지출의 관계를 탐색한다. 또한 이를 바탕으로 대표성이 있는 조사 자료(한국복지패널)를 활용하여 우리 사회에서의 연령에 따른 사교육비 지출의 규모와 변화 양태를 추적하고, 부모의 불평등에 대한 인식수준과 자녀의 사교육비 지출의 관계에 대한 실증적 근거를 제시하고자 한다.

제2절 선행연구

1. 사교육비 지출과 관련된 선행연구

한 가구에 있어서 소비 지출액의 수준은 내적으로는 가구 구성의 양태, 외적으로는 경제 활동에 따른 소득 수준의 변화 등 다양한 영향 하의 집합적 의사결정을 통해 결정된다. 더욱이 가구와 개인의 소비행태는 소득 수준과 달리 실제 향유하고 있는 재화의 규모와 특징을 보여준다는 점에서 가구와 개인의 후생 수준을 보다 직접적으로 대변할 가능성이 높다.(박기백, 2017; 김대일, 2015) 이러한 맥락에서 가구내 지출 양태를 파악하고, 지출(혹은 각 지출항목) 규모에 미치는 영향요인을 식별하려는 다양한 연구들이 진행되어 왔다.

특히 다양한 지출 항목 중 사교육비는 우리 사회에서 교육이 갖고 있는 의미와 함께 주요 연구 대상이 되어오고 있다. 다시 말해 현대사회에서 교육을 매개로 한 계층이동의 사다리를 구축하는 것은 보편적인 현상이지만 최근 우리 사회에서 교육은 건강한 계층이동의 매개체로서 작동하지 못하고 대학교육이 사회적 보상과 연계됨으로써 교육이 사회적 불평등을 재생산하고 있다는 비판의 대상이 되고 있다.(박경호 외, 2017) 더 나아가 부모의 소득을 포함한 사회·경제적 지위가 자녀의 교육기회의 격차로 작용함으로써 자녀가 통제할 수 없는 부모의 사회·경제적 지위→교육기회 격차→대학교육 격차→사회적 보상 격차로 이어지는 연쇄과정에 대한 우려는 결국 “교육기회”를 반영하는 가구의 사교육비 지출에 대한 관심으로 귀결된다.

사교육비의 지출과 관련된 그동안의 선행연구는 크게 두 가지 양태로 진행되고 있는데, 첫째는 가구내 사교육비 지출 규모를 확인하고 가구 내에서 사교육비 지출액의 규모를 결정하는 요인을 식별하려는 탐색적인 연구들이다. 예를 들어 사교육비 지출 규모가 (학령기 자녀가 있는 경우) 가구내 필수재화를 제외하고 가장 높은 지출 규모를 보이고 있어 사교육비가 갖고 있는 가구의 부담을 제시하거나(이승신,

2003), 가구수준에서의 소득수준 및 부모의 교육수준, 개인수준에서의 개인의 성적과 교육욕구, 국가수준에의 대입정책, EBS 수능연계 등과 같은 사교육비의 지출규모를 결정하는 주요 요인을 식별하는 연구들이다.(주인숙·양세정, 1997; 박미희·여정성, 2000; 정순희, 2000; 이성림, 2002)

한편 사교육비 지출과 관련된 또 다른 연구는 보다 거시적인 맥락에서 우리 사회 구성원들이 경험하고 있는 사교육비 지출의 격차 및 불평등 양태와 그 원인을 밝히려는 연구들이다. 이들 연구들은 앞서 언급한 바와 같이 부모세대와 자녀세대의 계층 대물림 현상이 교육(특히 대학교육)을 매개로 고착화 되고 있다는 여러 증거들이 발견되고 있는 상황에서 교육기회의 평등 관점을 보다 분명하게 보여주는 사교육비 지출행태를 통해 교육격차의 원인과 결과를 탐구하려는 노력의 산물이다.(백승주, 2018; 김희삼, 2009; 김희삼·이삼호, 2008) 예를 들어 김혜자(2013)는 1990년부터 2011년까지의 통계청 가계동향조사를 활용하여 소득 및 부모의 교육수준에 따른 교육비 지출을 분석한바 있다. 분석결과 소득분위에 따른 교육소비 및 학원소비의 격차가 증가하고 있으며 특히 교육비 지출의 구조가 양극화된 양상을 보이고 있음을 제시하고 있다. 한편 비교적 최근 백승주(2018)는 2007년부터 2016년까지의 재정패널 자료를 활용하여 가구 내 사교육비 지출액의 불평등 수준과 원인을 분석하고 있는데, 분석결과 전반적인 소비불평등 수준은 연도별로 일정한 수준을 유지하고 있었고, 사교육비 지출의 불평등 수준도 다소 감소하고 있는 것으로 나타났으나 소득 수준에 따라 사교육비 지출의 절대적인 금액은 줄지 않고 상향평준화되는 방향으로 변화하고 있음을 확인하였다.

2. 불평등에 대한 인식과 사교육비 지출

좁게는 가구 내 교육비 지출의 양태와 원인, 넓게는 우리 사회의 사교육비 지출 격차와 그 원인을 파악하려는 다양한 노력에도 불구하고, 한국사회에서 학령기 자녀를 둔 가구들이 경험하고 체감하는 사교육비 지출의 부담은 여전하다. 이러한 측면에서 최근 줄어들지 않는 사교육비 지출의 원인을 사회·심리학적 측면에서 접근하려는 시도들은 주목할 만하다. 특히 가구 내 소비 지출 규모의 결정은 가구 내 구성원의 집합적 의사결정으로 다양한 내·외적 요인에 영향을 받음에도 불구하고 사교육비 지출과 관련된 그동안의 연구들이 가구 소득, 가구 구성형태(예를 들어 가구원수, 자녀의 수 등)와 같이 외재적 예산 제약 하의 의사결정에 초점을 두고 연구를 진행하고 있다.

그러나 사교육비 지출과 같은 가구 내 소비 지출의 규모와 양태는 가구 내 의사결정 주체들의 내재적인 의도나 인식 수준과 같은 내적 요인에도 영향을 받을 수 밖에 없다. 사실상 가구 내 의사결정 주체들의 갖고 있는 사회심리학적 인식 요인들이 소비지출 행태에 미치는 영향에 대한 연구는 다양한 방면으로 진행되어 왔으며, 대표적 요인이 불확실성(uncertainty)과 위험(risk)에 대한 인지이다. 예를 들어 미래에 대한 소득 불확실성에 대한 인식은 소비를 위축시키고, 가구나 저축을 증가시키며, 소득 중에서 자본소득의 불확실성은 위험기피적인 개인은 현재소비를 증가시키는 등 불확실성에 대한 인식이 가구 내 소비 지출행태에 미치는 다양한 연구들이 오랜 기간 동안 진행되고 있다.(Leland, 1968; Sandmo, 1970; 최희갑, 2003, 재인용)

이처럼 가구 내 의사결정 주체들이 갖고 있는 소득 불확실성이 가구 내 소비 지출에 미치는 영향에도 불구하고, 불확실성을 내포하고 있는 소득불평등에 대한 인식이 가구 내 소비 지출에 미치는 영향에 대한 연구는 많지 않다. 일반적으로 소득불평등은 소득불안정성과 함께 개인 또는 집단이 경험하거나 당면하는 경제적 손실(loss) 또는 이와 관련한 불확실성(uncertainty)을 의미하는 소득위험(income risk)의 구성요소로 여겨진다.(Hacker, 2014) 특히 소득불평등은 특정 시점에서의 사회 구성원 간 소득격차와 이로 인한 후

생수준의 위약성에 주목하고 있으며 단기적으로는 계층격차로 인한 상대적 박탈감과 장기적으로는 계층 고착에 따른 미래 불안을 초래한다.(금현섭·백승주, 2014) 따라서 한 사회의 소득불평등 수준과 양태는 사회 구성원들의 미래 사회에 대한 불안감(anxiety)과 불확실성을 증가시킬 가능성이 높으며, 결국 가구 내 소비 지출 행태에 영향을 미칠 가능성이 높다.

한편 가구의 교육비 지출은 가구 구성원이 향유하는 교육 기회의 수준을 의미함과 동시에 미래의 사회적 지위에 대한 투자(investment)로도 이해된다. 다시 말해 현대 사회에서의 학력은 개개인의 향후 노동시장에서의 생산성을 예측하고, 사회적 지위 확보를 통한 계층이동의 매개체로 이해할 수 있으며,(박경호 외, 2017) 교육에 대한 투자는 미래를 위한 사회적 지위추구행동(status seeking behavior)의 하나로 볼 수 있다.(차문정·이희태, 2017) 따라서 학력을 중심으로 한 현대사회의 계층 구조 속에서 미래의 사회적 지위 획득을 위한 자녀에 대한 교육비 지출은 보편화될 가능성이 높으며, 미래 사회에 대한 불안감과 불확실성이 높아질수록 사회적 지위 추구의 매개인 교육비 지출은 보다 강화될 가능성이 높다. 더욱이 이러한 양태는 사회적 불평등과 양극화 문제가 지속적으로 제기되고 있는 우리 사회의 사회 구성원에게 교육비 투자에 대한 지속적인 압박이 작용할 수 있음을 의미하며, 본 연구 역시 이러한 주장에 대한 실증적인 근거를 찾는 데 그 목적을 두고 있다.

제3절 분석자료 및 방법

1. 분석자료

불평등에 대한 인식이 가구 내 사교육비 지출에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 본 연구에서는 한국복지패널(이하 복지패널)의 2005~2017년까지의 13년 동안의 자료를 분석에 활용하였다. 복지패널은 우리 사회 계층의 규모 및 생활실태를 동태적으로 파악하고, 다양한 인구 집단별 생활 실태와 복지 욕구 등을 역동적으로 파악하기 위해 수집된 패널 조사이다. 특히 본 연구에서 복지패널 조사를 활용하는 것은 몇 가지 장점이 있다. 먼저 본 연구의 목적이 가구 내 소비지출의 주요 의사 결정자인 가구주와 배우자(통상적으로 부모)의 불평등에 대한 인식과 그 변화가 가구 내 자녀의 사교육비 지출에 미치는 영향을 분석하는데 있다는 점에서 불평등에 대한 인식과 가구 내 소비 지출에 대한 정보 모두가 요구되는 데, 복지패널의 경우 부가 조사를 통해 3년에 한번 씩 일부 가구에 대해 “복지인식” 설문을 진행하고 있어 양자의 정보를 모두 획득할 수 있다. 둘째는 가구 내 사교육비 지출은 사교육의 대상이 되는 자녀의 능력, 요구, 연령(학교급)과 같은 개인의 특징과 가구의 소득 수준, 부모의 경제활동상태 등의 가구의 특징에 따라 그 지출규모와 양태가 달라질 수밖에 없다. 따라서 사교육비 지출의 양태와 변화를 파악하기 위해서 가구 단위가 아닌 지출 단위(자녀 개개인)에 대한 사교육비 지출 규모를 활용해야 할 필요성이 있음에도 선행연구 대부분이 가구 단위 지출규모를 대상으로 자녀 1인당 평균적인 사교육비 규모를 사용하고 있다는 한계가 있었다. 복지패널의 경우 가구 설문조사의 지출항목에서 각 가구원 번호(개인식별번호)와 함께 가구원 각각에서 소요되는 사교육비 지출액을 조사하고 있어 개인별 사교육비 지출액의 규모를 추정할 수 있다는 장점이 있다. 다만, 복지패널의 경우 만 0세부터 만 17세 이하(통상적으로 고등학교 2학년)의 자녀에게 소요되는 사교육비만은 조사의 대상으로 하고 있어 고등학교 3학년 학생에 대한 사교육비 지출액은 파악할 수 없다는 한계가 있다. 본 연구에서는 이러한 점을 고려하여 분석의 대상을 1차적으로 만 17세 미만 자녀가 있는 가구들로 한정하였으며, 부모의 불평등에 대한 인식과 사교육비 지출의 관계를 파악하는 과정에서는

복지인식 조사의 대상 가구 중 만 17세 미만 학령기 자녀를 분석의 대상으로 하였다. 아래의 <표 1>에 연도별 분석대상으로 제시하였다.

<표 1> 연도별 분석 대상

(단위: 가구, 명)

연도	구분	전체가구수	전체가구원수	복지의식 응답가구수	복지의식 응답가구의 가구원수	복지의식 응답가구의 가구원중 17세이하청소년의수
2005		7,072	18,856	-	-	-
2006		6,580	17,478	1,000	2,672	579
2007		6,314	16,613	-	-	-
2008		6,207	16,255	-	-	-
2009		6,034	15,625	1,295	3,417	728
2010		5,735	14,696	-	-	-
2011		7,532	18,622	-	-	-
2012		7,312	17,984	2,219	5,412	955
2013		7,047	17,134	-	-	-
2014		6,914	16,664	-	-	-
2015		6,723	15,989	1,944	4,566	735
2016		6,581	15,422	-	-	-
2017		6,474	14,923	-	-	-
합계		86,525	216,261	6,458	16,067	2,997

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 1~13차』 원자료.

2. 주요 변수의 측정 및 분석 방법

본 연구에 활용된 주요 변수는 불평등에 대한 인식 수준과 사교육비 지출 관련 변수 이다. 먼저 불평등에 대한 인식은 복지인식 설문조사에 포함된 “우리나라는 소득이나 재산에 있어서 얼마나 평등하다고 생각하십니까?”(1.매우평등하다~7.매우불평등하다, 7점척도)의 문항을 사용하였다. 또한 사교육비 지출액은 가구 설문에 포함된 개인별 보육 및 교육비의 총액을 활용하였다. 복지패널의 사교육비 지출항목의 경우 앞서 언급한 바와 같이 만0세부터 만17세까지의 자녀에 대해 공적인 학교교육 이외의 학원, 과외, 학습지, 어린이집, 유치원 등 사교육과 보육기관 이용에 사용한 가구원 별 총액을 묻고 있다. 다만 가구의 사교육비 지출액의 경우 개인 설문이 아닌 가구 설문에 포함되어 있는 만큼 본 연구에서는 가구자료에 포함된 개별 인구통계학적 변인들과 사교육비 지출 자료를 가구원 단위의 패널자료로 재구성 분석에 활용하였다.

한편 가구의 사교육비 지출의 규모나 양태에 영향을 미칠 수 있는 가구소득, 총 가구원수, 부모의 경제활동 상태, 부모의 교육수준 등을 분석에 포함하였다. 특히 가구 소득은 가구 내 소비 지출 항목에 대한 규모를 결정하는 예산 제약 선으로, 선행연구들에서 가구의 지출규모를 결정하는 가장 중요한 요인으로 꼽고 있다. 더욱이 본 연구의 분석대상이 만 17세 이하 자녀의 개인별 사교육비 지출액인 만큼 개인의 사교육비 지출액은 자녀가 아니라 가구(부모)의 소득 수준에 따라 달라질 수 있어 이를 분석에 고려하였다.

또한 부가적으로 본 연구의 시간적 범위가 2005년부터 2017년까지 13년간의 자료를 활용하는 만큼 모든 소득과 지출액의 연도별 비교를 위해 2010년도 기준(100)으로 GDP 디플레이터를 적용하여 분석에 활용하였다.⁵⁾

5) 한국은행 연도별 GDP 디플레이터

〈표 2〉 주요 변수의 측정과 기술통계 (2015년도 만 17세 이하 및 속한 가구 N=735)

연도	구분	변수의 측정	평균	표준편차	최소	최대
	사교육비 지출액 (연간, 만원)	공적인 학교교육 이외의 학원, 과외, 학습지, 어린이집, 유치원 등 사교육과 보육기관 이용실태에 사용한 총 비용 (조사에서는 월간으로 조사되었으나 연간(X12) 금액을 사용)	266.26	285.11	0	2251.407
	연령 (만나이)	연령(만나이)	10.10	4.84	0	17
	부(가구주)의 불평등에 대한 인식	우리나라는 소득이나 재산에 있어서 얼마나 평등하다고 생각하십니까? (1.매우평등하다~7.매우불평등하다)	5.05	1.28	1	7
	모(배우자)의 불평등에 대한 인식		5.03	1.21	2	7
	가구 가처분 소득(연간, 만원)	가구 연간 가처분 소득 총액	6091.22	15641.23	0	423246.7
	총 가구원수	가구내 총 가원수 수	4.73	1.44	2	11
	부(가구주)의 교육수준	(1.미취학~9.박사)	5.83	1.24	2	9
	모(가구주)의 교육수준		5.18	2.01	1	9
	부(가구주)의 경제활동 상태 (상용직임금근로자의비율)	실제 분석에서는 (1.상용직 임금근로자~9.비경제활동인구)를 가변수로 사용	59.9%			
	모(배우자)의 경제활동 상태 (상용직임금근로자의비율)		26.0%			

한편 부모(가구주와 배우자)의 불평등에 대한 인식이 만 17세 이하 자녀의 사교육비 지출에 미치는 영향을 분석하기 위해서 본 연구에서는 통상적인 선형회귀분석(linear regression)와 성장곡선모형(Growth-curve model)을 분석에 활용하였다. 특히 본 연구에서 성장곡선 모형을 분석에 활용한 것은 사교육비 지출 양태가 연령에 따른 성장 함수로 구성되기 때문이다. 일반적으로 성장곡선 모형은 패널자료를 활용하여 시간의 변화에 따른 특정 요인의 변화 궤적을 추정하는 데 활용되는 모형으로 시간에 따른 평균 변화의 궤적을 추정하고, 궤적의 개인차를 모형화하는 분석기법이다. 특히 패널조사가 증가함에 따라 교육 분야에서도 학생들의 교육적 성취 등의 시간에 따른 변화를 추적하기 위해 성장 곡선 모형이 다양하게 활용되고 있다.(백승주, 2019,재인용; 최현석·박철용, 2018; Lee & Kang, 2013; Duncan et al, 2006) 따라서 본 연구에서도 사교육비 지출 규모가 연령(학교급)에 따라 일정한 궤적을 형성하며 변화하는 지에 대한 동태적인 양태를 분석하고, 이러한 사교육비 지출의 연령에 따른 궤적이 부모의 불평등에 대한 인식에 따라 차별적으로 형성되는 지를 성장곡선 모형을 통해 확인하고자 하였다.6)

연도	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
디플레이터	90.9	93.6	96.9	100	101.6	102.6	103.5	104.1	106.6	108.6	111.2

6) 특히 이를 위해 우선적으로 연령에 따른 여러 고차항을 포함한 성장곡선 모형을 통해 사교육비 지출비용의 궤적을 추정하였으며, 이를 기초로 여타 변수들을 추가하는 방식으로 분석을 진행하였다.

제4절 분석결과

1. 연도별·연령별 사교육비 지출액의 변화

불평등에 대한 인식과 자녀의 사교육비 지출액의 관계를 분석하기에 앞서 복지패널 가구 조사에서 사교육비 지출액의 조사 대상인 만 17세 이하의 자녀 전체를 대상으로 연도별·연령별 사교육비 지출액의 변화를 <표 3> 과 <그림 1> 에 제시하였다. 먼저 <표 3> 에서 확인할 수 있는 바와 같이 평균적인 수준에서 자녀 1인당 연간 사교육비 지출액은 270만원 수준이었으며, 만 13세(중학교 1학년)의 경우 연간 344만원, 만 16세(고등학교 1학년)의 경우 연간 295만원의 사교육비를 지출하는 것으로 나타났다. 직접적인 비교는 불가능하지만 통계청이 실시하고 있는 사교육비 실태조사에 따르면 2017년 전체 조사 대상 학생들의 월평균적인 사교육비는 27만 1천원(연간환산 325만원)으로 복지패널의 초중고(고등학교 2학년까지 포함) 학생들의 평균적인 사교육비(연간 309만원)과 비슷한 수준으로 나타났다.

<표 3> 연도별·연령별 사교육비 지출액 변화 (만 17세이하)

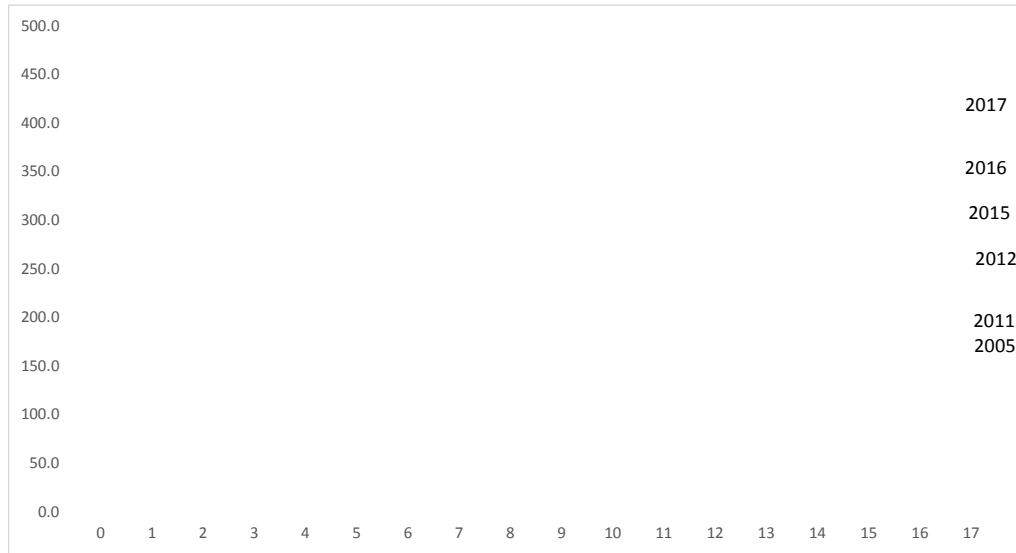
(단위: 연간, 만원)

연도 만나이	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	평균
0	78.1	33.1	39.9	44.7	120.2	39.5	12.0	10.4	57.0	69.4	9.4	54.8	112.8	50.2
1	82.1	79.9	106.5	79.5	63.8	60.4	101.6	49.8	95.5	67.2	33.9	74.1	69.1	75.6
2	163.5	93.4	131.2	139.5	150.6	108.7	125.8	83.9	69.1	84.0	61.7	78.8	110.2	110.1
3	210.8	181.2	191.0	236.8	209.7	211.2	176.8	116.8	119.5	104.3	155.7	125.4	126.2	166.2
4	291.3	240.8	260.1	299.7	292.6	329.0	258.1	263.5	230.9	207.7	187.3	213.0	228.9	252.2
5	299.6	291.4	315.1	328.0	339.8	319.8	325.6	327.2	280.0	260.1	248.3	238.0	231.8	294.4
6	287.7	292.1	279.4	316.7	334.6	336.8	326.4	310.5	293.9	280.1	289.4	271.1	278.2	299.3
7	256.2	256.4	283.7	264.6	272.4	303.8	273.6	258.9	286.9	267.8	280.6	276.3	260.7	272.1
8	286.6	290.1	292.4	333.7	281.7	252.1	297.8	299.3	299.6	282.8	284.3	303.1	314.0	294.3
9	291.6	282.7	320.7	313.3	339.5	286.3	286.8	299.0	321.4	323.5	306.7	308.6	310.8	306.4
10	285.7	288.7	288.4	328.7	316.1	319.0	315.9	293.4	343.2	325.1	328.5	324.4	316.6	310.9
11	290.5	307.0	297.4	307.7	315.2	331.3	318.5	319.5	303.4	341.7	319.2	359.0	334.6	315.7
12	315.8	298.1	333.6	306.7	320.3	372.5	323.0	325.7	336.8	327.6	356.4	341.4	404.7	332.6
13	322.7	368.1	312.4	334.0	296.3	291.6	375.6	331.9	387.4	330.3	338.9	426.2	377.0	344.8
14	317.0	332.1	363.5	298.0	307.5	330.0	270.7	341.5	330.6	381.7	311.6	348.2	445.6	337.1
15	242.7	335.7	336.4	367.7	286.0	272.4	309.2	276.1	305.4	343.7	383.4	338.6	378.4	324.4
16	251.5	278.5	278.7	283.0	284.3	245.3	235.5	277.7	278.1	288.6	382.4	425.1	330.4	295.5
17	185.0	288.8	251.8	257.6	253.3	248.0	192.9	257.8	242.5	271.6	320.0	366.0	404.9	270.7
평균	258.8	267.0	274.0	283.6	276.8	274.3	263.3	262.1	264.2	264.0	272.3	282.2	292.1	271.6

한편 연령에 따른 사교육비 지출액의 전반적인 변화 양태는 <그림 1> 에서 확인할 수 있다. 전반적으로 연령에 따른 사교육비 지출액의 변화는 비선형적인(non-linear)인 관계를 보이고 있다. 특징적인 점은 초등학교 입학시(만 7세)까지 사교육비(보육비 포함) 지출액은 지속적으로 증가하고 있으며, 이후 약간의 정체기를 거치는 것으로 나타났다. 다시 말해 초등학교 이후의 개인별 사교육비는 연령이 증가함에 따라 그 증가세는 다소 감소하고 있으며, 일정 수준을 유지하는 양태를 보이고 있다. 한 가지 특징적인 점은 중학교 1학년(만 13세) 이후를 기점으로 사교육비 지출액의 연도별 차이가 좀 더 크게 발생하고 있다는 점이다. 다시 말해 중학교 1학년 이후 자녀의 사교육비 지출액은 2005년 이후 평균적인 수준에서는 점차 증

가하는 양태를 보이고 있어, 가구내 사교육비 지출의 부담이 중·고등학교 자녀를 중심으로 발생하고 있음을 추측할 수 있다.

[그림 1] 연도별·연령별 사교육비 지출액 변화 (만 17세이하)



2. 불평등에 대한 인식수준

한편 가구 내 가구주 및 배우자의 불평등에 대한 인식 수준은 <표 4> 와 <그림 2> 에 제시하였다. 앞서 언급한 바와 같이 불평등에 대한 인식 수준은 복지패널 내의 부가 조사에 포함된 내용으로 매년 조사되지 않고, 3년을 주기로 조사가 진행되고 있다. 전반적으로 조사 연도에 상관없이 우리 사회의 소득과 재산의 불평등 수준이 높다고 인식하고 있음을 확인할 수 있다. 2015년도의 조사 결과를 예로 들면 전체 응답가구의 가구주와 배우자 3,092명중 보통(4점) 이상, 즉 불평등한 편에 속한다고 응답한 사람(5점~7점)의 비율이 전체 응답자의 66.85%에 해당하는 것으로 나타났으며, 조사 연도마다 매년 60% 이상의 응답자들이 불평등하다고 응답하고 있음을 확인할 수 있다.

<표 4> 불평등에 대한 인식 변화 (가구주 및 배우자)

(단위: 7점척도, %)

불평등 인식	연도		2006		2009		2012		2015		계	
	N	(%)	N	(%)	N	(%)	N	(%)	N	(%)	N	(%)
(1) 매우 평등하다	16	0.96	19	0.90	26	0.73	24	0.78	85	0.81		
(2)	29	1.73	50	2.37	64	1.79	99	3.20	242	2.32		
(3)	85	5.08	94	4.46	160	4.47	295	9.54	634	6.07		
(4)	251	14.99	314	14.89	614	17.17	607	19.63	1,786	17.09		
(5)	461	27.54	653	30.96	1,097	30.67	975	31.53	3,186	30.48		
(6)	444	26.52	652	30.92	1,033	28.88	741	23.97	2,870	27.46		
(7) 매우 불평등하다	388	23.18	327	15.50	583	16.30	351	11.35	1,649	15.78		
계	1,674	100	2,109	100	3,577	100	3,092	100	10,452	100.00		

다만 연도별 변화 양태에서 특징적인 점은 불평등하다고 응답하는 비율이 다소 감소하는 양태를 보이고 있다는 점이다. 예를 들어 2006년 조사의 경우 불평등하다고 응답한 사람의 비율이 77.24%였던 반면에

2015년 조사에서는 66.85%로 감소하고 있어 불평등에 대한 인식이 다소 완화되고 있음을 알 수 있다. 하지만 여전히 절대적인 수준에서 다수의 응답자들이 우리 사회의 불평등 수준을 높게 인지하고 있다.⁷⁾

[그림 2] 불평등에 대한 인식 변화(가구주 및 배우자)



또한 <표 5>에는 복지인식 조사에 응답한 가구주와 배우자의 불평등에 대한 인식의 차이를 제시하였다. 특히 가구내의 소비 지출의 규모와 양태는 가구 내 의사결정 참여자의 집합적 의사결정으로 이루어지는 행위이기에 가구주와 배우자의 불평등에 대한 인식의 차이는 사교육비 지출에 영향을 미칠 수 있다. 이를 확인하기 위하여 가구주의 배우자의 불평등에 대한 인식의 차이를 검증한 결과 연도별로 양자의 차이는 크게 나타나지 않는 것으로 나타났다.

<표 5> 가구주 및 배우자의 불평등에 대한 인식 차이

(단위: 7점 척도, %)

연도	가구주			배우자			계			차이 (TTEST)
	평균	(SD)	(N)	평균	(SD)	(N)	평균	(SD)	(N)	
2006	5.43	1.29	1,000	5.37	1.32	674	5.41	1.30	1,674	0.13**
2009	5.30	1.30	1,304	5.28	1.22	820	5.29	1.27	2,124	0.00
2012	5.29	1.24	2,219	5.22	1.19	1,358	5.26	1.22	3,577	0.05
2015	5.06	1.25	1,945	5.01	1.19	1,149	5.04	1.22	3,094	0.03
계	5.24	1.27	6,468	5.19	1.22	4,001	5.22	1.25	10,469	

7) 불평등 수준에 대한 인식이 점차 개선되고 있는 이유에 있어 패널 조사의 특징이 문제가 될 수 있다. 다시 말해 복지패널 조사가 연도별로 동일한 가구를 반복적으로 측정하고 있는데, 일반적으로 패널 조사에서 상대적으로 경제상황이 불안정하거나 경제적 지위가 낮은 가구의 경우 패널에서 탈락하는 경우가 많다. 따라서 불평등에 대한 인식수준이 패널 탈락으로 인하여 상대적으로 경제적으로 안정적인 가구만 남아 불평등에 대한 인식수준이 개선되었을 개연성이 있다. 이를 확인하기 위해서 복지인식 조사의 응답가구의 평균적인 소득 수준을 확인한 결과 평등한 편이라고 응답한 가구의 평균적인 가구소득은 4,809만원이었던 반면, 불평등한 편이라고 응답한 가구의 평균적인 가구소득은 4,980만원으로 나타나 큰 차이점을 발견할 수 없었다.

3. 불평등에 대한 인식수준과 사교육비 지출

불평등에 대한 인식수준이 자녀의 사교육비 지출에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 가구주와 배우자의 불평등에 대한 인식수준에 따른 자녀의 사교육비 지출액의 평균을 <표 6>에 제시하였다. 앞서 <표 5>에서 가구주와 배우자의 불평등에 대한 인식의 차이가 없음을 확인하였는데, <표 6>의 경우 가구주와 배우자의 불평등에 대한 인식수준에 따른 사교육비 지출액의 규모는 일부 차이가 있었다. 예를 들어 불평등 수준이 낮다고 생각하는(3점 이하) 부(가구주)의 경우 자녀의 사교육비 지출액의 평균은 228만원이었던 반면 모(배우자)의 경우 275만원으로 다소 차이를 보였다. 또한 불평등 하다고 생각하는(5점이상) 부(가구주)의 경우 자녀의 사교육비 지출액의 평균은 231만원이었던 반면 모(배우자)의 경우 257만원으로 약간의 차이를 보였다.

<표 6> 가구주 및 배우자의 불평등에 대한 인식에 따른 자녀의 사교육비 지출액 (만 17세이하)
(단위: 연간, 만원, 명)

불평등 인식	구분	가구주			배우자		
		평균	(SD)	(N)	평균	(SD)	(N)
(1) 매우 평등하다		196.29	199.38	27	295.32	266.07	9
(2)		272.69	391.55	59	279.70	268.59	53
(3)		217.34	243.88	155	252.43	239.78	167
(4)		266.05	296.25	504	276.46	258.07	492
(5)		255.43	272.18	911	269.02	284.87	966
(6)		242.80	269.29	834	273.63	319.35	681
(7) 매우 불평등하다		196.50	208.30	507	229.26	235.02	400
계		241.57	267.71	2,997	265.02	280.01	2,768

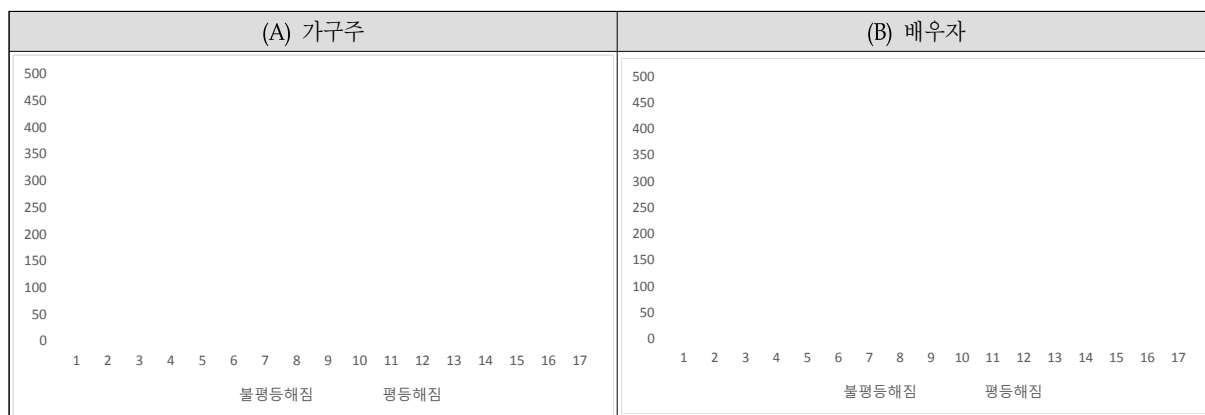
한편 본 연구의 목적이 가구주와 배우자의 불평등에 대한 인식이 사교육비 지출에 미치는 영향을 파악하는 데 있다는 점에서 가구주와 배우자의 불평등에 대한 인식의 변화가 사교육비 지출에 미치는 영향을 추가적으로 <표 7>과 <그림 3>을 통해 제시하였다. 특히 주목할 만 한 점은 가구주와 배우자의 불평등에 대한 인식의 차이에 따라 자녀의 사교육 지출액에는 다소 차이가 있는 것으로 나타났다. 예를 들어 <그림 3>에서 확인 가능한 바와 같이 가구주의 불평등에 대한 인식의 변화는 전 연령대에 있어서 사교육비 지출의 차이를 보이지 않았으나, 배우자의 불평등에 대한 인식의 변화는 대략적으로 초등학교 이후의 학령기 자녀들에 있어서의 사교육비 지출액의 차이를 보이고 있었다. 또한 모(母)의 불평등에 대한 인식이 불평등해졌다고 인식하고 있는 경우 만 13세(중학교)이상에서 연령이 증가할수록 사교육지 지출액의 차이가 점차 증가하는 양태를 보이고 있다.

<표 7> 가구주 및 배우자의 불평등에 대한 인식 변화에 따른 자녀의 사교육비 지출액 (만 17세이하)
(단위: 연간, 만원, 명)

연령	구분	가구주				배우자			
		동일함	불평등해짐	평등해짐	계	동일함	불평등해짐	평등해짐	계
1		11.04	43.39	58.22	47.88	11.15	1.67	61.85	47.88
2		63.83	46.93	78.78	71.11	76.50	35.35	79.43	71.11
3		126.74	112.40	139.53	133.74	110.13	133.03	139.85	133.74
4		238.11	280.24	235.94	243.92	283.57	300.61	220.20	243.92
5		333.57	343.31	286.58	305.42	353.79	361.15	278.67	305.42

연령	구분	가구주				배우자			
		동일함	불평등해짐	평등해짐	계	동일함	불평등해짐	평등해짐	계
6		321.82	322.09	314.59	317.49	300.78	346.51	314.49	317.49
7		330.16	320.25	312.02	316.57	286.12	348.73	314.39	316.57
8		315.61	412.01	297.36	324.45	322.82	430.52	300.29	324.45
9		319.69	366.80	337.70	341.44	338.33	392.46	327.91	341.44
10		272.25	396.73	324.36	331.17	335.45	353.64	325.15	331.17
11		350.07	359.68	337.15	343.61	344.74	378.48	335.88	343.61
12		391.57	337.75	342.54	348.99	395.20	419.56	322.48	348.99
13		455.08	341.77	356.18	368.29	458.83	448.06	319.12	368.29
14		438.52	349.49	351.82	363.52	430.46	461.14	314.28	363.52
15		440.58	317.74	298.22	325.53	369.42	444.53	279.36	325.53
16		312.06	345.44	293.38	309.09	328.99	466.23	268.87	309.09
17		330.08	350.63	274.66	300.34	383.63	432.57	254.79	300.34
계		302.24	312.30	273.66	286.20	312.70	357.17	262.96	286.20

[그림 3] 불평등에 대한 인식 변화에 따른 자녀의 사교육비 지출액 (만 17세이하)



지금까지의 불평등에 대한 인식과 사교육비 지출의 관계에 대한 기술 통계 분석결과를 종합해 보면 다음과 같다. 첫째, 불평등에 대한 인식 수준은 우리 사회는 대체로 불평등하다는 인식이 강하게 자리하고 있었으며, 둘째 불평등에 대한 인식의 수준에 따른 사교육비 지출액은 부와 모의 불평등에 대한 인식에 따라 다소 복잡한 양태를 보이고 있었다. 마지막으로 불평등에 대한 인식의 수준의 (시간의 변화에 따른) 변화는 특히 모(母)의 불평등에 대한 인식수준이 우리 사회가 더 불평등해졌다고 인식하는 방향으로 변화한 경우 일정 연령 이상에서의 사교육지 지출을 증가시키고 있는 것으로 나타났다. 이러한 부와 모의 불평등에 대한 인식 수준(변화)과 사교육비 지출의 관계를 보다 체계적으로 제시하기 위하여 <표 7> ~ <표 10>에 선형회귀분석과 성장곡선모형을 활용한 분석 결과를 제시하였다.

먼저 <표 8>은 분석방법에서도 제시한 바와 같이 연령에 따른 사교육 지출액의 변화 궤적을 파악하기 위하여 연령의 다차항을 포함한 회귀모형과 성장곡선 모형의 분석결과를 제시하였다. 분석결과에서 확인할 수 있는 바와 같이 회귀모형의 경우 연령의 3차항까지 통계적으로 유의미한 결과를 보였던 반면에 성장곡선 모형에서는 4차항까지 통계적으로 유의미한 결과를 보였다. 따라서 이하의 모든 모형에서는 성장궤적을 추정하기 위한 연령의 고차항은 4차항을 포함하여 분석을 진행하였다.

〈표 8〉 연령에 따른 사교육비 지출액

(사교육비 지출)	Regression with Year Dummy				Growth-Curve Model			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
연령	7.412*** (0.593)	50.83*** (2.471)	65.10*** (6.438)	83.07*** (13.12)	12.76*** (0.840)	44.57*** (2.231)	68.19*** (4.971)	93.41*** (9.306)
연령*연령		-2.347*** (0.130)	-4.264*** (0.810)	-8.622*** (2.888)		-1.808*** (0.118)	-5.047*** (0.620)	-11.28*** (2.039)
연령*연령*연령			0.0706** (0.0294)	0.445* (0.240)			0.119*** (0.0223)	0.656*** (0.169)
연령*연령*연령*연령				-0.0105 (0.00667)				-0.0150*** (0.00467)
연도	YES	YES	YES	YES				
Constant	152.4*** (12.17)	7.160 (14.39)	-16.99 (17.56)	-35.21* (21.04)	130.9*** (7.323)	27.31*** (9.653)	-9.952 (11.97)	-33.79** (14.09)
Observations	8,354	8,354	8,354	8,354	8,354	8,354	8,354	8,354
Adj_R2 / Log likelihood	0.0605	0.0605	0.0605	0.0605	-55927	-55815	-55801	-55796
N	8354	8354	8354	8354	8354	8354	8354	8354

주: *** p <0.01, ** p <0.05, * p <0.1 (Standard errors in parentheses)

〈표 9〉는 가구주와 배우자의 불평등에 대한 인식이 가구 내 만 17세 이하 자녀의 사교육비 지출에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 특히 불평등에 대한 인식이 연령에 따라 다르게 작용하고 있는 것을 확인하기 위하여 가구주와 배우자의 불평등에 대한 인식과 연령의 교호항(interaction term)을 모형에 추가하였다. 모형(3)과 모형(7)의 분석결과에서도 확인할 수 있는 바와 같이 가구주나 배우자의 불평등에 대한 인식수준은 자녀의 사교육비 지출에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 나타났으며, 부나 모의 불평등에 대한 인식과 연령의 교호항 역시 통계적으로 유의미한 결과를 보이고 있지 않아 연령에 따른 효과 역시 존재하지 않는 것으로 나타났다. 반면 사교육비 지출이 있는 경우만을 대상으로 추가적인 분석을 실시한 결과는 모형(4)와 모형(8)에 제시하였다. 모형(4)와 모형(8)의 분석결과 역시 모형(3)과 모형(7)의 결과와 크게 다르지 않은 것으로 나타나 부모의 불평등에 대한 인식 수준은 사교육비 지출에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

〈표 9〉 가구주 및 배우자의 불평등 인식 수준에 따른 사교육비 지출액

(사교육비 지출)	Regression with Year Dummy				Growth-Curve Model			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
연령	86.43*** (11.73)	98.88*** (13.32)	100.5*** (13.65)	79.49*** (21.89)	94.81*** (9.136)	103.5*** (10.22)	106.2*** (10.68)	93.86*** (17.78)
연령*연령	-8.597*** (2.581)	-11.09*** (2.928)	-11.07*** (2.928)	-8.683** (4.309)	-10.79*** (2.006)	-12.19*** (2.252)	-12.17*** (2.253)	-10.58*** (3.445)
연령*연령*연령	0.456** (0.215)	0.670*** (0.244)	0.668*** (0.244)	0.556 (0.339)	0.611*** (0.167)	0.723*** (0.188)	0.721*** (0.188)	0.640** (0.271)
연령*연령*연령*연령	-0.0108* (0.00596)	-0.0168** (0.00680)	-0.0167** (0.00680)	-0.0130 (0.00912)	-0.0139*** (0.00461)	-0.0169*** (0.00523)	-0.0169*** (0.00523)	-0.0143** (0.00727)
가구주(부)의 불평등 인식		-8.355*** (2.478)	-6.976 (5.665)	-3.613 (6.638)		-5.158** (2.429)	-2.077 (5.146)	-4.982 (6.473)
가구주(부)의 불평등 인식*연령			-0.145 (0.518)	-1.016 (0.623)			-0.347 (0.508)	-0.494 (0.643)
배우자(모)의 불평등 인식		1.236 (2.605)	2.908 (6.004)	-2.337 (7.067)		2.035 (2.568)	3.512 (5.429)	5.309 (6.864)
배우자(모)의 불평등 인식*연령			-0.173 (0.549)	0.285 (0.659)			-0.174 (0.542)	-0.337 (0.684)
가구 가처분 소득	0.00356*** (0.000362)	0.00303*** (0.000376)	0.00303*** (0.000376)	0.00233*** (0.000374)	0.000640** (0.000271)	0.000459 (0.000281)	0.000463* (0.000281)	0.000322 (0.000282)

(사교육비 지출)	Regression with Year Dummy				Growth-Curve Model			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
총가구원수	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
가구주(부)의 교육수준	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
배우자(모)의 교육수준	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
가구주(부)의 경제활동상태	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
배우자(모)의 경제활동상태	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
연도	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Constant	-175.2*** (31.43)	-234.1*** (63.55)	-249.3*** (69.63)	-211.6** (90.15)	-186.8*** (37.56)	-189.1*** (73.35)	-212.4*** (77.91)	-279.4*** (99.12)
Adj_R2 / Log likelihood	0.221	0.221	0.221	0.221	-55541	-46615	-46614	-38002
N(Number of Group)	8,354	6,981	6,981	5,687	8,354(1,929)	6,981(1,586)	6,981(1,586)	5687(1,422)

주: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1 (Standard errors in parentheses)

한편 <표 10> 은 가구주나 배우자의 불평등에 대한 인식 수준의 변화가 사교육비 지출에 미치는 영향을 파악하기 위하여 불평등에 대한 인식수준이 변화가 없는 경우, 불평등한 방향으로 이동했다고 인식한 경우, 평등한 방향으로 인식한 경우를 구분한 가변수(dummy)를 포함한 분석결과를 제시하였다.⁸⁾ 모형(1)과 모형(2)의 분석결과에서 확인할 수 있는 바와 같이 가구주(부)의 불평등에 대한 인식수준의 변화는 평등한 방향으로 인식 수준의 변화나 불평등한 방향으로 인식 수준의 변화 모두 통계적으로 유의미한 결과를 나타내지 못했다. 또한 연령과의 교호항 역시 통계적으로 유의미하지 않아 연령의 변화에 따른 궤적의 변화에도 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

<표 10> 가구주 및 배우자의 불평등 인식 수준에 따른 사교육비 지출액

(사교육비 지출)	전체	사교육비 지출이 있는 경우
	(1)	(2)
가구주(부)의 불평등인식(불평등해집)	-7.388 (22.24)	-14.17 (27.50)
가구주(부)의 불평등인식(평등해집)	-30.42 (18.54)	-33.15 (23.37)
가구주(부)의 불평등인식(불평등해집)*연령	1.048 (2.038)	-0.0571 (2.597)
가구주(부)의 불평등인식(평등해집)*연령	2.240 (1.768)	2.430 (2.303)
배우자(모)의 불평등인식(불평등해집)	38.57 (24.26)	59.45** (29.33)
배우자(모)의 불평등인식(평등해집)	45.89** (19.53)	67.12*** (24.16)
배우자(모)의 불평등인식(불평등해집)*연령	-2.696 (2.250)	-4.343 (2.756)
배우자(모)의 불평등인식(평등해집)*연령	-5.049*** (1.826)	-7.474*** (2.321)
가구 가치분 소득	0.000557** (0.000272)	0.000418 (0.000280)
연령(1차항~4차항)	YES	YES
CONTROL	YES	YES
연도	YES	YES
Constant	-178.2*** (52.62)	-133.4* (73.13)
Log likelihood	-44806.825	-35081.572
N(Number of Group)	6,730(1,721)	5,250(1,471)

주: *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1 (Standard errors in parentheses)

8) 불평등에 대한 인식수준의 변화를 파악하기 위하여 분석대상은 복지인식 설문에 연속적으로 응답한 가구의 자녀만을 분석그이 대상으로 하였다.

반면 가구주(부)의 불평등에 대한 인식의 변화와 달리 배우자(모)의 불평등에 대한 인식의 변화는 자녀의 사교육비 지출에 통계적으로 유의한 결과를 보였다. 특히 흥미로운 결과는 사회의 불평등 수준에 대한 인식이 보다 불평등한 방향으로 변화한 배우자(모)의 자녀의 경우 인식의 변화가 없는 경우에 비해 사교육비 지출액이 평균적으로 높게 나타났다. 더욱이 사회적 불평등이 보다 개선되고 있다고 인식하는 배우자(모)의 자녀의 경우 연령과의 교호항이 통계적으로 유의미한 부(-)의 효과를 보이고 있는 것으로 나타나 불평등 수준에 대해 개선된 인식을 갖고 있는 모의 자녀들은 연령이 증가할수록 사교육비 지출액이 다소 줄어들고 있음을 확인할 수 있었다.

아래의 〈그림 4〉은 〈표 10〉의 분석결과를 바탕으로 연령에 따른 사교육비 지출액의 변화 궤적을 도식화 한 것이다. 〈그림 4〉에서 보다 명확하게 확인할 수 있는 바와 같이 배우자(모)의 사회의 불평등에 대한 인식이 보다 개선되고 있다고 인식하는 방향으로 변화하는 경우 연령이 증가할수록 자녀의 사교육비 지출액은 다소 감소하고 있는 것으로 나타났다. 따라서 이상의 분석결과를 통해 불평등에 대한 인식과 사교육비의 지출과의 관계에 있어서 가구주나 배우자의 불평등에 대한 인식은 연령에 따른 사교육비 지출의 변화에 큰 영향을 미치지 못하고 있는 것을 확인할 수 있었으며, 더 나아가 가구의 배우자(모)의 불평등에 대한 인식의 변화는 학령기 자녀의 사교육비 지출에 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다.

[그림 4] 배우자(모)의 불평등에 대한 인식변화가 자녀의 사교육비 지출에 미치는 영향

제5절 요약 및 시사점

본 연구는 한 사회에 존재하는 불평등이 개인의 소득위험을 구성하는 요소로서 사회적 불안감과 미래 기대 이익에 대한 불확실성을 내포하고 있다는 점과 사교육비 지출행위가 미래에 대한 지위추구행태라는 점에 착안하여 우리 사회에서 부모의 사회적 불평등에 대한 인식의 수준이 자녀의 사교육비 지출에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고자 하였다.

분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 평균적인 수준에서 연령에 따른 사교육비 지출액의 변화 궤적은 비선형적인 궤적을 그리고 있었다. 특히 보육단계 이후 초등학교 입학 연령 정도까지 각 자녀에 사용되는 사교육비 지출액은 지속적으로 증가하는 양태를 보이고 있었으며, 초등학교 입학이후 학령기 기간 동안에는 증가폭이 다소 줄어드는 양태를 보이고 있었다. 둘째, 불평등 수준에 대한 부모들의 인식은 우리 사회가 소득과 재산의 분배에 있어서 대부분은 불평등한 사회로 인식하고 있었으나, 이러한 불평등에 대한 인식수준 자체가 자녀의 사교육비 지출규모나 변화 궤적에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 셋째, 불평등에 대한 인식 수준과 달리 부모의 각각의 불평등에 대한 인식 수준의 동태적 변화는 자녀의 사교육비 지출에 일부 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 가구주(부)와 달리 배우자(모)가 인식하고 있는 사회 불평등 수준에 대한 변화가 보다 평등한 수준으로 변화하고 있는 경우에 있어서는 중학교 이후 자녀에 대한 사교육비 지출액이 다소 감소하는 것으로 나타났다.

이상의 분석결과를 통해 몇 가지 시사점을 도출할 수 있을 것으로 보인다. 먼저 정책적인 측면에서 사회의 불평등에 대한 인식 수준자체 보다는 부모들이 체감하는 사회 불평등 정도에 대한 인식의 변화가 자녀의 사교육비 지출에 영향을 미친다는 점에 비추어 가구 구성원이 경험하는 계층 이동의 사다리의 복원을 통한 건전한 사회 이동성을 증진시킬 필요가 있다. 또한 이론적인 측면에서 가구내 사교육비 지출에 대한 보다 정교한 이론구축이 필요하다. 전체적인 분석결과에 있어서 일부 이론적인 예측에 부합하는 분석결과가 제시되기는 하였지만, 가구 소득이외의 어떤 요인이 가구의 사교육비 지출을 결정하는 지에 대한 보다 풍부한 연구가 진행될 필요가 있다. 더욱이 다른 연구결과에서도 제시된 바와 같이 자녀의 사교육비 지출액이 최상위 계층 일부를 제외하고는 가구 소득의 변화가 사교육비 지출액을 결정하지 못한다는 점은 그 동안 사교육비 지출이 결정요인과 관련된 외연의 확장이 필요하다는 것을 의미한다.(백승주, 2019) 물론 본 연구를 통해서 사회 심리학적 요인들이 자녀에 대한 사교육비 지출액을 결정하는 요인이 될 수 있음을 일부 제시하였지만, 여전히 자녀의 사교육비 지출에 대한 결정요인이 경제학적 관점에서 가구 형태를 중심으로 한 예산 제약이론에 기초한 논의가 주를 이룬다. 따라서 향후 가구내의 소비지출에 대한 의사결정 과정에서 있어서 다양한 사회 심리학적 요인들을 포함한 보다 폭 넓은 원인들이 발굴되어야 할 필요성이 있어 보인다.

참고문헌

- 금현섭, 백승주 (2014). 「공적연금, 사적이전, 그리고 주관적 후생: 소득안정화 역할을 중심으로」, 행정논총 52(1): 145-175.
- 김대일 (2007), 「불평등도 지표로서의 소득과 소비의 비교」, 노동경제논집 30(3): 77-102.
- _____ (2015), 「소득 및 소비의 불평등과 상호 연계」, 노동경제논집 38(2): 25-58.
- 김혜자 (2013). 「한국의 교육비 지출 양극화(1990-2012)」, 마르크스주의 연구 10(4): 45-66.
- 김희삼 (2009). 「교육격차와 사회통합」, 보건복지포럼.
- 김희삼·이삼호 (2008). 「고등교육의 서열과 노동시장의 선별」, 제9회 노동패널 학술대회 자료집.
- 박기백 (2017). 「소득소비불평등의 관계 및 소비불평등 분해」, 재정정책논집 19(3): 149-179.
- 박경호 외 (2017). 『교육격차 실태 종합분석』, 한국교육개발원 연구보고 2017-07
- 박미희·여정성(2000), 「개인과 가계의 사교육비 지출 및 유형분석」, 대한가정학회지, 38(12), 189-206
- 백승주 (2018), 「소비지출불평등의 추이 분석 -교육비 지출을 중심으로-」, 2018년 재정패널 학술대회 발표자료.
- _____ (2019), 「교육비 지출의 변화와 격차 분석」, 2019년 재정패널 학술대회 발표자료.
- 이성립 (2002), 「가계의 소득계층별 사교육비 지출 불평등」, 대한가정학회지, 40(9), 143-159.
- 이소정 (2009). 「노인가구의 소비불평등 분석」, 사회복지연구 40(1): 235-260.
- 이승신 (2002). 「가계의 사교육비 지출과 경제적 복지」, 대한가정학회지 40(7): 211-232.
- 임소현 외 (2018). 한국교육여론조사 2018, 한국교육개발원.
- 전승훈·신영인 (2009). 『가계의 소비구조, 소비불평등, 한계소비성향의 변화와 정책시사점』, 국회예산정책처.
- 정순희 (2000). 「취업주부가계와 전업주부가계간 소비지출 패턴 비교」, 한국가정관리학회지, 18(2) 93-108
- 주인숙·양세적 (1997). 「가계의 소비지출유형과 특성에 관한 연구」, 대한가정학회지, 35(1), 277-290.
- 차문정·이희태 (2017). 「소득불평등이 교육비 지출을 매개로 소비자의 행복한 삶, 의미있는 삶에 미치는 영향: 예상된 세대간 계층 유동성의 조절효과를 중심으로」, 소비문화연구, 20(3), 143-168.
- 최현석·박철용 (2018). 「잠재성장모형을 이용한 학업성취도 변화에 관한 종단연구」, 한국데이터정보과학지 29(4), 937-953.
- 최희갑 (2003). 「불확실성하에서의 소비지출에 대한 실증분석」, 국제경제연구 9(1), 187-206.
- Duncan, T. E., Duncan, S. C. and Strycker, L. A. (2006). An introduction to latent variable growth curve modeling: Concepts, issues, and applications, 2nd Ed., Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, New Jersey.
- Lee, H. and Kang, S. (2013). Analysis of latent growth model using repeated measures ANOVA in the data from KYPS. Journal of the Korean Data & Information Science Society, 24, 1409-1419.

- Hacker, J. S., Huber, G. A., Nichols, A., Rehm, P., Schlesinger, M., Valletta, R., & Craig, S. (2014). "The Economic Security Index: a New Measure for Research and Policy Analysis". *Review of Income and Wealth*, 60(S1): S5-S32.
- Sandom, A. (1970). "The Effects of Uncertainty on Saving Decision". *Review of Economic Studies*, 37: 353-360.

Session 1

제2주제 빈곤·기초보장

1. 건강충격이 빈곤화에 미치는 영향-의료빈곤화 기전 탐색
 2. 국민기초생활보장제도 효과 분석 방법에 대한 소고
-

건강충격이 빈곤화에 미치는 영향: 의료빈곤화 기전 탐색

The effect of health shock on impoverishment: Exploring the mechanism of medical impoverishment

김창오(성공회대학교 사회복지연구소)

빈곤과 질병의 공존은 어렵지 않게 발견할 수 있는 현상이다. 특히 우리나라는 OECD 국가들 중 거의 유일하게 공식적인 상병수당이 부재한 국가이므로, 갑작스러운 질병에 의한 빈곤화 위험이 상당히 높을 것으로 생각된다. 본 연구는 우리나라에서 갑작스러운 건강악화가 빈곤화에 영향을 미치는지를 확인하고, 만일 그렇다면 어떠한 기전으로 의료빈곤화가 발생하는지를 규명하기 위하여 수행되었다. 연구대상자는 2007~2016년 한국복지패널에 연속적으로 참여한 13,670가구를 대상으로 하였다. 독립변수는 건강충격으로 전년도(t-1)에 가구원 중 어느 누구도 입원하지 않았지만, 금년도(t)에 30일 이상 가구원 입원이 발생한 경우로 정의하였다. 종속변수는 빈곤지위로 가처분소득빈곤, 재량소득빈곤, 절대소비빈곤의 세 가지 방법으로 측정하였고 건강충격 이전 3년부터 이후 4년까지의 변화(t-3~t+4)를 종단적으로 관찰하였다. 매개변수는 근로역량제한(비경제활동가구)과 의료비과다지출(재난적의료비)로 건강충격 1년 후 시점(t+1)에서 측정하였다. 분석방법은 성향점수 매칭방법(propensity score method)과 인과적 매개분석방법(classic+propensity model)을 사용하여 인과적 추론이 가능하도록 하였다. 연구결과 건강충격은 1년 후 재량소득빈곤율을 8.6%p 높이고, 1~2년 후 절대소비빈곤율을 6.2~8.0%p 높이는 유의한 빈곤 원인으로 나타났다. 인과적 매개 분석을 통해 건강충격은 주로 노동시장이탈(근로역량제한 경로)을 통해 만성빈곤을 초래하는 것으로 나타났다. 결국 본 연구는 우리나라에서 의료빈곤화 현상이 실재하며 정책적 대안으로 상병수당 제도가 도입되어야 함을 제안한다.

제1절 서론

빈곤과 질병의 공존은 개인의 삶과 사회의 안정성을 해치는 가장 견디기 어려운 상태임에도 불구하고 우리 사회 속에서 어렵지 않게 발견할 수 있는 현상이다. 우리나라에서 조사된 의료빈곤 지표들에 따르면 전체 가구 중 최소 1~15% 가량은 의료빈곤(medical poverty)에 있거나 또는 의료빈곤화(medical impoverishment) 위험에 노출되어 있는 것으로 보인다.⁹⁾ 한편 중증 질환은 생애사적 위기사건으로 작용하

9) 의료빈곤에 대한 정의는 국내외적으로 합의되지 않았지만 다음의 지표들을 통해 대략적인 규모를 추정해볼 수 있다.

항목	유병률	지표설명	참고문헌
의료이용포기	5.8%	돈이 없어서 병원에 가지 못함	허순임·이혜재(2016)
의료부채	2.9%	의료문제로 빚 또는 고정자산 처분	윤희숙(2013)
재난적의료비	15.7%	가구총소득 10% 이상 의료비지출	이태진 등(2012)
	2.9%	지불능력 40% 이상 의료비지출	김우림·박은철(2016)
고액의료비	4.4%	국민의료비평균 3배 이상 지출	Choi 등(2015)
의료비과다상승	15.7%	전년대비 의료비 5배 이상 지출	김창오(2013)
빈곤화의료비	1.1%	의료비지출 후 상대빈곤진입 가구	송은철 등(2010)
	2.4%	의료비지출 후 상대빈곤진입 가구	이현주·주영선(2013)
	3.9%	의료비지출 후 절대빈곤진입 가구	이병희(2013)

여 가구빈곤을 초래할 수 있으며, 반대로 빈곤은 질병의 사회적 결정요인으로 작용하여 건강불평등(health inequality)의 주요 원인이 될 수 있다. Whitehead 등(2001)은 이와 같은 질병과 빈곤의 상호적 연관성을 가리켜 ‘의료빈곤의 덫(medical poverty trap)’ 이라고 부른 바 있다.

하지만, 지금까지 질병과 빈곤의 인과성 또는 상호적 연관성을 가구 수준에서 규명한 연구는 그리 활발하게 이루어지지 못하였다. 특히, 갑작스러운 질병 발생으로 빈곤에 이르는 의료빈곤화에 대한 연구는 더욱 드물다. 우선 경제학 분야에서 건강은 일찍이 생산성의 결정요인으로 이해되었고, 신성장이론 또는 인적자본이론(human capital theory)의 틀에서 주로 거시적으로 분석되곤 하였다(Ranis et al., 2000). 반면 보건학에서 건강은 모든 사람들의 후생을 증진시키는 궁극적 목표로 이해되었고, 따라서 ‘건강→빈곤’에 대한 분석 보다는 반대방향에서의 인과성(즉, 빈곤→건강)을 규명하는 연구들이 보다 활발히 수행되었다(Marmot, 2005).

비교적 최근에 들어서야 질병이 빈곤에 미치는 영향이 개인 또는 가구 수준에서 연구되었다. 서구 선진 국가에서 의료빈곤화는 주로 건강상태의 변화가 고령자의 임금 또는 은퇴에 미치는 영향과 관련하여 연구되었다(Chirikos & Nestel, 1985; Riphahn, 1999; Zucchelli et al., 2010; Christensen & Kallestrup-Lamb, 2012; Garcíá-Gómez et al., 2013; Conley & Thomson, 2013; Cai et al., 2014). 의료빈곤화에 대한 보다 많은 연구는 보건학자에 의해 주로 제3세계 국가에서 수행되었다(Russel, 2004; van Doorslaer et al., 2007; Moreno-Serra et al., 2011; Li et al., 2012; Ruger, 2012; Saksena et al., 2014; Boerma et al., 2014; Jasper et al., 2015; Dhanaraj, 2016). 우리나라에서 의료빈곤화 연구는 최근 10년 이내에 주로 수행되었다. 일부를 제외하고는(Lee & Kim, 2008; Park et al., 2012; 우혜경·조영태, 2013; Kang & Kang, 2016) 주로 보건학 전통을 따르고 있었으며, 특히 재난적의료비(catastrophic health expenditure)란 개념을 활용하여 의료비과다지출이 빈곤 또는 소비제약에 미치는 영향을 분석하였다(김학주, 2008; 김윤희, 2010; 신현웅 등, 2010; 송은철·신영전, 2010; Kim & Yang, 2011; 송은철·신영전, 2014; Choi et al., 2014; 우경숙·신영전, 2015; 이혜재, 2015; Lee et al., 2016; Choi et al., 2016). 이들 연구들은 대부분 질병과 빈곤의 높은 연관성을 잘 보여주고 있다. 하지만 다음과 같은 몇 가지 한계점을 가지고 있다.

첫째, 건강 변수를 어떻게 측정해야 할지에 대한 이론적 고찰이 충분하지 못하였다. 우선 어떠한 이론과 모형을 바탕으로 건강악화를 개념화 또는 조작화했는지에 대한 기술이 충분하지 않았다. 측정지표를 구성하는 과정에서도 이미 잘 알려져 있는 방법론적 문제점들이 고려되지 못한 경우가 많았다. 둘째, 건강과 빈곤의 연관성을 다룬 많은 연구들이 단면적 자료에 근거하고 있어 ‘건강→빈곤’에 대한 인과적 추론이 가능하지 않았다. 패널자료를 사용한 경우에도 선택적 편의(selection bias)의 문제가 충분하게 다루어지지 못하였다. 셋째, 결과변수로 빈곤을 직접적으로 다룬 연구가 드물었다. 우선 경제학 분야에서 많은 연구들은 개인 단위로 근로소득 또는 근로시간에 한정하여 분석되고 있었다. 이 경우 가구총소득, 가구균등화, 가구노동대체(intrahousehold labor substitution) 등의 이슈들이 고려되지 못하므로 빈곤에 대한 평가가 가능하지 않다. 넷째, 의료빈곤화가 어떠한 경로로 발생하는지에 대한 포괄적 분석이 이루어지지 못하였다. 특히 국내에서는 아직까지 갑작스러운 건강악화가 근로역량(work capacity)에 미치는 영향에 대한 연구가 거의 이루어지지 못하였다(김대환, 2011; 이승윤·김기태, 2017; 김수진 등, 2018). 그 결과 의료빈곤화는 단지 의료비과다지출과 관련된 현상으로 알려져 있다. 하지만 이는 균형 있는 시각이 아니며, 결국 의료빈곤화에 대한 정책대안 탐색단계에서 중요한 문제점을 놓을 수 있다. 본 연구는 이와 같은 선행 연구의 한계점을 보완함으로 우리나라에서 의료빈곤화 연구를 심화시키는데 기여할 수 있을 것이다.

본 연구는 갑작스러운 건강악화가 빈곤화에 미치는 인과적 영향을 확인하고 한국사회에서 의료빈곤화

의 주요 기전이 무엇인지를 규명하고자 하는 목적에서 수행되었다. 보다 세부적으로 본 연구는 다음의 두 가지 연구 질문에 실증적 근거를 제시하는 것을 목표로 한다.

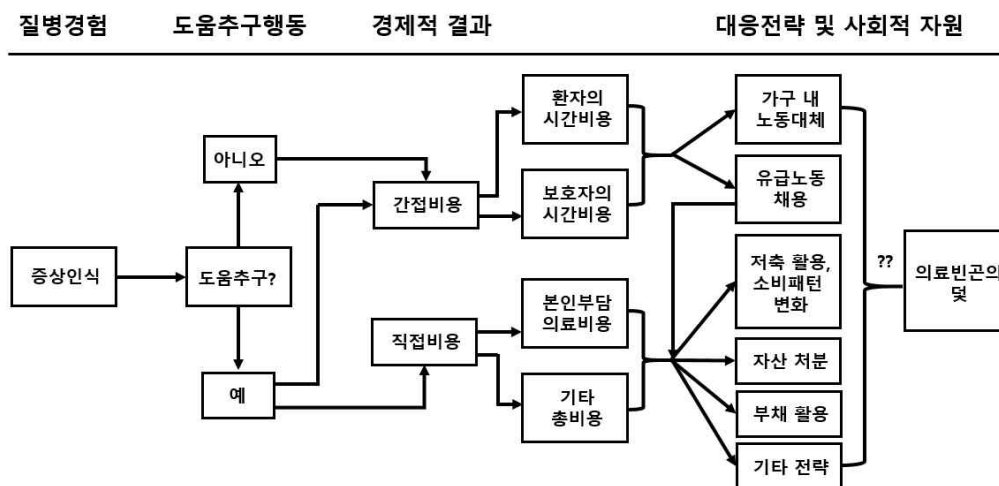
- 1) 갑작스러운 건강악화는 빈곤을 유발하는가?
- 2) 갑작스러운 건강악화는 어떠한 기전으로 빈곤을 초래하는가?

제2절 이론적 배경

1. 의료빈곤화와 건강충격

보건경제학자인 McIntyre 등(2006)은 〈그림 1〉의 경로를 통해 의료빈곤화의 발생을 설명하였다. 이는 국제보건 분야에서 이루어진 많은 선행연구들을 종합한 것으로 다수의 연구에서 이론적 분석 틀로 사용되고 있다(Sauerborn et al., 1996; Heltberg et al., 2012; Kankeu et al., 2013; Alam & Mahal, 2014; Jaspers et al., 2015). 이에 따르면, 질병경험은 도움추구행동의 과정을 통해 의료이용을 유도하고, 이 과정에서 발생된 직접비용과 간접비용에 의해 경제적 결과가 발생된다. 여기서 직접비용이란 의료이용과정에서 발생된 금전적 비용으로 직접의료비(본인부담의료비)와 간접의료비(교통비, 간병비 등)를 뜻하고, 간접비용이란 환자 또는 보호자에게 발생된 시간손실량으로 보다 구체적으로는 근로시간 감소를 가장 중요하게 다루고 있다. 결국 의료빈곤화는 질병 자체의 병리학적 특성 때문이 아니라 의료이용 이후 발생된 직·간접비용(즉, 의료비과다지출과 근로역량제한)에 의해 초래된다고 할 수 있다.

[그림 1] 질병 경험의 경제적 결과와 대응전략(McIntyre et al. 2006)



McIntyre 등(2006)의 의료빈곤화 발생기전은 두 가지 점에서 주목할만한 가치가 있다. 첫째, 건강을 역동적 사건으로 이해하였다. [그림 1]에서 질병경험(증상인식)이란 시간적으로 고정된 불건강(ill health) 상태를 뜻하지 않으며 예측하지 못한 시점에 발생한 갑작스러운 건강악화의 사건을 의미한다. 본 연구에서는 이를 ‘건강충격(health shock)’이라고 명명하기로 한다. 둘째, 의료빈곤화의 주요 기전을 두 가지로 구분하여 제시하였다. 즉, 건강충격은 1) 근로역량제한 경로와 2) 의료비과다지출 경로를 통해 빈곤을 초래한다. 이는 의료빈곤화란 현상을 충분히 이해하기 위해 경제학과 보건학 분야를 넘나드는 포괄적 관점

이 필요함을 강조한다.

2. 의료빈곤화의 발생기전: 근로역량제한 및 의료비과다지출 경로

건강충격은 어떻게 근로역량을 감소시키는가? 이에 대해서는 노동경제학과 의료사회학 분야에서 가장 널리 인용되고 있는 두 가지 이론을 통해 설명할 수 있다. 먼저 Michael Grossman(1972)의 건강자본모형(health capital model)은 노동경제학에서 현재까지도 널리 인용되는 가장 유력한 이론 중 하나이다. 건강자본모형에서 불건강은 건강시간(healthy time, h_t)을 감소시키는 요인으로 설명되고, 건강시간의 감소는 근로 및 비근로손실시간(time lost from market and nonmarket activities due to illness, TL_t)을 증가시킴으로 개인의 효용을 낮추는 것으로 가정된다($TL_t = \Omega - h_t$). 여기에서 총 시간(Ω)은 모든 사람들에게 고정된 상수 값($\Omega=365$ 일)이므로, 근로손실시간(TL_t)은 기본적으로 건강시간(h_t)과 음의 연관성을 갖는다. 한편 건강충격은 불건강을 초래하고, 불건강은 건강시간을 낮추므로, 이 모형에서 건강충격은 (경제활동 참여에 대한 선호에 영향을 미치지 않는다는 가정 하에) 근로손실시간을 증가시킨다. 결국 건강은 생산성 또는 직무능력을 높이는 중요한 인적자본으로 인식되며, 고용자와 피고용자 모두에게 교육만큼 중요한 가치로 인정된다.

한편 Michael Bury(1982)는 류마티스 관절염 환자들에 대한 질적 연구를 통해 생애사적 붕괴이론(biographical disruption theory)을 통해 이를 설명하였다. 이에 따르면 예측하지 못한 시점에 발생한 갑작스러운 질병은 개인의 생애과정을 총체적으로 무너뜨린다. Bury(1982)에 따르면 질병은 다음의 세 가지 단계에 따라 생애사적 붕괴를 초래한다. 첫째, 당연시했던 가정들이 무너지면서 의문을 품게 된다. 둘째, 설명구조의 붕괴로 자신의 생애과정을 재성찰하게 된다. 셋째, 정체성의 혼란과 함께 자원동원(mobilization of resource) 능력이 감소된다. 즉, 갑작스러운 중증질환은 다른 사람에 대한 의존성을 높인데, 이는 경제학적 인간관계의 기본원리인 상호호혜성(reciprocity)을 깨뜨리게 된다. 결국 Bury(1982)의 이론에서 건강충격은 생애사적 붕괴를 통해 정체성의 혼란을 경험하게 하고, 이를 통해 특히 등가적 교환관계(exchange relationship)를 지속하기 어려운 경우, 경제활동 참여제한이 발생하는 것으로 설명한다. 이상의 이론은 노동경제학에서 불건강이 일과 여가의 한계대체율을 변화시킴으로 경제활동 참여를 제한시킨다는 연구 결과와도 일치하는 것이다(Gustman & Steinmeier, 1986; Stern, 1996; Currie & Madrian, 1999).

다음으로 건강충격은 어떻게 의료비과다지출을 통해 빈곤을 초래하는가? 미국의 경제학자 Kenneth Arrow(1963)는 규범경제학에서 의료(medical care)라는 재화가 갖는 특수성을 탐색하였고, 이 과정에서 의료상품이 일반적인 상품과 차별되는 특성을 고찰하였다. 그에 따르면 의료는 질병에 따른 효용감소를 회피하기 위한 보완재(complementary to risk-bearing)이며 대체재(substitutes for risk-bearing)는 아니다. 왜냐하면 의료이용을 통해 질병이 완전히 치료될 수 없음이 알려져 있고, 그러면서도 의료상품은 구매되고 있기 때문이다. 이에 Arrow(1963)은 의료의 본질적 속성을 불확실성(uncertainty)으로 이해하였다. 반면 의료상품은 필수재(essential goods)이다(Deaton & Zaidi, 1999; Burtless & Siegel, 2001). 국내외 연구에서 의료비의 소득탄력성은 0.1에서 0.9 정도로 조사되고 있으며, 이는 정상재(normal goods)이면서 필수재인 것으로 해석된다. 결국 가구 입장에서는, 특히 중증질환이 발생한 경우, 얼마의 비용이 들더라도 의료기관이 제시한 가격을 지불하지 않을 수 없게 된다. 즉, 가구입장에서 의료비는 마치 강제적으로 지출되는 세금과 유사한 특징을 갖게 된다(O' Donnell et al., 2008).

따라서 의료비과다지출은 다음의 기전을 통해 실질빈곤 위험을 높일 것으로 추론된다. 첫째, 가처분소

득이 고정되어 있다고 가정하였을 때, 의료비과다지출은 언제나 재량소득(discretionary income)을 감소시키므로 실질빈곤(소득빈곤)을 초래할 것이다. 이는 다음과 같이 가처분소득(DPI)이 의료비지출(MC)과 재량소득(DCI)의 합으로 구성되어 있기 때문이다. 여기서 재량소득이란 총 소득에서 세금과 필수소비지출을 제외한 나머지 소득을 뜻한다(Marks, 2007).

$$DPI = MC + DCI$$

둘째, 가구총지출이 고정되어 있다고 가정하였을 때, 의료비과다지출은 언제나 비의료소비지출 감소시키므로 소비박탈(소비빈곤)을 초래할 것이다. 이는 다음과 같이 가구총지출(TC)이 의료비지출(MC)과 비의료비지출(NC)의 합으로 구성되어 있기 때문이다.

$$TC = MC + NC$$

다시 말하면 건강충격이 발생한 가구는 가처분소득에서 의료비를 추가적으로 제거한 이후, 나머지 재량소득(=가처분소득 - 의료비지출)의 범위에서 소비지출 계획을 수립해야만 한다. 이때 의료비지출은 비음수 값이므로 재량소득과 빈곤선의 비교를 통해 산출된 재량소득 빈곤율(P^{DCI})은 언제나 공식적인 가처분소득 빈곤율(P^{DPI})보다 높거나 같다($P^{DCI} \geq P^{DPI}$). 소비빈곤에 대해서도 건강충격이 발생한 가구에서 의료비과다지출은 실제 효용과 보다 밀접하게 관련된 비의료소비지출(= 총소비지출 - 의료비지출)의 총량을 감소시키므로 소비박탈(소비빈곤)을 초래하게 된다.

제3절 연구방법

1. 연구자료

본 연구대상자는 2010년부터 2016년까지 한국복지패널 조사에 8년 연속 참여하고(균형패널 표본) 주요 변수에 대한 결측이 없는 가구로 정하였다(표 1). 연구자료를 3~12차로 한정된 이유는 한국복지패널 2차년도(2006)에 한하여 의료비지출에 대한 조사가 이루어지지 않았기 때문이다.

〈표 1〉 본 연구의 표본 구성(한국복지패널 2007-2016)

	'07	'08	'09	'10	'11	'12	'13	'14	'15	'16
전체 표본	6314	6207	6034	5735	7532	7312	7048	6914	6723	6581
연구 표본										
기준년도(t=2010)				*						
균형패널표본	4813	4813	4813	4813	4813	4813	4813	4813	4813	
기준년도(t=2011)					*					
균형패널표본		4553	4553	4553	4553	4553	4553	4553	4553	
기준년도(t=2012)						*				
균형패널표본			4304	4304	4304	4304	4304	4304	4304	4304

주: 연구표본은 건강충격 발생시점(t)을 기준으로 t-3부터 t+4시점까지 8년간 주요변수에 결측이 없는 균형패널표본으로 하였음.

*는 연구표본에서 건강충격이 발생한 기준년도 시점을 뜻함.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 3~12차년도』 원자료.

한국복지패널은 국내 가구단위 패널조사 중 드물게 제주도와 농어를 포함하고 있어 지역 및 가구유형에서 전국적인 대표성을 가지고 있으며, 2016년 시점까지 총 12차 조사가 완료되어 비교적 긴 시간 동안 빈곤지위 변화를 관찰할 수 있다. 또한 가구원 단위로 입원일수와 의료비 등에 대한 정보를 수집하고 있어 본 연구의 정의에 따른 건강충격을 측정할 수 있다. 이에 더하여 가구소득원천과 소비지출항목별로 상세한 조사가 이루어져 있어 빈곤에 관한 다양한 지표(즉, 소득빈곤과 소비빈곤)를 구성하기에 용이하다. 한편, 본 연구는 매칭방법을 활용하여 일부 표본에 한정하여 분석을 실시하였으므로, 대부분의 분석에서 표준가중치는 적용되지 않았다.

2. 독립변수: 건강충격의 조작화

건강충격을 정의하고 측정하는 일은 의료빈곤화 연구의 시작점이다. 다음은 1990년대 이후 건강충격(health shock, illness shock, shock from disease)이란 용어를 명시적으로 사용한 주요 선행연구에서의 개념적 정의를 정리한 것이다. 다수의 문헌에서 건강충격은 ‘변동성’, ‘비예측성’, ‘역량제한’의 개념들로 서술되고 있었다. 이를 종합하여 본 연구에서는 건강충격을 ‘질병과 연관된 불확실성으로 역량제한을 유발하는 사건’으로 개념화하기로 한다.

- 1) Sudden deterioration in a person's health (Riphahn, 1999)
- 2) Large unexpected major illness (Gertler & Gruber, 2002)
- 3) New severe health event (Smith, 2005)
- 4) Illness or health events which is unclear to what extent changes in the ability to perform activities of daily living (Genoni, 2012)
- 5) Unscheduled hospitalization (García-Gómez et al., 2013)

건강충격의 조작화는 연구자에 따라 매우 다양한 방식으로 측정되고 있다. 본 연구에서는 입원일수의 변동성으로 건강충격을 조작화하기로 하였다.¹⁰⁾ 이는 입원일수를 반복측정함으로써 질병의 경과를 관찰할 수 있으며(변동성), 특히 입원일수의 변화량으로 비예측성을 정량화할 수 있기 때문이다(비예측성). 또한 입원일수는 기본적으로 건강사건의 심각성(severity)을 반영하는 지표이다(역량제한). 변동성은 두 시점에서의 일차차분(first difference)로 측정하였다. 결국 입원일수 변동성은 다음의 수식으로 표현할 수 있다. 이때 D_{it} 는 t시점에서 측정된 가구총입원일수를 뜻한다. 본 연구에서 t는 연 단위로 측정하였다. 즉, 전년도와 비교한 금년도 입원일수의 절대 변화량이다.

$$DV_{it} = D_{it} - D_{i,t-1}$$

여기에 역치접근법(threshold approach)를 적용하여 입원일수 변동성을 보다 간단한 지표로 요약하였다(O'Donnell et al., 2008). 역치를 사용하는 이유는 건강충격이 단순한 변동성을 의미할 뿐만 아니라 비예측성과 역량제한을 유발할 만큼 충분히 큰 경우에 한하여 합당하게 정의될 수 있기 때문이다. 이때 z는 연구자가 임의로 설정한 특정 임계값(정수)을 의미한다($1 \leq z \leq 365$). 이는 명백히 판단의 문제로 z가 30

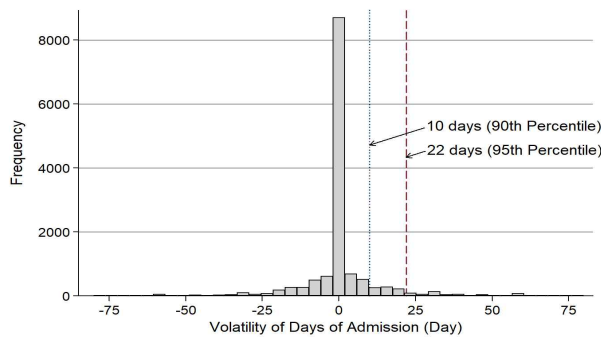
10) 선행연구에서 사용된 건강충격의 측정지표는 다음의 8가지 유형으로 요약된다(Currie & Madrian, 1999). 1) 주관적 건강수준, 2) 근로제한일수, 3) 일상생활 수행능력, 4) 영양지표, 5) 정신질환 평가도구, 6) 기대수명, 7) 질병이환, 8) 의료이용일수. 이중 입원일수는 비교적 많은 패널자료에 이미 측정되고 있으며 연속형 변수로서 지표 조작화에 강점을 갖는다.

일로 설정될 경우, 건강충격(HS_{it})은 전년대비 금년 입원일수가 30일 이상 증가된 사건으로 정의될 수 있다.

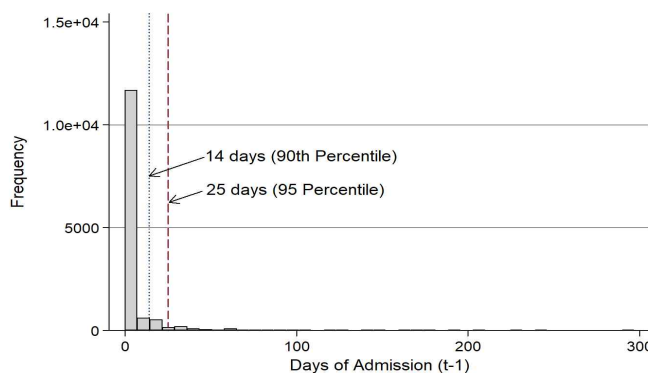
$$HS_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } DV_{it} \geq z \\ 0 & \text{if } DV_{it} < z \end{cases}$$

[그림 2-A]는 한국복지패널 자료를 통해 기준년도(t 시점)의 입원일수 변동성을 실제로 측정한 분포도이다($t=2010, 2011, 2012$). 기술분석 결과 총 13,670 가구 중 입원일수 변동성이 0인 경우가 61.1%였고, 1보다 큰 경우가 20.6%, 1보다 작은 경우가 18.3%가 있었다. 전년대비 입원일수가 10일 이상 증가한 경우는 전체가구의 10%였고, 22일 증가한 경우는 전체가구의 5%를 차지하고 있었다. [그림 2-B]는 $t-1$ 시점의 가구총입원일수를 실제로 측정한 분포도이다($t=2010, 2011, 2012$). 대부분의 가구들이 0의 값을 갖는 비대칭분포임을 알 수 있다. 기술분석 결과 가구총입원일수가 0일인 경우가 75.6%를 차지하였고, 2주미만인 경우가 14.1%, 2주~1달미만인 경우가 7.0%, 1달 이상인 경우가 3.4%를 차지하고 있었다. 인구표본의 가구총입원일수의 중위값은 0일이었다.

[그림 2] 입원일수 변동성과 가구총입원일수의 분포



A. 의료이용 변동성의 분포(한국복지패널 2007-2016)



B. 가구총입원일수의 분포(한국복지패널 2007-2016)

자료: 한국보건사회연구원 · 서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 3-12차년도』 원자료.

이상의 고찰을 바탕으로 본 연구에서 건강충격은 다음과 같이 보다 단순화된 정의를 사용하기로 하였다. 이는 입원일수 변동성에 대한 위 수식에 $z=30$ 으로 설정하고, 전년도 가구총입원일수($DV_{i,t-1}$)를 개별 측정값을 사용하는 대신 인구표본의 중위값(또는 45-55 분위가구의 평균값)을 적용한 것이다($DV_{i,t-1}=0$). 결국 본 연구의 건강충격은 다음의 두 가지 조건을 모두 충족하는 경우로 조작화하였다.

- 1) 질병에 의한 가구입원일수가 30일 이상(t시점)
- 2) 전년도(t-1시점)에는 가구원 중 어느 누구도 질병으로 입원하지 않았음

여기에서 가구입원일수는 특정 년도에 발생된 모든 가구원 입원일수의 총합을 뜻하며, 이때 상병과 요양기관 종별에 대한 제한은 두지 않기로 한다. 결국 본 연구에서 건강충격은 전년도에 가구원 중 누구도 입원하지 않았지만, 금년도에는 한 달 이상의 가구원 입원이 발생한 경우로 정의된다. 이와 같은 조작적 정의를 통해 건강충격을 비교적 쉽게 측정할 수 있다. 이와 같은 건강충격 정의는 향후 의료빈곤화 연구를 활성화시키기 위한 참고할만한 조작적 정의로 활용될 수 있다.

3. 종속변수: 빈곤지위

본 연구의 종속변수는 빈곤지위이다. 본 연구에서 빈곤지위는 건강충격 발생이전 3년 전부터 발생이후 4년까지 비교적 긴 시간 동안 측정하였다. 이는 건강충격 발생 이전에 이미 두 군 간의 빈곤격차가 존재하는지를 살펴보고(선택효과), 이를 통계학적 방법으로 최소화하기 위해서이다. 본 연구에서 빈곤화효과(improvement effect)는 건강충격 발생 1년 이후(즉, t+1 시점 이후)에 관찰되는 두 군 간의 빈곤격차로 정의된다(Jenkins & Riggs, 2004).

본 연구에서 빈곤지위는 다음의 세 가지 방법으로 측정하였다.

- 1) 가처분소득빈곤: 균등화 가처분소득이 상대빈곤선(균등화 중위 가처분소득 50%값) 보다 낮은 경우
- 2) 재량소득빈곤: 균등화 재량소득이 상대빈곤선(균등화 중위 가처분소득 50%값) 보다 낮은 경우
- 3) 절대소비빈곤(소비박탈): 비의료소비지출이 절대빈곤선(최저생계비-최저의료비) 보다 낮은 경우

빈곤을 어떻게 측정해야하는지에 대한 일반적 합의는 충분하지 않다(Duclos, 2002). 따라서 본 연구에서는 가장 먼저 빈곤을 OECD 국가에서 보편적으로 사용되는 상대빈곤으로 측정하였다. 하지만, 본 연구의 주요 목적이 건강충격 전후 가용자원의 이용능력을 비교하는 것이라는 점을 상기하였을 때, 총소득에서 공적비소비지출을 제외시킨 가처분소득만으로 빈곤을 측정하는 것은 충분하지 못하다. 전술한바 의료비는 대표적인 비재량적 필수재로 잘 알려져 있기 때문이다(Arrow, 1963; Meyer & Sullivan, 2010). 본 연구에서는 이와 같은 문제점을 보완하기 위해 가처분소득에서 의료비지출을 추가적으로 제거한 재량소득을 사용하여 빈곤을 측정하기로 하였다. 이는 미국에서 사용되고 있는 보충적 빈곤측정방식(Supplemental Poverty Measure, SPM)과 매우 유사한 것이다. 본 연구에서 재량소득은 다음과 같이 정의된다.

$$\text{재량소득} = \text{가처분소득} - \text{의료비지출} + \text{민간의료보험금}$$

$$\text{의료비지출} = \text{본인부담의료비지출(민간의료보험료 미포함)}$$

$$\text{민간의료보험금} = \text{질병 및 사고보험금(기타 보상금 포함)}$$

마지막으로 본 연구에서는 빈곤을 ‘용인될 수 없는 박탈(Duclos, 2002)’로 개념화하고, 비의료소비지출을 객관적으로 계측된 절대적 최소량과 직접적으로 비교함으로써 측정하였다. 즉, 가구의 실질적 후생은

비의료소비지출을 통해 이루어진다고 가정하고, 이 값이 절대빈곤선(최저생계비-최저의료비) 보다 낮은 경우를 소비박탈로서 빈곤으로 정의하였다.¹¹⁾ 비의료소비지출은 다음과 같이 정의된다.

$$\text{비의료소비지출} = \text{총생계비} - \text{공적비소비지출} - \text{의료비지출}$$

4. 매개변수: 근로역량제한과 의료비과다지출

근로역량은 선행연구를 통해 임금(근로소득), 근로시간, 경제활동참여, 노동시장이탈 등의 변수들로 측정되고 있다(Strauss & Thomas, 1998; Currie & Madrian, 1999). 본 연구에서는 이 중에서도 비경제활동가구(실업 또는 비경제활동인구)로 근로역량제한을 측정하기로 하였다. 비경제활동자는 노동시장 안에서 가장 낮은 지위를 차지하고 있으며, 사실상 임금 또는 근로시간이 0의 값을 갖는 경우를 지칭하기 때문이다. 본 연구에서는 연구대상 가구의 노동시장 지위를 다음과 같이 구분하였고, 이중 비경제활동가구를 첫 번째 매개변수로 정의하였다.

비경제활동가구: 가구원 중 아무도 정규근로 또는 비정규근로 활동에 참여하지 않고 있음

비정규근로 = 비정형 · 시간제 · 한시근로 또는 영세 자영업(4인이하 규모)

정규근로 = 비정규근로가 아닌 모든 나머지 유형의 경제활동

의료비과다지출은 선행연구에서 고액의료비(high cost) 또는 재난적의료비로 측정되고 있다(Choi 등, 2015; 정영일 등, 2013; Xu et al., 2003; Wagstaff & Van Doorslaer, 2003). 본 연구에서는 Wagstaff와 Van Doorslaer(2003)의 제안에 따라 의료비과다지출을 다음과 같이 정의하고 두 번째 매개변수로 사용하기로 한다. 임계값의 설정은 지불능력을 어떻게 정의하는가에 달려있는데, 일반적으로 다수의 문헌에서 의료비 지출전 가구소득을 사용할 경우는 10% 기준점을 사용하고 있다(Ranson, 2002; Wagstaff & Van Doorslaer, 2003; 이태진 등, 2012).

재난적의료비 지출가구 = 의료비지출이 가구총소득의 10%를 초과하는 가구

11) 본 연구의 절대빈곤선은 가구규모별 최저생계비에서 최저의료비를 차감한 값으로 정의하였다. 하지만, 계측방법 등의 차이로 인해, 공식적인 가구규모별 최저의료비는 2013~2015년에 한하여 발표되고 있다(kosis.kr). 그럼에도 불구하고 최저의료비가 최저생계비에서 차지하는 비중은 1999년 4.7%, 2004년 4.4%, 2007년 4.4%, 2010년 4.5%, 2013년 4.2% 등으로 대략 4.4% 내외 수준을 유지하고 있다(김태완 등, 2013). 따라서 본 연구에서는 약간의 오차를 무시하고 최저생계비의 95.6%를 적용하였다. 단 공식적 발표가 이루어지지 않은 2016년은 2015년의 절대빈곤선에 물가상승률(소비자물가지수)을 반영하여 계산하였다.

연도	절대빈곤선						상대 빈곤선
	1인가구	2인가구	3인가구	4인가구	5인가구	+6인가구	
2007	416,740	702,098	930,060	1,152,491	1,343,574	1,538,806	695,971.5
2008	442,673	749,809	981,432	1,210,151	1,422,411	1,636,850	725,425.5
2009	469,248	798,989	1,033,614	1,268,238	1,502,862	1,737,486	737,665
2010	482,153	820,962	1,062,039	1,303,115	1,544,191	1,785,268	784,553
2011	509,149	866,929	1,121,504	1,376,079	1,630,653	1,885,227	832,818
2012	529,006	900,740	1,165,243	1,429,746	1,694,249	1,958,752	885,588.5
2013	546,993	931,365	1,204,861	1,478,357	1,751,853	2,025,349	916,320.5
2014	576,853	982,211	1,270,637	1,559,064	1,847,491	2,135,917	939,470.5
2015	590,121	1,004,802	1,299,862	1,594,923	1,889,983	2,185,043	967,652
2016	595,845	1,014,548	1,312,470	1,610,393	1,908,316	2,206,238	980,265.5

5. 분석방법: 성향점수 매칭방법과 인과적 매개분석

본 연구의 분석에서 가장 중요하게 고려해야 할 방법론적 이슈는 1) 선택적 편의를 어떻게 통제할 것인가와 2) 인과적 경로분석을 어떻게 수행할 것인가에 대한 것이다. 우선 본 연구에서 건강충격은 무작위 할당을 통해 구분된 것이 아니므로 ‘빈곤→건강충격’의 기전에 의한 선택적 편의가 발생할 수 있다. 성향점수 매칭방법의 핵심적 아이디어는 건강충격 발생확률이 동일한 대상자들만으로 1:1 매칭을 실시한다는 것이다. 이 경우 두 군 간에 건강충격의 실제 발생여부는 다르나, 조건적 발생확률은 같으므로, 두 군 간에 조건변수의 분포는 동일하게 된다(Guo & Fraser, 2010). 따라서, 선택적 편의와 연관된 조건변수들을 모두 관측하여 성향점수 매칭을 실시한다면, 이론적으로는 두 군 간에 선택적 편의를 유발하는 공변량의 분포를 동일하게 만들 수 있다. 즉, 건강충격의 빈곤화효과를 인과적으로 추정할 수 있게 된다.

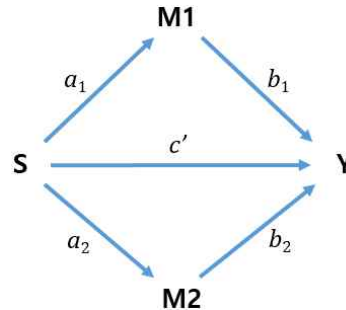
성향점수 추정을 위한 조건변수 목록에는 1) 건강충격 발생예측요인, 2) 빈곤화 영향요인, 3) 인구학적 특성요인이 모두 포함되도록 하였다. 우선 건강충격 발생예측요인으로 t-3년도에 측정된 가구입원일수, 주관적건강수준, 만성질환가구원 수, 장애가구원 수, 흡연가구원 수, 위험음주가구원 수, 의료이용포기를 조건변수 목록에 포함하였다. 이들은 독립변수(t시점의 건강충격)에 영향을 받지 않는 과거 시점의 건강상태를 대표한다. 다음으로 t-3 및 t-2년도에 측정된 가처분소득빈곤, 재량소득빈곤, 절대소비빈곤(시차종속변수)과 t-3 및 t-2년도에 측정된 근로소득, 이전소득, 의료보험금, 금융자산, 금융부채를 조건변수 목록에 포함하였다. 이들은 이전 시점의 빈곤상태 또는 경제적 자원의 보유 수준을 대표하며 선택적 편의를 통제하기 위한 것이다. 마지막으로 t시점에 측정된 인구학적 특성요인들(가구원 수, 가구주 연령, 가구주 연령², 20세 미만 가구원, 65세 이상 가구원, 가구주 성별, 가구주 교육수준, 가구주 결혼상태, 거주지역, 의료보장형태)을 포함하였다. 본 연구의 조건변수 목록은 〈부록: 표 1〉를 참고하도록 한다.

성향점수의 추정은 다중로짓 모형을 사용하였다. 본 연구표본은 세 가지 기준년도(t=2010, 2011, 2012) 표본에서 비롯된 합동표본이므로, 성향점수 추정 또한 세 가지 하위표본(n=4813, n=4553, n=4304)에서 각각 실시되었다. 즉, 건강충격(t=2010, 2011, 2012)의 조건적 발생확률을 추정하기 위하여 세 가지 하위표본에서 로짓모형을 구성하고 〈부록: 표 1〉의 36개 조건변수를 각각 투입하였다. 본 연구에서는 켈리퍼 이내 근거리 이웃매칭방법(nearest neighborhood matching method within caliper)을 사용하여 1:1로 매칭하였고 대체는 허용하지 않았다(1 to 1 matching without replacement). 켈리퍼의 크기는 Guo와 Fraser(2010)의 제안에 따라 성향점수 표준편차의 1/4값을 사용하였다. 최종적으로 매칭된 두 군 내 조건변수가 균형 있게 분포되었는지를 확인하기 위하여 독립 t검정, Kruskal-Wallis 검정, 카이제곱 검정을 사용하였다. 모든 분석은 STATA 11.0을 사용하였고, 켈리퍼 이내 근거리 이웃매칭은 *psmatch2* 사용자 프로그램을 사용하였다(Guo & Fraser, 2010).

의료빈곤화 기전에 대한 분석은 Coffman(2011)의 제안에 따라 인과적 매개분석(Classic+Propensity Model)을 사용하였다. 이는 Baron과 Kenny(1986)의 전통적 매개분석 모형을 확장한 것이다. 전통적 매개분석 모형의 가장 큰 한계점은 매개변수(M)와 종속변수(Y) 사이에 조건적 독립성 가정이 충족되지 않으므로 인과적 추론이 불가능하다는 것에 있다. 이에 Coffman(2011)의 대안은 M→Y 경로추정 과정에 성향점수방법을 사용하는 것이다. 즉, 최대한 많은 조건변수를 사용하여 M의 조건적 발생확률(성향점수)을 추정하고, 이를 추가적인 공변량으로 활용하여 독립변수(S)→매개변수(M)→종속변수(Y)의 비편의적 경로효과를 추정하는 것이다. Coffman(2011)은 이 방법으로 M→Y 경로추정에 선택적 편의가 비교적 성공적으로 통제될 수 있음을 모의실험연구로 보여준 바 있다. 이 방법은 전통적 매개분석모형의 구조를 그대로 차용하고 있

으므로 이해가 쉽고, 다중공선성 등의 문제에 구애받지 않고 매우 많은 교란변수를 투입할 수 있다는 장점이 있다.

[그림 3] 성향점수 인과적 매개분석 모형



S→M estimation

$$(1) M1_{i,t+1} = \alpha_{m1} + a_1 S_{it} + \varepsilon_{m1it}$$

$$M2_{i,t+1} = \alpha_{m2} + a_2 S_{it} + \varepsilon_{m2it}$$

$$(2) S_{it} = \gamma_s Z_{it} + u_{sit} [p_{it} = \Pr(S_{it} = 1|Z_{it})]$$

M→Y estimation

$$(3) Y_{i,t+k} = \alpha_y + b_1 M1_{i,t+1} + b_2 M2_{i,t+1} + c' S_{it} + \beta_{y1} p'_{i,t+1} + \beta_{y2} p''_{i,t+1} + \varepsilon_{yi,t+1}$$

$$(4) M1_{i,t+1} = \gamma_{m1} Z'_{i,t+1} + u_{m1i,t+1} [p'_{i,t+1} = \Pr(M1_{i,t+1} = 1|Z'_{i,t+1})]$$

$$M2_{i,t+1} = \gamma_{m2} Z''_{i,t+1} + u_{m2i,t+1} [p''_{i,t+1} = \Pr(M2_{i,t+1} = 1|Z''_{i,t+1})]$$

주: 건강충격(S), 빈곤지위(Y), 근로역량제한(M1), 의료비과다지출(M2), 조건변수(Z), 성향점수(p). 이 모형에서 총효과(c)는 다음과 같이 분해된다. $c = a_1 b_1 + a_2 b_2 + c'$. 즉, 종속변수에 대한 독립변수의 효과는 매개변수를 통한 간접효과($a_1 b_1 + a_2 b_2$)와 직접효과(c')로 구성된다. 여기서 a_1, a_2, b_1, b_2, c' 은 아래에 있는 구조방정식을 통해 추정할 수 있다.

[그림 3]은 Coffman(2011)의 방법을 본 연구에 적용한 인과적 경로분석모형이다. 우선 S→M 경로추정은 앞서 설명한 성향점수 매칭표본에서 건강충격의 빈곤화효과를 분석한 과정과 거의 비슷하다. 다만, 종속변수로서 빈곤지위(Y)가 매개변수인 근로역량제한(M1)과 의료비과다지출(M2) 변수로 각각 대체되었을 뿐이다. 다음으로 M→Y 경로추정은 종속변수(빈곤지위)에 대한 독립변수(건강충격)와 매개변수(근로역량제한, 의료비과다지출)의 효과 평가를 위한 OLS 회귀분석을 통해 수행할 수 있다 [그림 3, (3)식].¹²⁾ 단 비편의적 추정량 b_1 과 b_2 를 얻기 위해서는 선택적 편의를 통제하기 위한 추가변수를 투입해야 한다. 본 연구에서는 Coffman(2011)의 제안에 따라 근로역량제한(M1)과 의료비과다지출(M2)의 조건적 발생확률을 추정하기 위한 새로운 구조방정식을 만들고 [그림 3, (4)식], 여기에서 추정된 새로운 성향점수(p'_i, p''_i)를 추가적인 공변량으로 투입하였다. 본 연구에서 매개변수(M1, M2)의 발생확률을 추정하기 위한 조건변수 목록은 <부록: 표 2> 및 <부록: 표 3>에 수록되어 있다. 이들 변수의 선정은 M1→Y 및 M2→Y 경로추정에서 선택적 편의를 통제하기 목적을 가지고 있으므로, 각각의 매개변수(M1, M2)에 대한 시차변수들이 주요하게 포함되었다.

이상의 방법으로 추정된 a_1, a_2, b_1, b_2 를 바탕으로 건강충격의 근로역량제한과 의료비과다지출 경로효과

12) 본 연구의 종속변수는 이항변수이지만 선형확률모형(linear probability model)을 적용하여 OLS 회귀분석을 실시하였다. 이는 매개분석을 로짓모형과 같은 최대우도추정법(maximum likelihood estimation)을 사용할 경우 총효과에 대한 분해가 정확하지 않은 것으로 잘 알려져 있기 때문이다(MacKinnon et al., 2007).

는 각각 다음과 같이 계산된다.

총 빈곤화효과: c

근로역량제한 경로효과: a_1b_1

의료비과다지출 경로효과: a_2b_2

건강충격의 직접효과: c'

매개변수 선택효과: $c - a_1b_1 - a_2b_2 - c'$

경로별 기여율(%): $(a_1b_1/c) \times 100 + (a_2b_2/c) \times 100 + (c'/c) \times 100$

$+ (c - a_1b_1 - a_2b_2 - c'/c) \times 100 = 100$

이와 같은 방법을 통해 건강충격의 근로역량제한 및 의료비과다지출 경로효과가 전체 빈곤화효과에서 차지하는 비율을 분해할 수 있다.

제4절 연구결과

1. 연구대상자의 일반적 특성

연구표본의 총가구 수는 13,670이며, 이중 2010년부터 2012년까지 건강충격을 경험한 대상자는 398가구 (2.9%)였다. 건강충격을 의료빈곤의 새로운 지표로 이해하였을 때, 이는 재난적의료비(지불능력 40% 이상 의료비지출 가구, 2.9%), 빈곤화의료비(의료비지출 후 상대빈곤진입가구, 2.4%), 의료부채(의료문제로 빚 또는 고정자산 처분, 2.9%) 등과 유사한 규모로 이해된다(김우림·박은철, 2016; 이현주·주영선, 2013; 윤희숙, 2013).

성향점수 매칭방법을 사용하여 건강충격군과 비건강충격군을 1:1로 매칭하고, 두 군의 일반적인 가구특성을 비교한 결과는 〈표 2〉에 기술되어 있다. 자세한 성향점수 추정과정은 〈부록: 표 4〉와 〈부록: 그림 1〉을 참고하도록 한다. 매칭결과, 전체표본에서와 달리, 두 군 간에 관측된 일반적 특성의 유의한 차이가 대부분 소실되었다(p .187-.832). 다만 t시점의 건강관련 변수에서의 유의한 차이만이 유지되었다($p \leq .001$). 이는 본 연구의 매칭표본이 충분히 높은 비교가능성을 갖고 있음을 의미한다.

2. 건강충격이 빈곤화에 미치는 영향

건강충격이 빈곤화에 미치는 영향에 대한 분석결과는 [그림 4]에 요약되어 있다. 먼저 첫 번째 그래프는 가구입원일수 변화의 시간적 흐름을 보여준다. 이에 따르면 t-3년도부터 t-2년도까지 건강충격군과 비건강충격군 간에 가구입원일수의 차이는 관찰되지 않았으나(p .106-.220), t-1년도부터 t+2년도까지 유의한 차이가 발생하였고($p \leq .002$), t+3년도 이후 다시 두 군 간의 차이가 소실되었다(p .069-.138). t-1시점에서는 건강충격군의 입원일수가 비건강충격군 보다 낮았으나, t시점부터 역전되어 이후 3년 동안 건강충격군의 입원일수가 높아졌다. 이는 본 연구의 성향점수 매칭표본이 과거에는 건강하였지만 현재 ‘갑작스러운 건강악화’를 경험한 건강충격가구의 특성을 잘 반영하고 있음을 뜻한다.

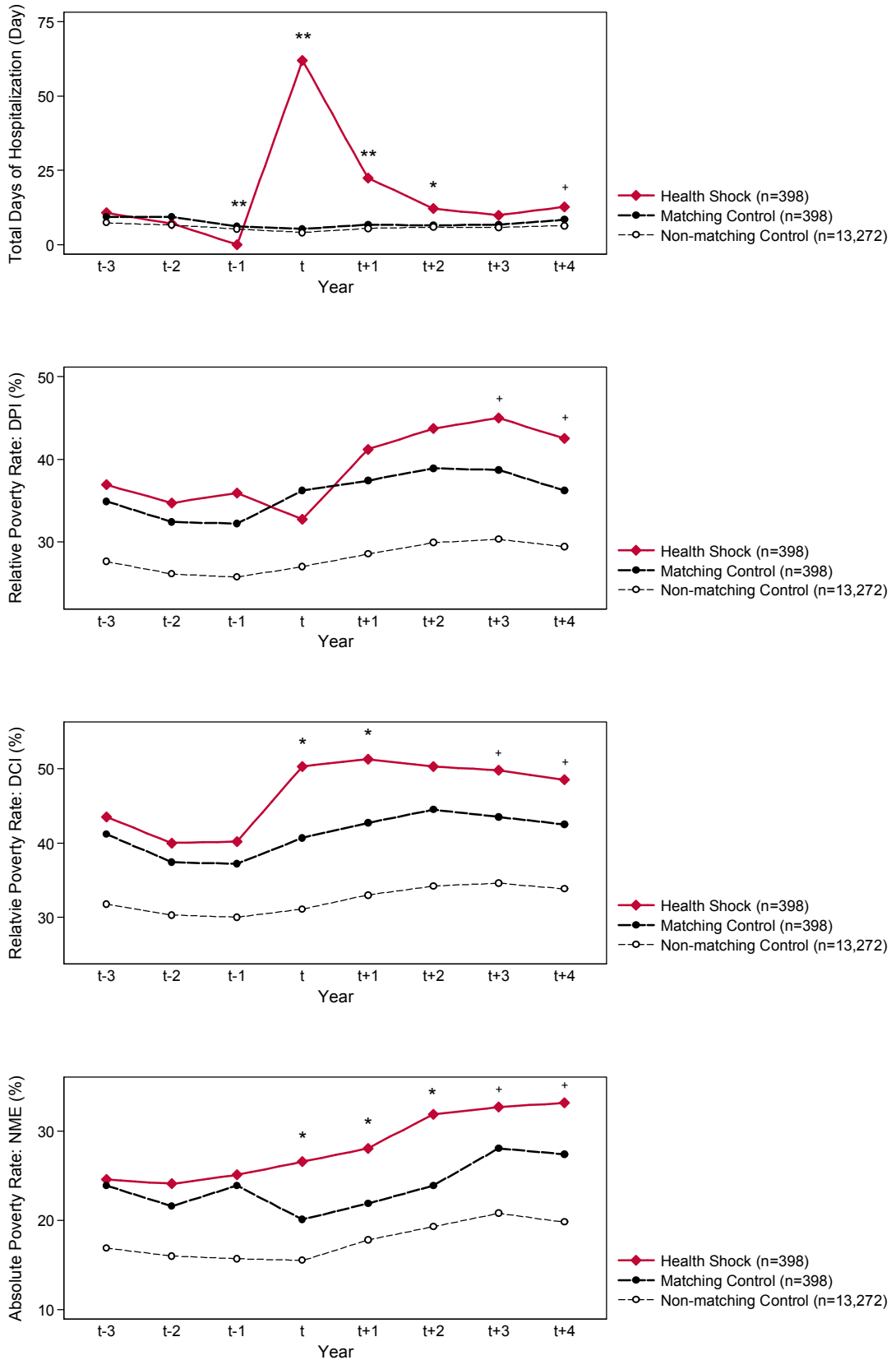
〈표 2〉 성향점수 매칭 전후 건강충격에 따른 군별 일반적 가구특성

	전체표본			성향점수 매칭표본		
	건강충격군 (n=398)	비건강충격군 (n=13,272)	P	건강충격군 (n=398)	비건강충격군 (n=398)	P
건강충격 발생시점						
2010년	32.2	35.3	.196	32.2	32.2	1.000
2011년	38.4	33.2	.027	38.4	38.4	1.000
2012년	29.4	31.6	.363	29.4	29.4	1.000
가구 특성(t시점)						
가구원 수	2.3±1.2	2.6±1.3	<.001	2.3±1.2	2.4±1.2	.769
연령별 세대특성						
20세미만 가구원 있음	18.1	33.3	<.001	18.1	20.1	.471
65세이상 가구원 있음	67.6	48.4	<.001	67.6	65.6	.548
거주지역						
도시	65.1	74.6	<.001	65.1	65.8	.823
의료보장 형태						
의료급여	12.1	8.4	.010	12.1	12.8	.747
건강보험미납	12.3	8.6	.010	12.3	13.3	.671
가구주 특성(t시점)						
연령	65.0±13.0	58.6±15.0	<.001	65.0±13.0	63.9±13.2	.219
연령 ²	4397±1615	3657±1735	<.001	4397±1615	4255±1612	.215
여성	31.4	27.4	.079	31.4	35.2	.259
교육수준						
고졸미만	69.1	49.1	<.001	69.1	66.1	.363
고졸	23.4	27.4	.076	23.4	25.9	.441
대재이상	7.5	23.6	<.001	7.5	8.0	.791
결혼상태						
유배우자	62.1	65.2	.202	62.1	57.3	.170
이혼·별거·사별	35.2	30.4	.043	35.2	39.7	.187
미혼	2.8	4.4	.114	2.8	3.0	.832
건강특성(t시점)						
입원일수	62.0±44.3	4.1±17.0	<.001	62.0±44.3	5.3±20.8	<.001
주관적 건강점수	2.8±0.9	3.4±0.9	<.001	2.8±0.9	3.2±0.9	<.001
만성질환가구원 수	1.4±0.8	1.0±0.8	<.001	1.4±0.8	1.2±0.8	.001
장애가구원 수	0.4±0.6	0.2±0.5	<.001	0.4±0.6	0.3±0.5	.091
흡연가구원 있음	32.9	36.9	.107	32.9	36.9	.234
위험음주가구원 있음	8.5	11.2	.095	8.5	9.1	.802
의료이용포기	2.3	1.5	.194	2.3	1.8	.613
민간의료보험 1인당 가입건수	0.55±0.83	0.80±0.97	<.001	0.55±0.83	0.61±0.86	.365
민간의료보험료(연간, 만원)	103±179	158±238	<.001	103±178	114±191	.499
과거 건강특성(t-3시점)						
입원일수	10.7±30.2	7.3±28.8	<.001	10.7±30.2	9.3±31.1	.220
주관적 건강점수	3.1±0.9	3.4±0.9	<.001	3.1±0.9	3.1±1.0	.544
만성질환가구원 수	1.2±0.8	1.0±0.9	<.001	1.2±0.8	1.2±0.9	.111
장애가구원 수	0.3±0.6	0.2±0.5	.011	0.3±0.6	0.3±0.5	.734
흡연가구원 있음	41.7	40.5	.628	41.7	43.2	.667
위험음주가구원 있음	17.6	15.7	.317	17.6	17.1	.851
의료이용포기	3.0	2.3	.326	3.0	4.5	.264
민간의료보험 1인당 가입건수	0.48±0.76	0.70±0.67	<.001	0.48±0.76	0.50±0.73	.528
민간의료보험료(연간, 만원)	90±180	122±199	<.001	90±181	101±214	.343

주: % 또는 평균±표준편차. p값은 χ^2 검정, 독립t검정 또는 Kruskal-Wallis 검정으로 산출함.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 3-12차년도』 원자료.

[그림 4] 건강충격 전후 입원일수 및 빈곤지위의 변화추이



주: 가처분소득빈곤(DPI), 재량소득빈곤(DCI), 절대소비빈곤(NME). 건강충격군과 비건강충격군(매칭대조군)의 차이를 카이제곱 또는 Kruskal-Wallis 방법으로 검정함(+p <.010, *p <.050, **p <.001). 가구입원일수는 평균값으로 단위는 일(연간).
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 3~12차년도』 원자료.

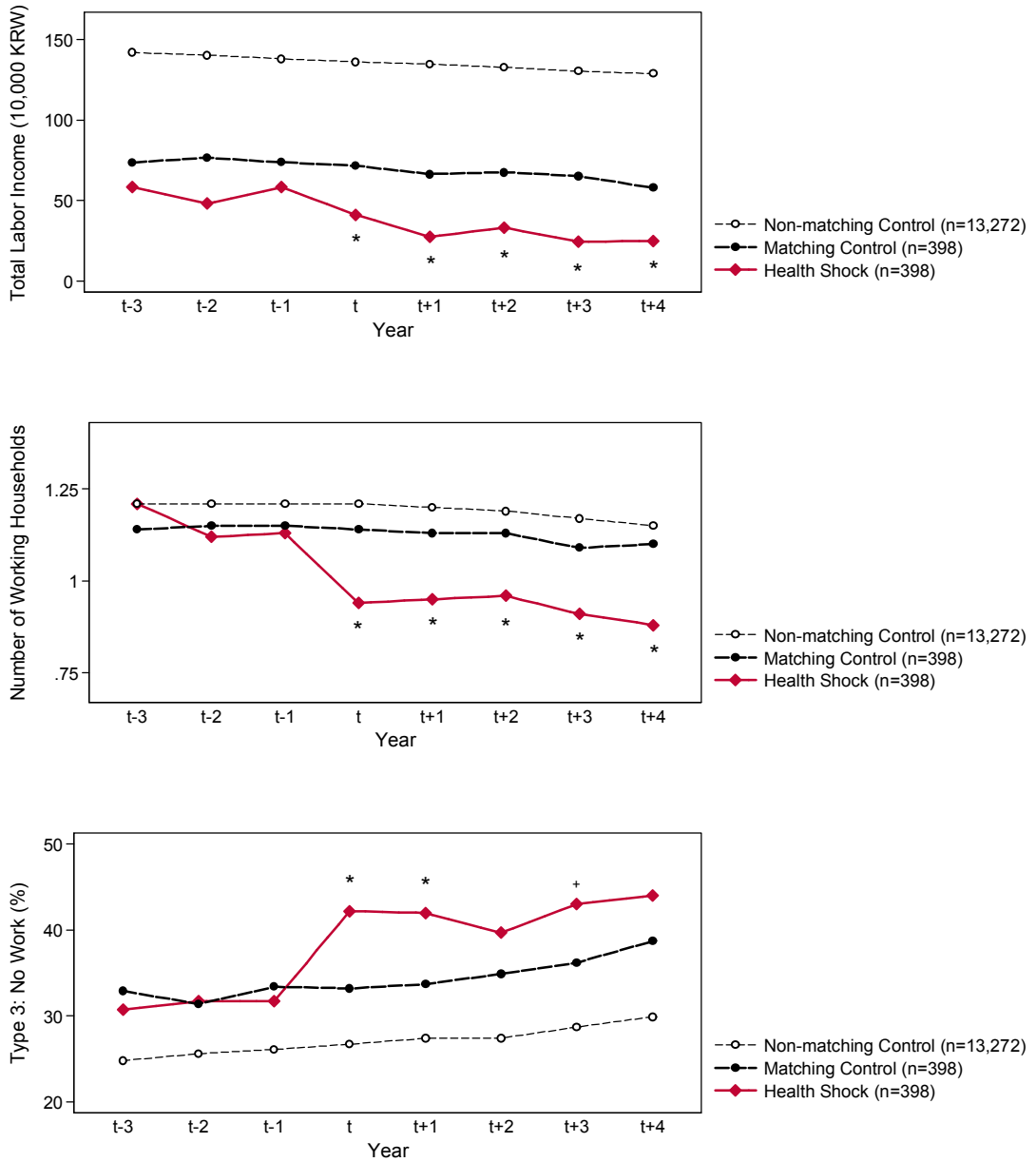
두 번째 그래프는 가처분소득으로 측정된 빈곤지위의 변화추이를 보여주고 있다. 여기서 붉은색 실선(◆), 검정색 점선(●) 및 흰색 가는점선(○)은 각각 건강충격군($n=398$), 비건강충격군 매칭표본($n=398$), 비건강충격군 전체표본($n=13,272$)의 가처분소득 빈곤율을 뜻한다. 따라서 붉은색 실선(◆)과 검정색 점선(●)의 빈곤율 격차는 건강충격의 빈곤화효과를 뜻하며, 붉은색 실선(◆)과 흰색 가는점선(○)의 빈곤율 격차는 건강충격(t 시점) 이전부터 이미 존재한 선택효과를 의미한다. 분석결과 건강충격군의 빈곤율은 비건강충격군(매칭표본)과 비교하여 $t+1$ 년도 이후 약 3.8~6.3%p 상승하였다. 특히 $t+3$ 년도 이후 빈곤율 격차가 심화되어 유의도 10% 수준에서의 차이가 발생하였다. 한편 건강충격군의 빈곤율은 비건강충격군(전체표본)과 비교하여 $t-3$ 년도부터 $t-1$ 년도까지 이미 8.6~10.2%p 높았음이 확인되었다. 이는 건강충격 이후 현상학적으로 관측되는 빈곤율 격차(12.7~14.7%p)의 60~80%가 사실 ‘빈곤→건강’ 기전에 의한 선택효과였음을 알려주는 결과이다.

세 번째 그래프는 재량소득으로 측정된 빈곤지위의 변화추이를 보여주고 있다. 이에 따르면 $t+1$ 년도 이후 건강충격군의 빈곤율이 비건강충격군(매칭표본) 보다 약 5.8~8.6%p 상승하였다. 재량소득 빈곤율의 경우, $t+1$ 년도 시점에서 가장 큰 빈곤율 격차가 관찰되었으며(8.6%p, $p .016$), $t+2$ 년도 이후에도 그 차이가 비슷한 수준으로 유지되었다. 재량소득빈곤화가 가처분소득빈곤화 보다 크게 측정되는 이유는 본 연구에서 재량소득은 가처분소득에서 의료비를 차감한 값으로 정의되었기 때문이다. 마지막으로 네 번째 그래프는 절대소비빈곤으로 측정된 빈곤지위의 변화추이를 보여주고 있다. 앞선 분석과 비슷하게, $t+1$ 년도 이후 건강충격군의 빈곤율이 비건강충격군(매칭표본) 보다 약 4.6~8.0%p 높아졌다. 특히 $t+1$ 년도와 $t+2$ 년도 시점에서 가장 큰 차이가 관찰되었으며($p \leq .041$), 이후 $t+4$ 년도까지 빈곤율 격차가 비슷한 수준으로 유지되고 있음이 확인되었다.

이와 같은 결과는 갑작스러운 건강악화가 빈곤화를 유발한다는 가설이 우리나라 자료에서 실증적으로 확인되었음을 뜻한다. 이는 선택적 편의와 관련된 다양한 요인들을 엄격하게 통제한 이후 얻어진 결과이므로 ‘건강→빈곤’의 인과성을 설명하기에 충분하다. 본 연구결과에 따르면 t 시점에 발생한 건강충격은 최소한 $t+2$ 년도 시점까지 빈곤을 초래하며, 빈곤을 상대적 또는 절대적 기준으로 측정된 모든 경우에 대해서도 비교적 일관성 있게 나타났다.

[그림 5]는 건강충격이 근로역량제한과 관련된 변수들(근로소득, 근로가구원수, 비경제활동가구)에 미치는 영향을 정리한 결과이다. 먼저 가구근로소득에 대해서는 $t-3$ 년도부터 $t-1$ 년도까지 건강충격군과 비건강충격군(매칭표본) 간에 유의한 차이는 관찰되지 않았으나($p .277-.507$), t 년도부터 건강충격군의 근로소득이 유의하게 낮아져서 $t+4$ 년도까지 지속되는 것으로 나타났다($p \leq .018$). 건강충격군과 비건강충격군 간의 근로소득 격차는 t 시점 이후 약 27~43만원(월 평균) 정도였다. 근로역량에 관한 다른 변수들을 통해서도 대체로 비슷한 결과가 나타났다. 근로가구원수는 $t-3$ 년도부터 $t-1$ 년도까지 두 군 모두에서 평균 1.1~1.2명(표준편차 1.0명) 정도로 유사하였으나($p .402-.950$), t 년도 이후 건강충격군에서 유의하게 낮아져서 $t+4$ 년도까지 지속되었다($p \leq .022$). 비경제활동가구 비율 또한 비건강충격군(매칭표본)과 비교하여 $t-1$ 년도 31.7%에서 $t+4$ 년도 44.0%까지 지속적으로 증가하고 있음이 확인되었다. 두 군 간의 격차는 t 와 $t+1$ 년도 시점에서 9%p 정도로 통계학적으로 유의한 차이가 관찰되었다($p \leq .016$).

[그림 5] 건강충격 전후 근로역량제한 관련 변수의 변화추이

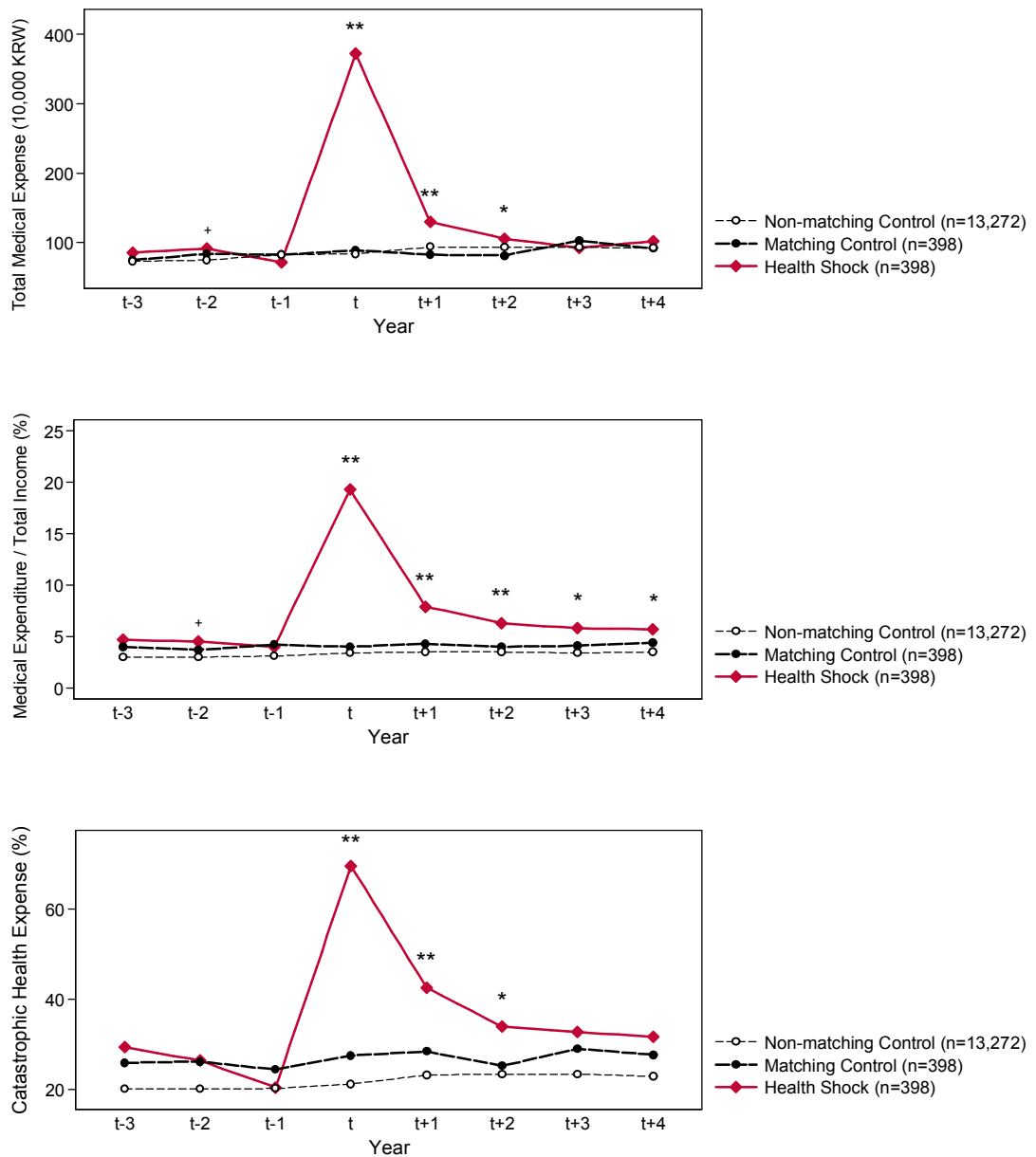


주: 건강충격군과 비건강충격군(매칭대조군)의 차이를 카이제곱 방법으로 검정함($tp < .010$, $*p < .050$).
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 3~12차년도』 원자료.

건강충격이 의료비과다지출과 관련된 변수들(의료비, 가구소득대비 의료비, 재난적의료비지출가구)에 미치는 영향을 정리한 결과는 [그림 6]에 요약되어 있다. 먼저 의료비지출의 변화를 살펴보면, 의료비는 t-3년도부터 t-2년도까지 군 간에 차이가 없었으나($p .089-.268$), t년도부터 t+2년도까지 건강충격군에서 유의하게 높아졌고(연평균 의료비지출 격차 46~372만원, $p \leq .003$), t+3년도 이후 군 간의 차이가 다시 소실되었다($p .304-.496$). 이상의 결과는 의료비과다지출에 관한 다른 변수들을 통해서도 대체로 비슷한 양상으로 나타났다. 의료비지출을 가구총소득에 대한 상대적 비율(즉, 의료비부담)로 살펴보았을 때, 가구총소득 대비 의료비지출의 비율은 t년도 이전 두 군 모두에서 평균 7.2~9.9% (표준편차 9.6~14.7%) 수준을 유지하였으나($p .082-.482$), t년도 이후 건강충격군에서 28.5%(표준편차 33.2%)까지 증가하였고 t+4년도까지 유의

한 군 간 차이가 지속되었다($p \leq .029$). 마지막으로 재난적의료비를 가구총소득 대비 의료비지출이 10%를 초과하는 가구로 정의하였을 때, 재난적의료비지출가구는 t-3년도부터 t-2년도까지 20.4~29.4% 정도로 군 간에 차이가 없었으나($p .173-.953$), t년도부터 t+2년도까지 건강충격군에서 최대 69.6%까지 유의하게 높아졌고($p \leq .007$), t+3년도 이후 27.7~32.7% 정도로 군 간 차이가 다시 소실되었다($p .223-.259$).

[그림 6] 건강충격 전후 의료비과다지출 관련 변수의 변화추이



주: 건강충격군과 비건강충격군(매칭대조군)의 차이를 카이제곱 또는 Kruskal-Wallis 방법으로 검정함(+ $p < .010$, * $p < .050$, ** $p < .001$). 의료비지출과 의료비/가구총소득은 중위값으로 단위는 각각 만원(연, 실질금액)과 %임.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 3~12차년도』 원자료.

지금까지의 분석결과는 두 가지 측면에서 고찰될 수 있다. 첫째, 건강충격에 의한 근로역량 제한은 약 2~3년 정도의 시차를 갖고 발생하며(delayed effect) 시간이 지나도 회복되지 않는 만성빈곤(chronic poverty)을 초래할 위험이 높다는 것이다. 이는 근로역량제한 경로가 단순한 근로소득 저하가 아니라 완전한 노동시장 이탈(labor market exit)과 연관되어 있음을 시사한다. 선행연구를 통해 중증질환이 발생한 가구에서 구체적인 노동시장 이탈 현상은 약 2~3년이 경과한 시점에 이루어진다는 근거는 충분하게 존재한다(Riphahn, 1999; Smith, 2005; Foverskov & Holm, 2016). 이러한 측면을 고려하였을 때, 건강충격의 빈곤화효과는 최소 3년 이상 비교적 긴 시간 동안 관찰되어야 할 것이다. 둘째, 건강충격에 따른 의료비과다지출은 보다 즉각적으로 나타나며(immediate effect) 시간의 경과에 따라 회복되는 일시빈곤(transient poverty)의 양상을 보일 가능성이 높다. 그럼에도 불구하고, 건강충격에 의한 직접적인 경제적 부담(의료비과다지출)은 중증질환이 발생한 이후 2년 정도 이후까지 지속되는 것으로 확인된다.

3. 건강충격에 의한 빈곤화 경로분석

다음으로 두 번째 연구질문에 대한 분석을 위해 인과적 매개분석을 실시하였다. 전술한 대로 경로분석을 수행하기 위해서는 1) 건강충격이 근로역량 및 의료비과다지출에 미치는 영향(S→M estimation)과 2) 근로역량 및 의료비과다지출이 빈곤화에 미치는 영향(M→Y estimation)을 각각 분석한 뒤, 관련된 모수($a_1, a_2, b_1, b_2, c, c'$)를 활용하여 종합적 추론을 실시해야 한다. 여기에서 독립변수(S)는 건강충격(t), 매개변수1(M_1)는 비경제활동가구(t+1), 매개변수2(M_2)는 재난적의료비지출가구(t+1), 종속변수(Y)는 절대소비빈곤(t+2)을 뜻한다.

<표 3> 건강충격이 근로역량제한과 의료비과다지출에 미치는 영향(S→M estimation, n=796)

	근로역량제한(t+1)		의료비과다지출(t+1)	
	β (SE)	p	β (SE)	p
건강충격(t)	0.083 (0.034)	.016	0.142 (0.034)	<.001

주: β (회귀계수), SE(표준오차). 근로역량제한과 의료비과다지출은 각각 비경제활동가구와 재난적의료비지출가구로 조작화함. p값은 OLS 회귀분석을 통해 산출함.
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 3~12차년도』 원자료.

<표 4> 절대소비빈곤(t+2)에 대한 매개요인의 영향분석(M→Y estimation, n=796)

	무조정 모형		전통적 매개분석모형						성향점수 인과적 매개분석모형					
	모형1		모형2		모형3		모형4		모형5		모형6		모형7	
	β (SE)	p	β (SE)	p	β (SE)	p	β (SE)	p	β (SE)	p	β (SE)	p	β (SE)	p
건강충격(t)	0.080 (.032)	.011	0.057 (.031)	.062	0.061 (.032)	.057	0.046 (.030)	.128	0.073 (.030)	.014	0.071 (.030)	.017	0.067 (.029)	.023
근로역량 제한(t+1)			0.289 (.032)	<.001			0.270 (.032)	<.001	0.099 (.047)	.034			0.095 (.045)	.038
의료비과다 지출(t+1)					0.146 (.033)	<.001	0.085 (.033)	.009			0.006 (.034)	.852	0.002 (.033)	.958
성향점수1									0.335 (.062)	<.001			0.168 (.064)	.009
성향점수2											0.940 (.087)	<.001	0.688 (.096)	<.001

주: β (회귀계수), SE(표준오차). 성향점수1은 근로역량제한(t+1)의 조건적 발생확률로 <부록:표5>의 조건변수를 투입한 로짓모형으로 산출함. 성향점수2는 의료비과다지출(t+1)의 조건적 발생확률로 로짓모형에 <부록:표6>의 조건변수를 투입한 로짓모형으로 산출함. p값은 OLS 회귀분석(linear probability model)으로 산출함.
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 3~12차년도』 원자료.

〈표 3〉은 건강충격이 근로역량제한과 의료비과다지출에 미치는 영향을 OLS 선형회귀모형을 통해 분석한 결과이다(S→M estimation). 분석결과 건강충격은 1년 뒤 근로역량제한(β 0.083, SE 0.034, p .016) 및 의료비과다지출(β 0.142, SE 0.034, p <.001)의 발생확률을 각각 8.3%와 14.2% 가량 높이는 것으로 확인되었다. 즉, S→M₁과 S→M₂은 인과적 관계를 갖는다고 추론할 수 있다.

〈표 4〉는 건강충격뿐만 아니라 근로역량제한 및 의료비과다지출을 동시에 고려하였을 때, t+2시점의 절대소비빈곤화가 어떻게 설명되는지를 분석한 결과이다(M→Y estimation). 투입하는 설명변수에 따라 총 7가지 OLS 선형회귀모형을 구성하였다. 먼저 건강충격 이외에 아무런 설명변수를 투입하지 않은 모형1을 살펴보면, 건강충격은 1년 뒤 절대소비빈곤 위험을 8.0% 가량 유의하게 증가시킨다(S→Y estimation: β 0.080, SE 0.032, p .011). 모형2는 모형1에 근로역량제한 변수를 추가로 투입한 것이다. 이 과정에서 근로역량제한이 절대소비빈곤화에 대한 영향력은 유의한 것으로 확인되었으나(β 0.289, SE 0.032, p <.001), 모형1에서 관찰되었던 건강충격과 절대소비빈곤화의 연관성이 0.080에서 0.057로 절반 가량 감소하였고, 그 결과 S→Y 경로의 통계학적 유의성이 상실되었다(β 0.057, SE 0.031, p .062). 모형3은 같은 방식으로 모형1에 의료비과다지출 변수를 투입한 것이다. 이 과정에서도 의료비과다지출이 절대소비빈곤화에 대한 영향력은 유의한 것으로 확인되었으나(β 0.146, SE 0.033, p <.001), 건강충격과 재량소득빈곤과의 연관성은 0.80에서 0.061로 감소하였고, 그 결과 S→Y 경로의 통계학적 유의성이 상실되었다(β 0.061, SE 0.032, p .057). 모형4는 모형1에 근로역량제한과 의료비과다지출 변수를 모두 투입한 것이다. 마찬가지로, 이 과정에서 S→Y 경로의 통계학적 유의성은 소실되었다(β 0.046, SE 0.030, p .128). 이상의 결과는 근로역량제한(t+1)과 의료비과다지출(t+1)이 건강충격(t)과 절대소비빈곤(t+2) 사이에서 완전매개변수로 작동하고 있음을 뜻한다.

〈표 4〉의 우측 열은 여기에 매개변수들에 대한 성향점수를 추가적인 공변량으로 투입하여 인과적 매개분석을 실시한 결과이다. 여기에서 사용된 성향점수에 대한 자세한 추정과정은 〈부록: 표 5〉와 〈부록: 그림 2〉를 참고하도록 한다. 분석결과 매개변수의 성향점수들을 투입한 이후 의료빈곤화에 대한 매개효과는 전통적 매개분석에서의 결과와 조금 다르게 나타났다. 모형7을 살펴보면 건강충격이 절대소비빈곤화에 미치는 영향(S→Y 경로)은 0.080에서 0.067으로 약간 낮아졌지만, 통계학적 유의성은 여전히 유지되었다(β 0.067, SE 0.029, p .023). 즉, 모형7에서 매개변수들은 절대소비빈곤화의 불완전 매개변수로 작용하고 있다. 한편 근로역량제한은 선택적 편의요인을 통제한 이후에도 절대소비빈곤화를 설명하는 유의한 매개변수로 확인되었다(β 0.095, SE 0.045, p .038). 반면 의료비과다지출은 선택적 편의요인을 통제한 이후에 절대소비빈곤화를 거의 설명하지 못하였다(β 0.002, SE 0.033, p .958). 즉, 전통적 매개분석모형에서 유의하게 나타난 의료비과다지출의 매개효과는 대부분 선택효과였던 것으로 해석된다(성향점수2 β 0.688, SE 0.096, p <.001).

〈그림 7〉은 건강충격이 2년 후 절대소비빈곤화에 미치는 영향을 경로별로 분해한 결과이다. 분석결과, 건강충격은 주로 근로역량제한을 통해 의료빈곤화를 초래하며 9.9% [=100×(0.083×0.095)/0.080]의 기여분율을 갖는 것으로 나타났다. 의료비과다지출경로는 단지 0.3% [=100×(0.142×0.002)/0.080]의 기여분율만을 갖고 있는 것으로 나타났다. 결국 건강충격 이후 관찰되는 의료빈곤화 현상은 주로 근로역량제한 경로를 통해 발생하는 것으로 평가된다. 한편 절대소비빈곤화(t+2)는 건강충격의 직접효과 또한 유력한 경로 중 하나로 확인되었다.

건강충격(t)→ 절대소비빈곤(t+2)

총 효과(c): 0.080 (100%)

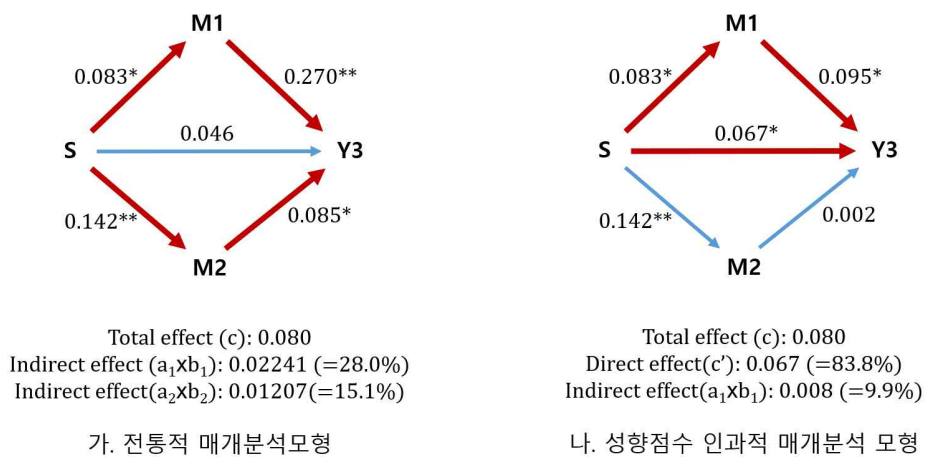
근로역량제한 경로효과(a_1b_1): $0.083 \times 0.095 = 0.008$ (9.9%)

의료비과다지출 경로효과(a_2b_2): $0.142 \times 0.002 = 0.0003$ (0.3%)

건강충격의 직접효과(c'): 0.067 (83.8%)

매개변수 선택효과($c - a_1b_1 - a_2b_2 - c'$): 0.005 (6.0%)

[그림 6] 건강충격에 의한 절대소비빈곤화(t+2) 경로분석



주: S(건강충격, t), M1(근로역량제한, t+1), M2(의료비과다지출, t+1), Y3(절대소비빈곤, t+2). OLS 회귀분석(linear probability model)으로 산출함(+p <.010, *p <.050, **p <.001).
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 3~12차년도』 원자료.

제5절 고찰 및 결론

본 연구는 우리나라에서 갑작스러운 건강악화가 빈곤의 원인으로 작동한다는 사실을 실증적으로 보여 주었다. 이는 반사실적 분석틀을 사용하여 ‘건강→빈곤’의 인과성을 규명한 국내 최초의 연구로 의미를 갖는다. 지금까지 대부분의 선행연구에서 빈곤은 건강의 사회적 결정요인으로서 ‘빈곤→건강’의 관계 속에서 이해되곤 하였다. 따라서, ‘건강→빈곤’의 관점에서 의료빈곤화 현상을 규명하고자 하는 시도는 비교적 최근에 이루어졌다고 할 수 있다. 특히, 우리나라에서는 재난적의료비라는 개념을 활용하여 의료비과다지출이 빈곤화에 미치는 영향이 분석되고 있었다. 하지만, 대부분의 연구는 단면적 연구로 수행되었고, 패널자료를 사용한 경우에도 선택적 편의는 충분히 고려되지 못하였다.

본 연구는 방법론적 측면에서 선택적 편의가 제거될 수 있도록 충분한 주의를 기울였다. 이를 위해 성향점수 방법을 사용하고 이를 추정하기 위해 인구학적 특성뿐만 아니라 2~3년전 빈곤지위(시차종속변수), 근로소득, 이전소득, 의료보험금, 금융자산, 금융부채 등 총 36개의 조건변수를 사용하여 비편의적 연구모형을 만들고자 하였다. 또한 시간적 선후관계를 명확하게 보여줄 수 있도록 건강충격 1년 이후에 발생된 빈곤지위만을 종속변수로 설정하였다. 지금까지 이루어진 국외연구에서도 건강충격이 시간적 차이를 두고 인과적으로 발생함을 보여준 연구는 많지 않았다(Riphahn, 1999; Smith, 2005; García-Gómez et al., 2013;

Foverskov & Holm, 2016). 따라서, 본 연구에서의 결과는 건강충격이 빈곤의 원인이라고 해석하기에 충분한 내적타당도를 갖추고 있다고 여겨진다.

본 연구는 건강충격이 빈곤화의 원인으로 작동함을 보여주었을 뿐만 아니라, 건강충격이 어떻게 빈곤화를 초래하는지를 규명하였다는 점에서 또한 중요한 의의를 갖는다. 처음 이론적 고찰을 통해 의료빈곤화 현상은 근로역량제한과 의료비과다지출 기전을 통해 발생될 것으로 가정되었다. 하지만, 이 가설은 일부만 사실인 것으로 확인되었다. 즉, 건강충격은 근로역량제한과 의료비과다지출 경로를 통해 일시빈곤(t+1 시점까지)을 초래하지만, 만성빈곤(t+2시점 이후)은 주로 노동시장 이탈을 통해 발생하는 것으로 확인되었다. 이는 지금까지 이루어진 의료빈곤화 연구경향과는 약간 다른 결론이다. 우리나라에서 의료빈곤화는 주로 재난적의료비라는 개념을 통해 서술되고 있으며, 따라서 대부분 연구에서 암묵적으로 ‘의료비과다지출 경로’를 의료빈곤화 발생기전으로 가정하고 있었다. 하지만, 이와 같은 견해는 의료빈곤에 대한 정책대안을 설계하는데 중요한 문제점을 낳을 수 있다. 즉, 정책대안으로서 의료비 지원 등 질병에 의한 직접비용에 관련된 내용들만이 탐색될 수 있게 되기 때문이다.

본 연구를 통해 확인된 의료빈곤화의 발생기전(특히, 근로역량 제한경로)은 향후 우리나라에 상병수당 제도가 도입되어야 할 실증적 근거로 활용될 수 있다. 상병수당(sickness benefit, paid sick leave, other sickness daily allowances)이란 질병 또는 사고에 기인하여 근로소득이 손실된 근로자에게 임금의 연속성을 보장하기 위해 보충적으로 지급되는 현금급여로 정의된다(Scheil-Adlung & Sandner, 2010). 대부분의 OECD 국가들은 질병에 의한 본인부담의료비 뿐만 아니라 근로소득감소로 인한 빈곤화를 방지하기 위하여 상병수당제도를 운영하고 있다. 현재 34개 OECD 국가 중 공적 상병수당제도가 없는 국가는 미국, 스위스, 한국뿐이다(국회입법조사처, 2017). 우리나라는 도덕적 해이(moral hazard)로 인해 근로동기 저하를 이유로 사실상 도입을 거부하고 있다.

하지만, 대부분의 서구 선진국가에서 상병수당은 사회보장제도의 핵심적 내용으로 이해되고 있으며, 상당히 이른 시기에 도입되었다(김종수, 2016). 예를 들어, 독일의 경우 이미 19세기 말부터 상병에 따른 휴업시 6개월까지 100%의 임금이 지불되는 상병수당제도가 시행되었다. 일본의 경우 1922년 건강보험을 도입할 때부터 상병수당이 법정급여 중 하나로 규정되어 실시되어왔다. 영국 또한 1946년 국민보험법(National Insurance Act)의 시작과 함께 사회보험 방식의 상병수당이 도입되었다. 베버리지 보고서에 따르면, ‘실업·질병·재해로 인해 소득이 줄어들었을 때를 대비한 소득보장 정책’으로 상병수당이 명시되어 있다. 즉, 질병에 의한 빈곤위험과 이에 대한 보장은 많은 국가에서 사회적 기본권으로 인식되고 있으며, 사회보장제도가 존재해야 할 중요한 이유 중의 하나로 이해되고 있다(Scheil-Adlung & Sandner, 2010).

한국에서도 1988년 전 국민 건강보험제도를 도입하고, 2000년 국민건강보험공단을 통합하는 과정에서 상병수당에 대한 논의가 일부 이루어졌다(정형준, 2017). 2006년 국가인권위원회는 사회보장권 강화를 위해 상병수당 의무급여화를 권고하였으며, 2010년 이후에도 일부 국회의원에 의해 상병수당 도입법안이 제시되기도 하였다. 현재 국민건강보험법 제50조(부가급여) 조항에 따르면 대통령령으로 상병수당을 부가급여로 지급할 수 있다. 하지만 아직까지 어떠한 정부도 대통령령으로 상병수당 지급을 시도하지 않은 상태이며, 이에 대한 본격적인 논의 또한 거의 이루어지지 못하고 있다. 현재까지 학술논문 중 상병수당을 중심 주제를 다룬 국내연구는 10여편에 불과하며, 이들 중 정량적 분석결과를 바탕으로 정책대안을 제안한 연구는 거의 한 편도 존재하지 않고 있다(김수진 등, 2018)

본 연구는 의료빈곤화 발생기전을 1) 근로역량제한과 2) 의료비과다지출의 두 가지 경로를 가정하였으

며, 실증적 분석결과 한국사회에서 근로역량제한 경로(특히 노동시장 이탈)가 특히 지연된 만성빈곤화를 초래하는 유의한 경로임을 보여주었다. 이는 향후 의료빈곤화 예방을 위해 현물중심의 건강보험급여 보다 근로손실일수와 연관된 현금급여(즉, 상병급여)를 제공하는 것이 보다 중요한 정책대안일 수 있음을 시사한다. 건강보험제도의 가장 중요한 목표 중 하나가 질병에 의한 빈곤위험으로부터 자국민을 보호하는 것임을 상기하였을 때, 건강보험 보장성 강화에 대한 현재 논의는 ‘의료비부담 감소’에서 ‘근로소득의 지속성(continuation of work payment)’으로 발전될 필요가 있다(Scheil-Adlung & Sandner, 2010; 정형준, 2017; 참여연대사회복지위원회, 2017).

향후 우리나라에서 상병수당에 관한 논의가 본격적으로 이루어지기 위해서는 우선적으로 급여대상, 급여내용, 재원 및 다른 소득보장제도(예를 들어, 실업보험제도, 산재보험제도, 유급병가제도)와의 정합성 등에 관한 기초자료가 연구자들에 의해 충분히 생산되어야 할 것이다. 특히 건강충격에 의한 빈곤화 효과가 2~3년 이후 노동시장 이탈로 나타날 수 있다는 점에서 실업보험제도와 보편적 소득보장제도와와의 정합성은 매우 중요하게 검토되어야 할 것이다. 본 연구는 이와 같은 정책적 대안을 수록하고 있지는 않지만, 우리나라에서 상병수당이 필요함을 지지하는 실증적 근거를 제공하고 있다. 후속연구를 통해 국가별 상병수당 제공수준이 의료빈곤화에 미치는 다수준적 영향이 분석된다면, 보다 구체적인 논의가 시작될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 국회입법조사처. (2017). 주요국의 상병수당 제도 도입 논의의 쟁점. 국회 간담회 자료 (2017.1.24.).
- 김대환. (2014). 4대 중증질환에 따른 리스크와 정책 개선 방안. 비판과 대안을 위한 사회복지학회 학술대회 발표논문집. pp. 703-722.
- 김수진·정연·김기태·김수정·박금령·오수진. (2018). 질병으로 인한 가구의 경제활동 및 경제상태 변화와 정책과제. 한국보건사회연구원.
- 김우림·박은철. (2017). 2015 재난적 의료비 경험률과 추이. 보건행정학회지, 27(1), 84 - 87.
- 김윤희. (2010). 건강문제가 가구 경제에 미치는 영향. 서울대학교 박사학위 논문.
- 김종수. (2016). 상병급여제도에 관한 소고. 사회보장법연구, 5(1), 1-29.
- 김창오. (2013). 가구의료비 과다상승이 빈곤 및 박탈 수준에 미치는 영향. 제6회 한국복지패널 학술대회 자료집. pp. 121-138.
- 김태완·최현수·김미곤·여유진·김문길·손창균 등. (2013). 2013년 최저생계비 계측조사 연구. 한국보건사회연구원.
- 김학주. (2008). 빈곤층의 의료비지출 과부담에 관한 연구: 의료급여 수급여부를 중심으로. 한국사회, 9(1), 229 - 254.
- 송은철·신영전·김창엽. (2010). 의료비 지출이 소득불평등에 미치는 영향. 보건행정학회지, 20(3), 36 - 57.
- 송은철·신영전. (2010). 과부담 의료비 지출이 빈곤화 및 빈곤 지속에 미치는 영향. 예방의학회지, 43(5), 423 - 435.
- 송은철·신영전. (2014). 재난적 의료비 지출이 빈곤화 및 빈곤 지속에 미치는 영향: 복지패널 2007-2012년 자료 분석. 보건행정학회지, 24(3), 242 - 253.
- 신현웅·신영석·황도경·윤필경. (2010). 의료비 과부담이 빈곤에 미치는 영향. 한국보건사회연구원.
- 우경숙·신영전. (2015). 재난적 의료비 지출이 가구 경제에 미치는 영향: 재정적 대응과 빈곤을 중심으로. 보건사회연구, 35(3), 166 - 198.
- 우혜경·조영태. (2013). 한국인 중 · 고령자의 건강상태와 조기은퇴. 한국노년학, 33(2), 397 - 418.
- 윤희숙. (2013). 고령화를 준비하는 건강보험 정책의 방향. KDI 경제동향.
- 이병희. (2013). 빈곤의 시간적 차원 분석에 기반한 빈곤정책적 함의. 사회보장연구, 29(2), 237 - 259.
- 이승윤·김기태. (2017). 아픈 노동자는 왜 가난해지는가? - 아픈 노동자의 빈곤화과정과 소득보장제의 경험. 한국사회정책, 24(4), 113-150.
- 이태진·이혜재·김윤희. (2012). 한국의료패널 1차년도 자료를 이용한 과부담의료비 분석. 보건경제와 정책연구, 18(1), 95 - 111.
- 이현주·주영선. (2013). 국가비교를 위한 보완적 빈곤측정의 탐색: 욕구영역별 고정비용의 영향. 사회보장

- 연구, 29(3), 329 - 349.
- 이혜재. (2015). 가구 과부담의료비의 결정요인과 빈곤에 미치는 영향. 서울대학교 박사학위 논문.
- 정영일·이혜재·이태진·김홍수. (2013). 가구 과부담의료비 측정에 관한 연구 고찰 및 시사점. 보건경제와 정책연구, 19(4), 1-27.
- 정형준. (2017). 상병수당 도입의 필요성. 월간 복지동향, (222), 10-17.
- 참여연대사회복지위원회. (2017). 「건강보험 보장성 강화 대책」에 관한 참여연대 입장. 월간 복지동향, (227), 73-78.
- 허순임·이혜재. (2016). 미충족 의료 경험과 보건의료체계에 대한 인식. 보건경제와 정책연구, 22(1), 59 - 89.
- Alam, K., & Mahal, A. (2014). Economic impacts of health shocks on households in low and middle income countries: a review of the literature. *Globalization and Health*, 10(1), 21.
- Arrow, J. J. (1963). Uncertainty and the welfare economics of medical care. *The American Economic Review*, 53(5), 141 - 149.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator - mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173.
- Boerma, T., Eozenou, P., Evans, D., Evans, T., Kieny, M. P., & Wagstaff, A. (2014). Monitoring progress towards universal health coverage at country and global levels. *PLoS Medicine*, 11(9).
- Burtless, G., & Siegel, S. (2001). Medical Spending, Health Insurance, and Measurement of American Poverty. Institute for Research on Poverty Discussion Paper 1238-01. Retrieved from <http://www.ssc.wisc.edu/irp/>
- Bury, M. (1982). Chronic illness as biographical disruption. *Sociology of Health and Illness*, 4(2), 167 - 182.
- Cai, L., Mavromaras, K., & Oguzoglu, U. (2014). The effects of health status and health shocks on hours worked. *Health Economics*, 23, 516 - 528.
- Chirikos, T. N., & Nestel, G. (1985). Further evidence on the economic effects of poor health. *Review of Economics and Statistics*, 67(1), 61 - 69.
- Choi, J. W., Cho, K. H., Choi, Y., Han, K. T., Kwon, J. A., & Park, E. C. (2014). Changes in economic status of households associated with catastrophic health expenditures for cancer in South Korea. *Asian Pacific Journal of Cancer Prevention*, 15(6), 2713 - 2717.
- Choi, J. W., Park, E. C., Yoo, K. B., Lee, S. G., Jang, S. I., & Kim, T. H. (2015). The effect of high medical expenses on household income in South Korea: A longitudinal study using propensity score matching. *BMC Health Services Research*, 15, 369.
- Choi, J. W., Kim, T. H., Jang, S. I., Jang, S. Y., Kim, W. R., & Park, E. C. (2016). Catastrophic health expenditure according to employment status in South Korea: A population-based panel study.

- BMJ Open, 6(7), e011747.
- Christensen, B. J., & Kallestrup-Lamb, M. (2012). The impact of health changes on labor supply: Evidence from merged data on individual objective medical diagnosis codes and early retirement behavior. *Health Economics*, 21(Suppl.1), 56 - 100.
- Coffman, D. L. (2011). Estimating causal effects in mediation analysis using propensity scores. *Structural Equation Modeling*, 18(3), 357 - 369.
- Conley, D., & Thompson, J. (2013). The effects of health and wealth shocks on retirement decisions. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 95(5), 389 - 405.
- Currie, J., & Madrian, B. C. (1999). Health, health insurance and the labour market. In O. Ashenfelter, & D. Card (Ed.) *Handbook of Labor Economics* (Vol. 3, pp. 3309 - 3416). Elsevier.
- Deaton, A., & Zaidi. (1999). *A Guide to Aggregating Consumption Expenditure*. Washington, D. C.: World Bank.
- Dhanaraj, S. (2016). Economic vulnerability to health shocks and coping strategies: Evidence from Andhra Pradesh, India. *Health Policy and Planning*, 31(6), 749 - 758.
- Duclos, J. Y. (2002). *Vulnerability and Poverty Measurement Issues for Public Policy*. Social Policy Discussion Paper 0230. Washington, D. C.: World Bank Institute.
- Foverskov, E., & Holm, A. (2016). Socioeconomic inequality in health in the British household panel: Tests of the social causation, health selection and the indirect selection hypothesis using dynamic fixed effects panel models. *Social Science and Medicine*, 150, 172 - 183.
- García-Gómez, P., van Kippersluis, H., O'Donnell, O., & Van Doorslaer, E. (2013). Long Term and Spillover Effects of Health Shocks on Employment and Income. *Journal of Human Resources*, 48(4), 873 - 909.
- Genoni, M. E. (2012). Health shocks and consumption smoothing: Evidence from Indonesia. *Economic Development and Cultural Change*, 60(3), 475 - 506.
- Gertler, P., & Gruber, J. (2002). Insuring consumption against illness. *American Economic Review*, 92(1), 51 - 70.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223 - 255.
- Guo, S., & Fraser, M. W. (2010). *Propensity score analysis: Statistical methods and analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Gustman, A., & Steinmeier, T. L. (1986). A structural retirement model. *Econometrica*, 54(3), 555-584.
- Heltberg, R., Hossain, N., Reva, A., & Turk, C. (2012). *Anatomy of Coping - Evidence from People Living through the Crises of 2008 - 11*. Policy Research Working Paper, 5957, The World Bank Social Development Department.
- Jaspers, L., Colpani, V., Chaker, L., van der Lee, S. J., Muka, T., Imo, D., et al. (2015). The global

- impact of non-communicable diseases on households and impoverishment: a systematic review. *European Journal of Epidemiology*, 30(3), 163 - 188.
- Jenkins, S. P., & Rigg, J. A. (2004). Disability and disadvantage: Selection, onset, and duration effects. *Journal of Social Policy*, 33(3), 479-501.
- Kang, Y. J., & Kang, M.Y. (2016). Chronic diseases, health behaviors, and demographic characteristics as predictors of ill health retirement: Findings from the Korea Health Panel Survey (2008 - 2012). *Plos One*, 11(12), e0166921.
- Kankeu, H., Saksena, P., Xu, K., & Evans, D. B. (2013). The financial burden from non-communicable diseases in low- and middle-income countries: A literature review. *Health Research Policy and Systems*, 11(1), 31.
- Kim, Y., & Yang, B. (2011). Relationship between catastrophic health expenditures and household incomes and expenditure patterns in South Korea. *Health Policy*, 100(2 - 3), 239 - 246.
- Lee, H., Oh, S. H., Cho, H., Cho, H. J., & Kang, H. Y. (2016). Prevalence and socio-economic burden of heart failure in an aging society of South Korea. *BMC Cardiovascular Disorders*, 16, 215.
- Lee, J., & Kim, H. (2008). A longitudinal analysis of the impact of health shocks on the wealth of elders. *Journal of Population Economics*, 21(1), 217 - 230.
- Li, Y., Wu, Q., Xu, L., Legge, D., Hao, Y., Gao, L., & Wan, G. (2012). Factors affecting catastrophic health expenditure and impoverishment from medical expenses in China : Policy implications of universal health insurance. *Bulletin of the World Health Organization*, 90, 664 - 671.
- Marks, G. M. (2007). Income poverty subjective poverty and financial stress. Social Policy Research Paper 29. Canberra: Australian Government, Department of Families, Community Services and Indigenous Affairs.
- Marmot, M. (2005). Social determinants of health inequalities. *Lancet*, 365(9464), 1099 - 1104.
- McIntyre, D., Thiede, M., Dahlgren, G., & Whitehead, M. (2006). What are the economic consequences for households of illness and of paying for health care in low- and middle-income country contexts? *Social Science and Medicine*, 62(4), 858 - 865.
- Meyer, B. D., & Sullivan, J. X. (2003). Measuring the well-being of the poor using income and consumption. NBER Working Paper 9760, Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- Moreno-Serra, R., Millett, C., & Smith, P. C. (2011). Towards improved measurement of financial protection in health. *PLoS Medicine*, 8(9), 8 - 13.
- O'Donnell, O., Van Doorslaer, E., Wagstaff, A., & Lindlow, M. (2008). *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data - A Guide to Techniques and Their Implementation*. Washington, D. C.: The World Bank.
- Park, S., Cho, S. Il, & Jang, S. N. (2012). Health conditions sensitive to retirement and job loss among Korean middle-aged and older adults. *Journal of Preventive Medicine and Public Health*, 45(3),

188 - 195.

- Ranis, G., Stewart, F., & Ramirez, A. (2000). Economic growth and human development. *World Development*, 28(2), 197 - 219.
- Riphahn, R. T. (1999). Income and employment effects of health shocks - A test case for the German welfare state. *Journal of Population Economics*, 12, 363 - 389.
- Ruger, J. P. (2012). An alternative framework for analyzing financial protection in health. *PLoS Medicine*, 9(8), 1 - 6.
- Russel, S. (2004). The economic burden of illness for households in developing countries: A review of studies focusing on malaria, tuberculosis, and human immunodeficiency virus/acquired immunodeficiency syndrome. *American Journal of Tropical Medicine and Hygiene*, 71, 147 - 155.
- Saksena, P., Hsu, J., & Evans, D. B. (2014). Financial risk protection and universal health coverage: Evidence and measurement challenges. *PLoS Medicine*, 11(9).
- Sauerborn, R., Adams, A., & Hien, M. (1996). Household strategies to cope with the economic costs of illness. *Social Science and Medicine*, 43(3), 291 - 301.
- Scheil-Adlung, X., & Sandner, L. (2010). Paid sick leave: Incidence, patterns and expenditure in times of crises. Geneva: International Labour Office.
- Smith, J. P. (2005). Consequences and predictors of new health events. In D. A. Wise (Ed.), *Analyses in the Economics of Aging* (pp. 201-240). Chicago: University of Chicago Press.
- Stern, S. (1996). Semiparametric estimates of the supply and demand effects of disability on labor force participation. *Journal of Econometrics*, 71, 49-70.
- Van Doorslaer, E., O'Donnell, O., Rannan-Eliya, R. P., Somanathan, A., Adhikari, S. R., Garg, C. C., et al. (2007). Catastrophic payments for health care in Asia. *Health Economics*, 16, 1159 - 1184.
- Wagstaff, A., & van Doorslaer, E. (2003). Catastrophe and impoverishment in paying for health care: With applications to Vietnam 1993-1998. *Health Economics*, 12(11), 921 - 934.
- Whitehead, M., Whitehead, M., Dahlgren, G., & Evans, T. (2001). Equity and health sector reforms: Can low-income countries escape the medical poverty trap? *Lancet*, 358, 833 - 836.
- Xu, K., Evans, D. B., Kawabata, K., Zeramdini, R., Klavus, J., & Murray, C. J. (2003). Household catastrophic health expenditure: a multicounty analysis. *Lancet*, 362, 111 - 117.
- Zucchelli, E., Jones, A. M., Rice, N., & Harris, A. (2010). The effects of health shocks on labour market exits: Evidence from the HILDA survey. *Australian Journal of Labour Economics*, 13(2), 191 - 218.

〈부록: 표 1〉 건강충격(t=2010, 2011, 2012) 발생 확률 추정을 위한 조건변수

변수 유형	변수명	측정시점	측정방법
조건 변수	가구입원일수	t-3	가구원 입원일수 총합(일)
	주관적 건강수준	t-3	가구원 점수(1-5점) 평균(점)
	만성질환 가구원수	t-3	가구 내 6개월 이상 투약·투병자 수(명)
	장애가구원 수	t-3	가구 내 장애등급판정자 수(명)
	흡연가구원 수	t-3	가구 내 현재흡연자 수(명)
	위험음주가구원 수	t-3	가구 내 CAGE 2점이상자 수(명)
	의료이용포기	t-3	1= 돈이 없어 본인이나 가족이 병원에 갈 수 없었던 적이 있음, 0=비해당
	가처분소득빈곤	t-3, t-2	1= 균등화 가처분소득이 상대빈곤선 보다 낮은 경우, 0=비해당
	재량소득빈곤	t-3, t-2	1= 균등화 재량소득이 상대빈곤선 보다 낮은 경우, 0=비해당
	절대소비빈곤	t-3, t-2	1= 비의료소비지출이 절대빈곤선 보다 낮은 경우, 0=비해당
	근로소득	t-3, t-2	연속변수(만원/년, 소비자물가지수 적용)
	이전소득	t-3, t-2	연속변수(만원/년, 소비자물가지수 적용)
	의료보험급	t-3, t-2	연속변수(만원/년, 소비자물가지수 적용)
	금융자산	t-3, t-2	연속변수(만원/년, 소비자물가지수 적용)
	금융부채	t-3, t-2	연속변수(만원/년, 소비자물가지수 적용)
	가구원 수	t	9개월 이상 생계를 같이 한 가구원 수(명)
	가구주 연령	t	연속변수
	가구주 연령 ²	t	연속변수
	20세미만 가구원	t	1=있음, 0=없음
	65세이상 가구원	t	1=있음, 0=없음
	가구주 성별	t	1=여성, 0=남성
	가구주 교육수준	t	1=중졸이하, 2=대졸미만, 3=대졸이상(기준)
	가구주 결혼상태	t	1=유배우, 2=이혼/별거/사별, 3=미혼
	거주 지역	t	1=도시, 0=군 또는 도농복합군
	의료보장 형태	t	1=가구원 중 의료급여, 2=가구원 중 건강보험미납, 3=비해당(기준)

〈부록: 표 2〉 근로역량제한(비경제활동가구, t+1) 발생 확률 추정을 위한 조건변수

변수 유형	변수명	측정시점	측정방법
조건 변수	비경제활동가구	t-3, t-2, t-1	1=가구원 중 아무도 정규근로 또는 비정규근로 참여하고 있지 않음, 0=비해당
	가구원 수	t	9개월 이상 생계를 같이 한 가구원 수(명)
	가구주 연령	t	연속변수
	가구주 연령 ²	t	연속변수
	가구주 성별	t	1=여성, 0=남성
	가구주 성별	t	1=여성, 0=남성
	가구주 교육수준	t	1=중졸이하, 2=대졸미만, 3=대졸이상(기준)
	가구주 결혼상태	t	1=유배우, 2=이혼/별거/사별, 3=미혼
거주 지역	t	1=도시, 0=군 또는 도농복합군	

〈부록: 표 3〉 의료비지출과다(재난적의료비가구, t+1) 발생 확률 추정을 위한 조건변수

변수 유형	변수명	측정시점	측정방법
조건변 수	재난적의료비지출가구	t-3, t-2, t-1	1=가구총소득 대비 의료비지출 10% 이상, 0=비해당
	가구원 수	t	9개월 이상 생계를 같이 한 가구원 수(명)
	가구주 연령	t	연속변수
	가구주 연령 ²	t	연속변수
	가구주 성별	t	1=여성, 0=남성
	가구주 성별	t	1=여성, 0=남성
	가구주 교육수준	t	1=중졸이하, 2=대졸미만, 3=대졸이상(기준)
	가구주 결혼상태	t	1=유배우, 2=이혼/별거/사별, 3=미혼
거주 지역	t	1=도시, 0=군 또는 도농복합군	

〈부록: 표 4〉 건강충격의 조건부 발생확률(성향점수) 추정을 위한 로짓분석

	표본1: 2007~2014 (t=2010, n=4813)	표본2: 2008~2015 (t=2011, n=4553)	표본3: 2009~2016 (t=2012, n=4304)
	2010년 건강충격 OR (95% CI)	2011년 건강충격 OR (95% CI)	2012년 건강충격 OR (95% CI)
조건변수			
가구입원일수(t-3)	1.00 (0.99-1.01)	1.00 (1.00-1.01)	1.01 (1.00-1.01)*
주관적 건강수준(t-3)	1.06 (0.82-1.37)	0.94 (0.75-1.18)	0.80 (0.61-1.05)
만성질환 가구원수(t-3)	1.33 (1.02-1.74)*	1.12 (0.89-1.40)	1.03 (0.80-1.32)
장애가구원 수(t-3)	1.36 (0.99-1.89)	0.94 (0.67-1.33)	0.69 (0.45-1.06)
흡연가구원 수(t-3)	1.32 (0.90-1.96)	0.72 (0.49-1.06)	1.46 (0.97-2.19)
위험음주가구원 수(t-3)	0.84 (0.49-1.42)	1.61 (1.04-2.50)*	1.14 (0.68-1.89)
의료이용포기(t-3)	1.35 (0.57-3.24)	0.45 (0.11-1.85)	2.19 (0.84-5.73)
가처분소득빈곤(t-3)	0.88 (0.40-1.90)	0.80 (0.41-1.54)	2.28 (0.90-5.76)
재량소득빈곤(t-3)	1.36 (0.63-3.64)	1.19 (0.61-2.32)	0.55 (0.21-1.40)
절대소비빈곤(t-3)	0.60 (0.35-1.05)	1.18 (0.70-2.00)	1.11 (0.59-2.09)
근로소득(t-3)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)
이전소득(t-3)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)*
의료보험금(t-3)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)
금융자산(t-3)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)
금융부채(t-3)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)
가처분소득빈곤(t-2)	1.52 (0.63-3.64)	0.78 (0.39-1.55)	1.91 (0.66-5.51)
재량소득빈곤(t-2)	0.44 (0.18-1.05)	1.32 (0.67-2.60)	0.56 (0.20-1.59)
절대소비빈곤(t-2)	1.23 (0.69-2.21)	1.05 (0.63-1.75)	0.77 (0.39-1.51)
근로소득(t-2)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)
이전소득(t-2)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)
의료보험금(t-2)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)
금융자산(t-2)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)
금융부채(t-2)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)
가구원 수(t)	1.03 (0.78-1.36)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)
가구주 연령(t)	0.95 (0.83-1.08)	0.97 (0.86-1.08)	1.19 (1.02-1.39)*
가구주 연령 ² (t)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)	1.00 (1.00-1.00)
20세미만 가구원(t)	0.52 (0.24-1.13)	0.50 (0.25-0.99)*	1.47 (0.70-3.09)
65세이상 가구원(t)	1.51 (0.84-2.71)	1.42 (0.84-2.41)	0.89 (0.49-1.63)
가구주 성별(t)	0.69 (0.38-1.26)	1.10 (0.60-2.03)	0.98 (0.47-2.04)
가구주 고졸미만(t)	2.04 (1.13-3.67)*	1.01 (0.63-1.61)	0.93 (0.56-1.54)
가구주 대재이상(t)	0.68 (0.29-1.62)	0.48 (0.25-0.93)*	0.29 (0.13-0.64)*
가구주 이혼/별거/사별(t)	1.37 (0.74-2.54)	0.88 (0.47-1.66)	0.69 (0.33-1.45)
가구주 미혼(t)	0.71 (1.84-2.75)	0.85 (0.29-2.50)	1.36 (0.36-5.10)
도시거주	0.95 (0.64-1.40)	0.94 (0.65-1.36)	0.78 (0.52-1.17)
의료급여	1.02 (0.14-7.60)	3.01(0.01-1611)	1.00 (1.00-1.00)
건강보험 미납	1.27 (0.18-9.06)	0.58 (0.00-308)	1.00 (1.00-1.00)
모형적합도			
c-statistics	0.746	0.672	0.729
H-L test: $\chi^2(p)$	5634.46 (<.001)	4362.67 (.948)	4028.3 (.996)

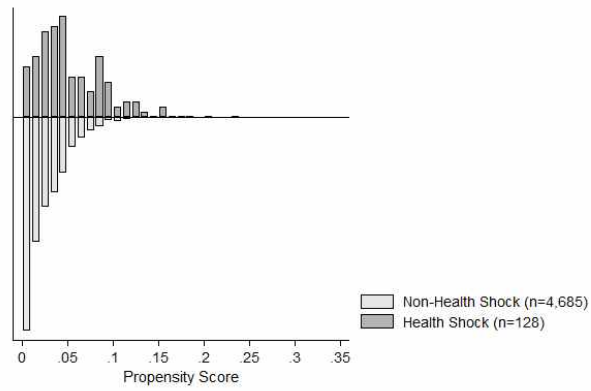
주: OR(오즈비), CI(신뢰구간), 카이제곱통계량(χ^2). *p*값은 로짓분석을 통해 산출함(**p* <.05).

〈부록: 표 5〉 매개변수의 조건부 발생확률(성향점수) 추정을 위한 로짓분석

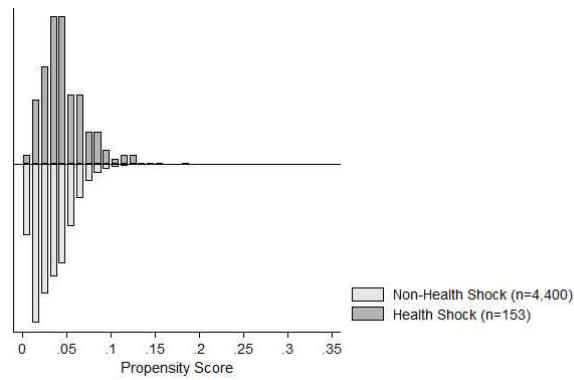
	근로역량제한 (비경제활동가구, t+1)	의료비과다지출 (재난적의료비지출가구, t+1)
	OR (95% CI)	OR (95% CI)
조건변수		
비경제활동가구(t-3)	2.23 (1.25-3.98)*	
비경제활동가구(t-2)	1.81 (0.93-3.52)	
비경제활동가구(t-1)	8.53 (4.60-15.81)*	
재난적의료비지출가구(t-3)		1.38 (0.96-1.97)
재난적의료비지출가구(t-2)		1.42 (0.98-2.06)
재난적의료비지출가구(t-1)		1.91 (1.30-2.81)*
가구원 수(t)	0.45 (0.33-0.61)*	0.67 (0.53-0.83)*
가구주 연령(t)	0.84 (0.72-0.99)*	1.12 (0.99-1.27)
가구주 연령 ² (t)	1.00 (1.00-1.00)*	1.00 (1.00-1.00)
가구주 성별(t)	2.37 (1.24-4.53)*	1.20 (0.72-2.00)
가구주 고졸미만(t)	1.15 (0.63-2.10)	0.94 (0.60-1.48)
가구주 대재이상(t)	0.73 (0.25-2.19)	1.75 (0.86-3.54)
가구주 이혼/별거/사별(t)	0.47 (0.23-0.97)*	0.49 (0.28-0.85)*
가구주 미혼(t)	0.35 (0.07-1.67)	0.67 (0.21-2.14)
도시거주	1.69 (1.03-2.76)*	0.80 (0.57-1.11)
모형적합도		
c-statistics	0.923	0.727
H-L test: $\chi^2(p)$	758.7 (<.001)	673.81 (.484)

주: OR(오즈비), CI(신뢰구간), 카이제곱통계량(χ^2). 근로역량제한과 의료비과다지출은 각각 비경제활동가구와 재난적의료비지출가구로 조작화함. *p*값은 로짓분석을 통해 산출함(**p* <.05)

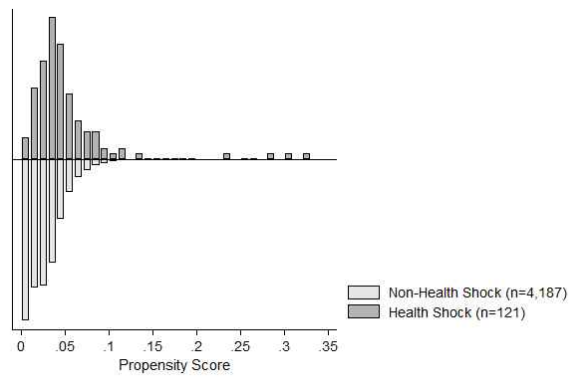
[부록: 그림 1] 건강충격의 조건부 발생확률(성향점수)에 대한 군별 분포



A. 연구표본1: 2007~2014년도

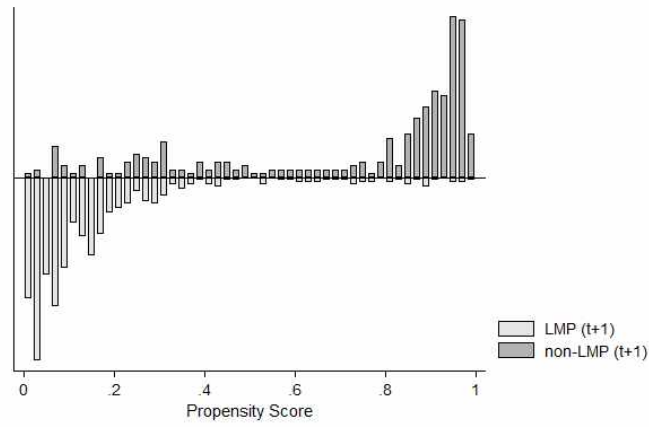


B. 연구표본2: 2008~2015년도



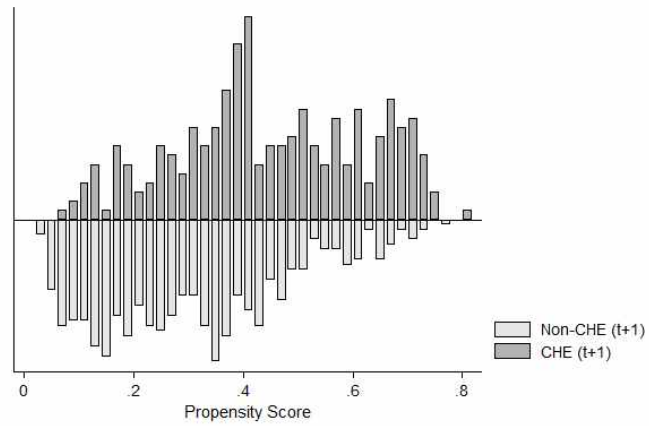
B. 연구표본3: 2009~2016년도

[부록: 그림 2] 매개변수의 조건부 발생 확률에 대한 군별 분포



A. 비경제활동가구(t+1)에 대한 성향점수 군별 분포

(non-LMP=비경제활동가구, LMP=경제활동가구)



B. 재난적의료비지출가구(t+1)에 대한 성향점수 군별 분포

(CHE=재난적의료비지출가구, non-CHE:비재난적의료비지출가구)

국민기초생활보장제도 효과 분석 방법에 관한 소고

A methodological review on analyzing the effect of National Basic Livelihood Protection Program

이원진 (한국보건사회연구원 부연구위원)

본 연구는 기초보장제도의 효과를 분석하기 위한 몇 가지 연구설계를 비교·검토하였다. 한 시점의 수급 집단과 비수급집단을 비교하는 횡단설계는 조건부독립가정이 성립할 만큼의 충분한 통제가 어려울 뿐만 아니라, 근본적으로 수급과 결과변수에 영향을 미치는 조건이 동일한 집단 내에서 수급 변이를 관찰하기가 쉽지 않다는 한계를 갖는다. 반면 종단설계에서는 시불변 특성과 결과변수의 관계가 시불변이라는 가정 하에 관찰되지 않은 시불변 이질성을 통제할 수 있고, 따라서 시불변 특성의 차이로부터 발생한 수급 변이를 활용할 수 있다. 종단설계는 수급지위 변화를 활용하는 접근과 외생변수를 활용하여 프로그램집단/비교집단을 설정하는 접근으로 구분된다. 전자는 분석결과의 해석이 간단하고 제도 시행 전 시점의 데이터가 존재하지 않더라도 제도 효과의 수준과 변화를 추정할 수 있지만, 수급과 결과변수에 영향을 미치는 모든 시변 이질성을 관찰하여 통제해야 한다는 한계를 갖는다. 반면, 후자는 프로그램집단/비교집단과 시변 특성이 독립적이라는 가정 하에 관찰되지 않은 시변 이질성을 통제할 수 있고, 공통추이가정을 실증적으로 확인할 수만 있다면 상당한 수준의 내적 타당도를 확보할 수 있다. 하지만 프로그램집단/비교집단의 수급확률을 고려하여 제도 효과를 판단해야 하기 때문에 분석결과의 해석이 복잡하고, 제도 시행 전 시점의 데이터가 존재하지 않는다면 제도 효과의 수준과 변화를 각각 식별하기 어렵다는 한계를 갖는다.

제1절 서론

2000년 10월에 시행된 국민기초생활보장제도(이하 '기초보장제도')는 전 국민의 최저생계를 보장하는 근대적 공공부조로 평가받아 왔지만, 다른 한편으로는 빈곤층의 근로유인을 감소시키고 복지 의존을 강화한다는 비판도 제기되었다. 이에 기초보장제도가 소득, 빈곤, 소비, 근로, 저축, 건강 등 다양한 결과변수에 미치는 영향을 분석하는 연구가 꾸준히 이루어져 왔다(김태일, 2004; 이상은, 2004; 변금선, 2005; 구인회 외, 2010; 박상현·김태일, 2011, 박상현·최하정, 2011, 손병돈, 2011; 정선영·정익중, 2011; 안종범·김재호, 2012; 김을식·최석현, 2014; 임완섭, 2014; 최요한, 2018; 안서연·조미라, 2019; 최민혁, 2019). 하지만 선행연구에서 활용된 여러 연구설계에 대한 방법론적 검토가 부족하여, 선행연구의 분석결과를 종합적으로 이해하고 제도 효과에 대한 합의된 결론을 도출하기가 어려운 상황이다.

기초보장제도의 효과를 분석하는 연구가 해결해야 할 근본적인 문제는 결과변수에 영향을 미치는 다양한 특성이 기초보장제도의 수급에 영향을 미치는 선택편의(selection bias)이다. 이에 회귀분석 등의 방법으로 관찰된 특성을 통제 후 수급집단과 비수급집단의 동질성을 가정하고 두 집단을 비교하는 표준적인 접근이 존재하지만, 관찰되지 않은 이질성을 통제할 수 없다는 한계를 갖는다. 미국에서는 지역별 프로그램 차이를 활용한 준실험연구가 많이 진행되었지만(Blank, 2002: 23~37), 한국의 경우 기초보장제도의 지역별 차이가 존재하지 않기 때문에 개인(가구) 수준의 수급 변이(variation)에 의존할 수밖에 없다. 이러한

상황에서 선행연구는 관찰되지 않은 시불변 이질성을 통제할 수 있는 종단설계에 주로 의존해왔는데, 이는 다시 수급지위 변화에 따른 차이를 비교하는 접근과 외생변수를 기준으로 설정한 프로그램집단/비교 집단의 차이를 비교하는 접근으로 나눌 수 있다. 본 연구는 이와 같이 기초보장제도의 효과를 분석한 선행연구에서 활용한 여러 연구설계를 식별전략(identification strategy)을 기준으로 분류하고, 간단한 데이터 시뮬레이션을 통해 각 연구설계의 가정, 특징, 의의, 한계를 비교·검토한다.

제2절 데이터 시뮬레이션 방법

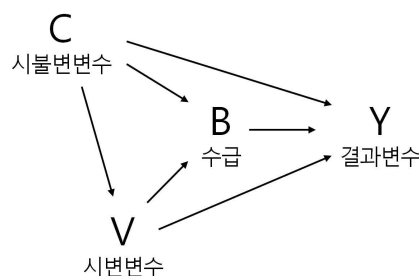
본 연구는 선행연구에서 주로 활용한 연구설계를 <표 1> 과 같이 5개로 분류한다. 첫째, 제도가 시행된 후 시점의 데이터로 수급집단과 비수급집단의 결과를 횡단적으로 비교하는 접근. 둘째, 제도가 시행되기 전과 후 시점의 데이터로 수급진입집단(비수급→수급)과 비수급지속집단(비수급→비수급)의 결과를 비교하는 접근. 셋째, 제도가 시행되기 전과 후 시점의 데이터로 외생변수를 활용하여 설정한 프로그램집단과 비교집단의 결과를 비교하는 접근. 넷째, 제도가 시행된 후 여러 시점의 데이터로 수급지위 변화에 따른 결과를 비교하는 접근. 다섯째, 제도가 시행된 후 여러 시점의 데이터로 외생변수를 활용하여 설정한 프로그램집단과 비교집단의 결과를 비교하는 접근. 이하에서는 서술의 편의를 위해 각각의 연구설계를 <설계1> ~ <설계5> 로 부른다.

<표 1> 기초보장제도 효과 분석 연구설계 분류

	연구설계	선행연구
설계1	수급집단-비수급집단 횡단비교 접근	손병돈(2011), 정선영·정익중(2011), 최민혁(2019)
설계2	제도 시행 전후 수급지위 변화 활용 접근	김태일(2004)
설계3	제도 시행 전후 외생변수 활용 접근	이상은(2004), 변금선(2005), 구인회 외(2010)
설계4	제도 시행 이후 수급지위 변화 활용 접근	박상현·김태일(2011), 박상현·최하정(2011), 안중범·김재호(2012), 김을식·최석현(2014), 임완섭(2014), 최요한(2018), 안서연·조미라(2019)
설계5	제도 시행 이후 외생변수 활용 접근	-

본 연구는 가상적인 데이터를 생성한 후 각 설계를 적용하여 기초보장제도의 효과를 분석하는 시뮬레이션을 실시한다. 데이터 생성 시 설정한 제도 효과 파라미터의 값과 분석된 추정치를 비교하여 각 설계를 적용할 때 발생하는 편의, 불편추정량을 구하기 위한 조건 등을 평가할 수 있다(Guo & Fraser, 2010: 67). 본 시뮬레이션에서는 사례 수를 백만으로 설정하여 사실상 확률적 오차를 제거하고 체계적 영향을 살펴보기 때문에(Wimberley et al. 2013: 15), 분석결과를 보고할 때 표준오차를 생략하였다.

[그림 1] 인과적 모델



데이터 생성을 위한 인과적 모델은 [그림 1] 과 같이 요약할 수 있다. B 는 수급지위를, Y 는 결과변수를 의미한다. 기초보장제도는 소득, 소비, 근로, 건강 등 다양한 변수에 영향을 미칠 수 있지만, 본 시뮬레이션에서는 논의를 위해 Y 를 소득으로 정의한다. C 는 외생적으로 주어진 시불변변수로, 성, 출생연도(연령), 교육수준, 타고난 지능이나 성격, 어릴 때의 가정환경 등을 포함한다. V 는 C 의 영향을 받는 시변변수로, 가구구성, 신체적·정신적 건강, 경제활동상태, 일자리의 질, 부양의무자의 존재와 경제력 등을 포함한다. 일반적으로 시변변수는 수급이나 소득의 영향을 받을 가능성이 있지만, 제도 효과를 분석할 때 매개변수의 역할을 하는 변수를 통제하지 않는 것이 타당하기 때문에(Angrist & Pischke, 2009: 64; Gangl, 2010: 28) 본 시뮬레이션에서는 V 가 B 의 영향을 받지 않는다고 가정한다.¹³⁾ B 는 C 와 V 의 영향을 받고, Y 는 C, B, V 의 영향을 받는다.

시뮬레이션을 위한 데이터는 다음과 같이 생성한다. 데이터는 3개의 시점을 갖는 패널데이터이고, $t=0$ 은 제도 시행 전을, $t=1$ 과 $t=2$ 는 시행 후를 의미한다. C 는 $N(0, 1)$ 을 따르고, V_t 는 <식1> 과 같이 C 의 영향을 받아 확률적으로 생성된다.¹⁴⁾ 예컨대, 건강은 연령의 영향과 같은 체계적 요인과 우연한 사고와 같은 확률적 요인의 결합으로 생성된다. B_t 는 <식2> 와 같이 C, V_t 의 영향을 받아 확률적으로 생성되는데, 제도 시행 전($t=0$)에는 모두 0의 값을 갖는다. Y_t 는 <식3> 과 같이 B_t, C, V_t 의 영향을 받아 확률적으로 생성된다.¹⁵⁾ δ_t 는 기초보장제도가 소득에 미치는 영향을 의미하며, 기초보장제도가 근로소득이나 사적이전을 부분적으로 구축하더라도 그보다 많은 급여를 제공하여 가처분소득을 증가시킨다면 $\delta_t > 0$ 으로 간주할 수 있다. <식2> 와 <식3> 의 모든 β, γ, δ 에 하첨자 t 를 표시하여 변수의 영향이 시간에 따라 달라질 수 있음을 허용하였다. 본 시뮬레이션에서는 C 와 V_t 를 고연령, 저학력, 나쁜 건강상태 등 소득능력과 음의 상관관계를 갖는 변수로 정의하고, 따라서 $\alpha_C > 0, \beta_C > 0, \beta_{Vt} > 0, \gamma_C < 0, \gamma_{Vt} < 0$ 으로 가정할 수 있다. $u_{it}, e_{it}, \epsilon_{it}$ 는 $N(0, 1)$ 을 따르고, 서로, 그리고 시간에 따라 독립적이라고 가정한다.

$$V_{it} = \alpha_I + \alpha_C C_i + u_{it} \quad (\text{식1})$$

$$B_{it} = 1 \text{ if } (\beta_{It} + \beta_{Ct} C_i + \beta_{Vt} V_{it} + e_{it}) > 0 \text{ \& } t = 1, 2$$

$$B_{it} = 0 \text{ otherwise} \quad (\text{식2})$$

$$Y_{it} = \gamma_{It} + \delta_t B_{it} + \gamma_{Ct} C_i + \gamma_{Vt} V_{it} + \epsilon_{it} \quad (\text{식3})$$

$$(C_i, u_{it}, e_{it}, \epsilon_{it}) \sim N(0, 1)$$

이와 같은 데이터 생성과정은 다음과 같은 가정을 전제로 한다. 첫째, 기초보장제도가 수급집단에게만 영향을 미친다(stable unit treatment value assumption, Winship & Morgan, 1999: 663). 즉, 본 연구에서는 제도가 저임금노동시장에 영향을 미치거나 수급신청탈락집단의 행태를 변화시키는 등의 효과는 고려하

13) 원칙적으로 수급의 영향을 받는 변수를 통제하지 않고 수급에 영향을 미치는 변수를 통제하는 것이 타당하지만, 실제 분석에서는 이러한 구분이 어려운 경우가 많다. 예를 들어, 건강 악화가 소득능력을 감소시켜 수급에 진입할 수 있는 한편, 수급진입 후 의료급여 수급이 건강을 개선할 수도 있다. Angrist & Pischke(2009: 66~68)는 이처럼 독립변수의 영향을 받지만 부분적으로 누락변수편의를 감소시킬 수 있는 통제변수를 대리통제변수(proxy control)라 부른다. 이러한 변수를 통제해야 할지를 판단하기는 쉽지 않다. 다만 독립변수보다 앞선 시점에 측정된 변수를 통제하는 것은 대체로 타당하다고 볼 수 있다(Angrist & Pischke, 2009: 68).

14) 시뮬레이션의 편의를 위해 C 와 V_t 를 각각 1개의 변수로 설정하는데, 이를 여러 변수의 선형결합으로 구성된 가상적인 변수로 이해해도 무방하다.

15) 일반적인 이중차이모델의 가정에 따라 <식3> 에 Y_{t-1} 을 투입하지 않았다. Y_{t-1} 을 독립변수로 투입한 모델과 투입하지 않은 모델의 차이에 대해서는 Allison(1990)의 논의를 참고할 수 있다.

지 않는다. 둘째, 수급의 효과는 모든 개인에게 동일하게 나타난다. 즉, 본 연구에서는 기초보장제도의 수급이 저학력집단/고학력집단, 남성/여성, 노인/비노인의 소득을 동일하게 증가시킨다고 가정한다.

제3절 기초보장제도 효과 분석 연구설계 검토

1. 설계1: 수급집단-비수급집단 횡단비교 접근

기초보장제도의 효과를 분석하는 가장 기본적인 방법은 수급집단과 비수급집단을 횡단적으로 비교하는 것이다. 예를 들어, 손병돈(2011)은 한국복지패널조사 데이터로 2008년 수급가구와 비수급가구의 저축액을 비교한 결과, 기초보장제도가 부채를 감소시켰다고 보고하였다. 정선영·정익중(2011)은 한국복지패널조사 데이터를 분석하여 2007년 수급가구와 비수급가구의 경제적 어려움 차이가 통계적으로 유의하지 않았다고 보고하였다. 최민혁(2019)은 2017년 지역사회건강조사 데이터를 분석하였는데, 수급자의 흡연율이 비수급자보다 높게 나타났다. 이와 같은 연구설계는 관찰된 특성을 통제하여 수급집단/비수급집단의 이질성을 제거할 수 있다는 조건부독립가정(conditional independence assumption, Angrist & Pischke, 2009: 52-59)에 의존한다.¹⁶⁾ 이에 선행연구는 성, 연령, 교육수준, 지역, 경제활동, 가구구성 등 다양한 변수를 통제한 상태에서 수급집단과 비수급집단을 비교하였다.

이하에서는 데이터 시뮬레이션으로 <설계1>을 검토한다. 데이터는 제도 시행 후인 $t=1$ 시점에 대해 앞서 설명한 과정에 <표 2>의 파라미터를 대입하여 생성한다. 제시된 β 를 적용하여 <식2>에 따라 B_1 을 생성하면, $Pr(B_1 = 1)$, 즉 수급률이 11.0%로 나타난다.¹⁷⁾

<표 2> 설계1: 파라미터 설정

	α_I	α_C	β_N	β_{C1}	β_{V1}	γ_N	γ_{C1}	γ_{V1}	δ_1
시나리오a	0	+1	-3	+1	+1	+5	-1	-2	+1

<표 3> 설계1: Y_1 에 대한 회귀분석결과

	시나리오a		
	모델1	모델2	모델3
$B_1 (\hat{\delta}_1)$	-5.27	-1.06	1.00
C		-2.68	-1.00
V_1			-2.00
상수항	5.70	5.23	5.00

주: 수치는 회귀계수를 의미한다. 이하의 분석결과에서도 동일하다.

<표 3>에는 생성한 데이터를 활용하여 Y_1 을 회귀분석한 결과를 보고하였다. 우선 모델1에서 B_1 을 투입한 결과, 수급집단의 소득이 비수급집단보다 5.27만큼 낮은 것으로 나타났다. $\delta_1=1$ 임에도 불구하고 $\hat{\delta}_1$ 이 음의 값으로 추정된 것은 수급과 소득에 영향을 미치는 여러 변수가 누락되었기 때문이다. 비수급집단에 비해 수급집단의 소득능력이 약하기 때문에, 소득능력과 관련된 특성을 통제하지 않으면 수급이 소득을

16) 이는 "selection on the observables", "ignorable treatment assignment" 등으로 불리기도 한다(Winship & Morgan, 1999: 669).
 17) 지나치게 낮은 수급률 때문에 시뮬레이션 결과가 왜곡되지 않도록 2017년 실제 기초보장제도 수급률인 3.1%(보건복지부, 2018: 19)보다 높게 설정하였다.

증가시킴에도 불구하고 수급집단의 소득수준이 상대적으로 낮게 나타난다. 이는 누락변수편의로 인해 제도 효과의 크기뿐만 아니라 방향까지 잘못 추정할 가능성이 있음을 시사한다. 모델2에서는 C 를 통제했음에도 불구하고 여전히 $\hat{\delta}_1$ 이 음의 값으로 나타났고, 모델3에서 V_1 를 추가적으로 통제한 후 $\hat{\delta}_1$ 가 진정한 값인 1로 추정되었다. 이러한 결과는 <설계1>의 타당성이 기본적으로 통제수준에 의존한다는 사실을 보여준다. 그런데 일반적인 서베이데이터로 소득을 통제하지 않은 상태에서 소득능력과 관련된 특성을 충분히 통제하기는 쉽지 않다. 인적자본과 같은 경제적 특성뿐만 아니라 가족배경, 지역사회 환경, 사회적 관계, 심리·문화적 특성에 이르기까지 수급집단과 비수급집단의 이질성이 매우 크기 때문이다.

수급과 소득에 영향을 미치는 특성을 모두 관찰할 수 있다 하더라도, 이러한 특성을 통제한 후 남아 있는 수급 변이의 원인이 무엇인지를 고민해볼 필요가 있다. 본 시뮬레이션에서는 C , V_1 의 값이 동일하더라도 B_1 이 확률적으로 결정되기 때문에 수급 변이가 존재하지만, 현실에서는 수급신청 후 제도의 선정기준에 따라 수급이 결정되기 때문에 수급지위가 확률적으로 결정된다고 보기 어렵다. 따라서 제도 효과를 식별하기 위해서는 수급에 영향을 미치지만 결과변수에는 영향을 미치지 않는 요인이 존재해야 한다. 예를 들어, 기초보장제도의 보장가구 범위 확정, 소득·재산 및 부양의무자 조사, 근로능력 판정 등의 과정이 매우 복잡하고 다양한 특례 조항이 존재하기 때문에 동일한 조건의 신청자라 하더라도 일선공무원의 행정재량에 따라 수급지위가 다르게 결정될 가능성이 있다(이환범·이수창, 2007). 이러한 행정재량행위는 수급지위에 영향을 미치지만 소득에는 영향을 미치지 않을 것으로 판단된다. 이와 같은 외부적 요인을 제외하면, 경제적 조건은 물론, 제도에 대한 이해, 스티그마에 대한 저항, 수급의지 등을 포함한 다양한 개인적·가족적 특성은 소득, 노동공급, 신체적·정신적 건강 등의 결과변수에 일정한 영향을 미칠 것이기 때문에 수급의 외생적인 변이를 만들어내기 어렵다. 즉, <설계1>은 조건부독립가정이 성립할 만큼의 충분한 통제가 어려울 뿐만 아니라, 근본적으로 제도 효과 식별에 활용할 수 있는 수급 변이가 크지 않다는 한계를 갖는다. 행정재량과 같은 외부적 조건의 차이로 인한 수급 변이가 거의 존재하지 않는다면, 결국 <설계1>의 분석결과는 사실상 누락변수편의로 해석될 수밖에 없다.

한편, 손병돈(2011), 정선영·정익중(2011), 최민혁(2019)은 모두 성향점수분석(propensity score analysis) 방법을 사용하였다.¹⁸⁾ 성향점수분석 방법은 프로그램 평가 분석에서 선택편의를 제거하는 방법으로 널리 사용되고 있지만, 회귀분석과 마찬가지로 관찰되지 않은 이질성으로 인한 편의를 제거할 수는 없다. 성향점수분석과 회귀분석은 관찰된 특성으로 인한 선택편의를 제거하는 동일한 식별전략을 사용하기 때문이다(Gangl, 2010: 30). 위의 데이터로 C 를 투입한 성향점수매칭분석을 실시하면 ATT(average treatment effect on the treated)가 -1.55로 나타나는데,¹⁹⁾ 이는 모델3의 추정치보다 더 큰 편의를 보여준다.

단, 상황에 따라 성향점수분석의 기술적인 장점은 존재한다. 수급집단과 비수급집단의 통제변수 분포 차이가 클 때, 회귀분석과 달리 성향점수분석은 함수형태의 오설정으로 인한 편의로부터 자유롭다(Zanutto, 2006: 85; Gangl, 2010: 31). 예를 들어, 교육연수를 통제한 상태에서 수급집단과 비수급집단의 차이를 추정할 때, 회귀분석에서는 수급집단이 거의 존재하지 않는 고학력자에 대해 잘못된 외삽(extrapolation)이 이루어질 가능성이 있는 반면, 성향점수분석에서는 주로 수급집단과 비수급집단의 특성이 중첩되는 저학력자를 대상으로 집단 간 차이를 비모수적으로 추정하기 때문에 이러한 문제가 크게 완화된다. 특히 기초보장제도의 경우 수급집단과 비수급집단의 이질성이 크기 때문에 이러한 장점이 의미가

18) 손병돈(2011)과 최민혁(2019)은 성향점수매칭 방법을 사용하였고, 정선영·정익중(2011)은 성향점수를 활용한 가중치 조정 방법을 사용하였다.

19) Stata의 psmatch2(Leuven & Sianesi, 2003) 명령어를 사용하였다. 수급확률은 프로빗모델로 추정하였고, single nearest-neighbour without caliper 매칭을 실시하였다.

있다.²⁰⁾ 또한 성향점수분석과 회귀분석을 결합하여 잘못된 외삽으로 인한 편의를 피하면서 이질성을 통제하는 방법도 흔히 활용되고 있다. 단, 전체 표본을 대상으로 한 회귀분석의 추정량이 ATE로 해석되는 것과 달리, 성향점수분석의 추정량은 대체로 ATT에 가깝다는 점에 주의할 필요가 있다.

2. 설계2: 제도 시행 전후 수급지위 변화 활용 접근

다음으로 제도 시행 전후의 패널데이터로 수급진입집단과 비수급지속집단을 비교하는 접근을 검토한다. 예를 들어, 김태일(2004)은 한국노동패널조사 데이터를 활용하여 수급가구와 비수급가구를 대상으로 기초보장제도 시행 전인 2000년과 시행 후인 2002년 사이에 관찰된 소득 변화를 비교하였다. 이때 수급가구와 비수급가구의 이질성을 통제하기 위해 2001년 시점의 근로소득과 성별 분포가 수급가구와 유사한 통제집단을 매칭 방법으로 선정하였다. 이와 같이 분석한 결과, 기초보장제도로 인해 근로소득이 최대 12.5% 감소하고 총소득이 26% 이상 증가한 것으로 나타났다.

〈표 4〉 설계2: 파라미터 설정

	α_I	α_C	β_{I1}	β_{C1}	β_{V1}	γ_{I0} γ_{I1}	γ_{C0} γ_{C1}	γ_{V0} γ_{V1}	δ_1
시나리오a	0	+1	-3	+1	+1	+5 +6	-1 -2	-1 -2	0
시나리오b	0	+1	-3	+1	+1	+5 +6	-1 -1	-1 -2	0
시나리오c	0	+1	-3	+1	+1	+5 +6	-1 -1	-1 -1	0
시나리오d	0	+1	-3	+1	+1	+5 +6	-1 -1	-1 -1	+1

〈설계2〉를 검토하기 위해 $t=0, t=1$ 시점에 대해 〈표 4〉의 파라미터를 활용하여 패널데이터를 생성한다. 일부 시나리오의 $\delta_1=0$ 설정은 기초보장제도가 소득에 영향을 미치지 않음을 의미하고, 수급집단을 선정하지만 급여는 제공하지 않는 가상적인 기초보장제도의 효과로 해석할 수 있다(Contini & Negri, 2007: 26). 〈식3〉으로부터 $t=0, t=1$ 시점의 소득결정모델을 설정한 후 이를 차분하면 〈식4〉와 같은 FD모델(first differences model)을 얻을 수 있다.²¹⁾ 식에서 $\Delta\gamma_I$ 는 경기변동으로 인해 전체 집단에게 동일하게 발생하는 소득 변화를 의미하고, 양의 값으로 설정하였다. $\Delta\gamma_C$ 는 $C-Y_i$ 관계의 시간에 따른 변화를 나타내고, $\Delta\gamma_V$ 와 γ_{V1} 은 V_i 의 수준과 변화가 ΔY 에 미치는 영향을 나타낸다.

$$\Delta Y_i = \Delta\gamma_I + \delta_1 B_{i1} + \Delta\gamma_C C_i + \Delta\gamma_V V_{i0} + \gamma_{V1} \Delta V_i + \Delta\epsilon_i \tag{식4}$$

〈표 5〉에는 생성한 데이터로 〈식4〉를 추정한 결과를 보고하였다. 우선 모델1은 비수급지속집단보다 수급진입집단의 소득이 더 많이 감소하여 집단 간 소득격차가 4.70만큼 증가하였음을 보여준다. 추가적인 분석에 따르면, 수급진입집단의 평균소득은 2.21에서 -0.96로 3.17만큼 감소하였고, 비수급지속집단의 평균

20) 잘못된 외삽을 피하기 위해 관찰된 특성을 기준으로 분석대상을 제한하는 방법도 활용할 수 있다. 예를 들어, 고학력자의 수급률이 0에 가깝다면 저학력자만을 대상으로 제도 효과를 분석할 수 있다. 이와 유사한 맥락에서 손병돈(2011)과 정선영·정익중(2011)은 소득이나 소득인정액이 최저생계비 이하인 표본을 분석하였다. 단, 소득과 같이 수급이나 결과변수의 영향을 받을 가능성이 있는 변수를 기준으로 분석대상을 제한하는 것은 또 다른 편의를 야기할 수 있기 때문에 주의해야 한다.

21) Δ 는 t 시점의 값에서 $t-1$ 시점의 값을 뺀 값을 의미한다.

소득은 5.35에서 6.87로 1.52만큼 증가하였다. $\delta_1=0$ 임에도 불구하고 이러한 결과가 나타난 것은 수급진입 집단의 소득능력이 상대적으로 약하다는 사실을 모델에 반영하지 못했기 때문이다. 모델2에 C , V_0 , ΔV 를 투입하여 이를 반영하면, $\hat{\delta}_1$ 이 진정한 값인 0에 가깝게 추정된다. 하지만 C 와 V_t 를 모두 관찰할 수 있다면 $t=1$ 시점의 횡단데이터에 〈설계1〉을 적용하여 제도 효과를 편의 없이 추정할 수 있기 때문에 굳이 중단설계를 활용할 필요가 없다.

〈표 5〉 설계2: ΔY 에 대한 회귀분석결과

	시나리오a		시나리오b	시나리오c		시나리오d
	모델1	모델2	모델3	모델4	모델5	모델6
$B_1 (\hat{\delta}_1)$	-4.70	0.01	0.01	0.00	-0.78	0.22
C		-1.00				
V_0		-1.00	-1.00			
ΔV		-2.00	-2.00	-1.00		
상수항	1.52	1.00	1.00	1.00	1.09	1.09

식별전략 측면에서 〈설계2〉의 장점은, 모델3에서 보듯이, C - Y_t 관계가 시불변이라는 가정($\Delta\gamma_C=0$) 하에 C 를 누락할 수 있다는 점이다. 이를 구체적으로 논의하면 다음과 같다. 첫째, 지능, 성격, 가족배경 등과 같이 관찰하기 어려운 시불변 특성으로 인한 누락변수편의를 제거할 수 있다. 둘째, 〈설계1〉보다 많은 수급 변이의 원천을 활용할 수 있다. 앞서 논의한 바와 같이, 〈설계1〉에서는 모든 특성이 동일한 집단에 대한 외부적 조건의 차이로부터 발생한 수급 변이에 의존할 수밖에 없다. 반면 〈설계2〉에서는 시불변 특성의 차이로부터 발생한 수급 변이를 활용할 수 있다. 〈설계1〉에서는 통제 후 수급집단과 비수급집단의 특성이 모두 동일해야 하지만, 〈설계2〉에서는 통제 후 수급진입집단과 비수급지속집단의 시불변 특성에 차이가 있어도 문제가 없기 때문이다. 예컨대, 교육수준-소득 관계가 시불변이라면, 수급진입 집단과 비수급지속집단의 교육수준 차이로 인한 소득격차도 시불변일 것이므로, 두 집단 간 소득격차의 시간에 따른 변화를 추정할 때는 교육수준을 통제할 필요가 없다. 더 나아가, 모델4와 같이 $\Delta\gamma_V=0$ 가정을 추가하면 V_0 도 누락할 수 있다.

하지만 $\Delta\gamma_C=\Delta\gamma_V=0$ 가정 하에서도 ΔV 는 통제해야 한다. 모델5와 같이 ΔV 를 통제하지 않으면 기초보장제도가 소득을 0.78만큼 감소시킨다는 잘못된 결과를 얻게 된다. ΔV 는 실직, 재산 및 소득 감소, 건강상태 악화, 이혼, 가구원 사망 등 $t=0$ 과 $t=1$ 사이에 발생한 다양한 변화를 의미한다. 앞서 V_t 가 소득능력과 부적 관계를 갖는 것으로 정의하였으므로, V_t 가 시간에 따라 증가하면($\Delta V > 0$) 수급진입확률이 증가하는 동시에 소득이 감소한다. 즉, $\delta_1=0$ 임에도 불구하고 ΔV 를 통제하지 않으면 $\hat{\delta}_1$ 이 음의 값으로 나타나는 것이다.²²⁾ 극단적으로 매 시점의 소득이 무작위로 결정되고 일정 기준 미만의 소득을 가진 사람이 수급자가 되는 상황을 가정할 때, 소득이 감소한 사람의 수급진입확률이 상대적으로 높기 때문에 수급진입 시점에 비수급지속집단보다 수급진입집단의 소득이 평균적으로 더 많이 감소하였을 것이다.²³⁾

모델6을 살펴보면, $\delta_1=1$ 가정 하에 ΔV 를 누락하고 분석한 결과 $\hat{\delta}_1$ 이 0.22로 추정되었다. 그런데 논의한 바와 같이 ΔV 가 B_1 과 정적 관계를, ΔY 와 부적 관계를 갖기 때문에 ΔV 의 누락으로 인한 편의가

22) 〈식2〉의 수급결정모델에 ΔV 가 포함되지 않지만, ΔV 와 V_t 이 양의 상관관계를 갖기 때문에 ΔV 가 $t=1$ 시점의 수급진입 확률을 증가시킨다.

23) Ashenfelter(1978)는 직업훈련이 시작되기 직전에 참가자의 소득이 감소하는 경향이 있기 때문에 직업훈련의 소득증대효과를 추정할 때 이러한 소득 변동을 고려해야 한다고 설명하였다.

음의 방향으로 나타날 것이므로, $\hat{\delta}_1 > 0$ 이라면 적어도 기초보장제도가 소득을 증가시킨다는 결론을 추론해 볼 수 있다. 이는 실제 분석에서 수급결정과정과 결과변수의 성격을 고려하면 편의된 분석결과라 하더라도 효과의 방향에 대해 일정한 정보를 얻을 가능성이 있음을 의미한다. 반면, 모델5와 같이 $\hat{\delta}_1 < 0$ 이라면 제도 효과의 크기뿐만 아니라 방향에 대해서도 어떠한 결론을 내리기 어렵다.

요컨대, 〈설계2〉에서는 시불변 특성과 소득의 관계가 시불변이라는 가정 하에 관찰되지 않은 시불변 이질성을 통제할 수 있지만, 소득의 확률적 변동을 포함한 관찰되지 않은 시변 이질성의 존재가 연구설계의 타당성을 위협한다. 수급진입은 빈곤진입을 동반할 가능성이 크고, 빈곤진입과 연관된 다양한 생애사건이 수급진입과 소득 변화에 동시에 영향을 미친다. 이러한 변화를 모두 관찰하기 어려울 뿐만 아니라, 소득 변화와의 인과적 선후관계를 구분하기 어렵다는 점도 문제가 된다. 예를 들어, 우울 증가로 소득능력이 감소하여 수급에 진입한 빈곤층이 기초보장급여를 받은 후 경제적 어려움이 경감되어 우울이 감소하였다고 가정해보자(이원진, 2010: 251~253). 이때 제도의 인과적 효과를 분석하기 위해서는 수급이 결정되고 급여가 제공되기 직전까지의 우울 변화를 통제해야 하지만, 일반적인 서베이에서 이와 같은 정교한 측정을 기대하기는 쉽지 않다.

결국 〈설계2〉는 조건부독립가정이 성립할 만큼의 통제가 이루어져야 내적 타당도를 확보할 수 있다. 그런데 조건부독립가정을 실증적으로 확인하기는 쉽지 않지만, 3개 시점 이상의 데이터를 활용한 간접적인 평가는 가능할 수 있다. 예를 들어, 조건부독립가정이 성립한다면 통제 후 수급진입집단과 비수급지속집단의 소득격차가 제도가 시행되기 전의 여러 시점에 걸쳐 일정하게 나타날 것이다.

3. 설계3: 제도 시행 전후 외생변수 활용 접근

다음으로는 외생변수를 활용하여 프로그램집단/비교집단을 설정한 후 제도 시행 전후의 변화를 비교하는 접근을 검토한다. 예를 들어, 이상은(2004)은 한국노동패널조사 데이터를 활용하여 근로능력가구의 저학력자를 프로그램집단으로 설정한 이중차이분석을 실시한 결과,²⁴⁾ 1998~2000년과 2001~2002년 사이에 프로그램집단과 비교집단의 취업 및 근로시간 차이가 통계적으로 유의하게 변화하지 않았다고 보고하였다. 변금선(2005)은 한국노동패널조사 데이터로 1998년과 2003년의 근로능력자에 대한 이중차이분석을 실시하였는데, 기초보장제도가 고학력자에 비해 저학력자의 근로시간을 더 많이 감소시켰다고 보고하였다. 단, 성별이나 여성의 가구 내 지위를 활용하여 프로그램집단/비교집단을 설정한 분석에서는 노동공급 감소효과가 확인되지 않았다. 구인회 외(2010)는 1996년과 2006년 가구소비실태조사와 가계조사 데이터를 활용하여 저교육 임차가구를 프로그램집단으로 설정한 삼중차이모형을 분석한 결과, 기초보장제도가 소득을 증가시켰지만 빈곤을 감소시키지는 못하였다고 보고하였다. 이와 같은 선행연구는 외생변수를 활용하여 이중차이모형을 분석하였다는 점에서 비슷한 식별전략을 활용하고 있지만, 구체적으로 프로그램집단/비교집단을 설정하는 방식에는 차이가 있다.

이하에서는 $t=0$, $t=1$ 시점에 대해 〈표 6〉의 파라미터를 활용하여 패널데이터를 생성하고, 논의를 위해 C 를 큰 값이 저학력을 의미하는 교육수준 변수로 정의한다.²⁵⁾ 〈설계3〉에서는 〈식5〉와 같이 수급지위 변수를 제외한 FD모형을 추정한다. 식에서 $\Delta\gamma'_C$ 는 교육수준-소득 관계의 시간에 따른 변화를 나타내는데, $\Delta\gamma'_C > 0$ 이라면 기초보장제도 시행 전후에 고학력집단과 저학력집단의 소득격차가 감소하였음을

24) 이상은(2004: 77)은 근로능력가구의 저학력자는 기초보장제도 시행 전에 생활보호제도의 보호를 받았다는 점에 주목하여 프로그램집단을 근로능력가구의 저학력자로 설정하였다.

25) 선행연구는 일반적으로 이분변수를 활용하여 프로그램집단/비교집단을 설정하지만, 계량적 관점에서는 프로그램집단에 속할 가능성에 영향을 미치는 연속변수를 활용하는 것에 문제가 없다.

의미한다.

$$\Delta Y_i = \Delta\gamma'_I + \Delta\gamma'_C C_i + \Delta\gamma'_V V_{i0} + \gamma'_{V1} \Delta V_i + \Delta\epsilon'_i \quad (\text{식5})$$

〈표 6〉 설계3: 파라미터 설정

	α_I	α_C	β_{I1}	β_{C1}	β_{V1}	γ_{I0} γ_{I1}	γ_{C0} γ_{C1}	γ_{V0} γ_{V1}	δ_1
시나리오a	0	+1	-3	+1	+1	+5 +6	-1 -2	-1 -2	+1
시나리오b	0	+1	-3	+1	+1	+5 +6	-1 -1	-1 -2	+1
시나리오c	0	+1	-3	+1	+1	+5 +6	-1 -1	-1 -1	+1
시나리오d	0	+1	-3	+9	+1	+5 +6	-1 -1	-1 -1	+1

그렇다면 $\Delta\gamma'_C$ 는 δ_1 과 어떤 관계를 갖는가? $\Delta\gamma'_C$ 의 의미는 〈식4〉에서 B_1 의 누락에 따른 편의를 검토했으므로써 확인할 수 있다. 〈식6〉과 같이 $t=1$ 시점의 수급지위를 선형확률모델로 추정한 후, 이를 〈식4〉에 대입하여 정리하면 〈식7〉을 얻을 수 있고, 이를 〈식5〉와 비교하면 〈식8〉과 같이 $\Delta\gamma'_C$ 와 δ_1 의 관계가 도출된다. 〈식9〉에서 보듯이, $\Delta\gamma'_C$ 를 λ_{C1} 로 나눈 추정량이 $\Delta\gamma_C=0$ 가정 하에 δ_1 와 일치하게 된다. $\Delta\gamma_C=0$ 은 기초보장제도의 효과가 존재하지 않는다면 C - Y_i 관계가 시불변이라는 공통추이가정 (common trend assumption, Angrist & Pischke, 2009: 230~231)을 의미한다. 이러한 가정을 전제로, 〈설계2〉와 마찬가지로, 〈설계3〉은 수급집단과 비수급집단의 횡단적 동질성을 필요로 하지 않기 때문에 교육수준과 같은 시불변 특성의 차이로 인해 발생한 수급 변이를 활용할 수 있다.

$$B_{i1} = \lambda_{I1} + \lambda_{C1} C_i + \lambda_{V1} V_{i1} + \nu_{i1} = \lambda_{I1} + \lambda_{C1} C_i + \lambda_{V1} V_{i0} + \lambda_{V1} \Delta V_i + \nu_{i1} \quad (\text{식6})$$

$$\Delta Y_i = (\delta_1 \lambda_{I1} + \Delta\gamma_I) + (\delta_1 \lambda_{C1} + \Delta\gamma_C) C_i + (\delta_1 \lambda_{V1} + \Delta\gamma_V) V_{i0} + (\delta_1 \lambda_{V1} + \gamma_{V1}) \Delta V_i + (\delta_1 \nu_{i1} + \Delta\epsilon_i) \quad (\text{식7})$$

$$\Delta\gamma'_C = \delta_1 \lambda_{C1} + \Delta\gamma_C \quad (\text{식8})$$

$$\frac{\Delta\gamma'_C}{\lambda_{C1}} = \delta_1 + \frac{\Delta\gamma_C}{\lambda_{C1}} \quad (\text{식9})$$

〈표 7〉에는 〈식5〉와 〈식6〉을 추정한 결과를 보고하였다. 먼저 모델1을 살펴보면, $\widehat{\Delta\gamma'_C}$ 이 -0.92로 추정되어 제도 시행 후 교육수준에 따른 소득격차가 증가한 것으로 해석된다. 그런데 이는 제도 효과와 무관하게 교육수준-소득 관계가 변화하였기 때문에($\Delta\gamma_C=1$) 나타난 결과이다. 이에 $\Delta\gamma_C=0$ 을 가정한 모델2를 분석한 결과, $\widehat{\Delta\gamma'_C}$ 이 양의 값으로 나타나 기초보장제도가 교육수준에 따른 소득격차를 감소시켰음이 확인된다. 제도 효과를 의미하는 $\widehat{\Delta\gamma'_C}/\widehat{\lambda_{C1}}$ 는 진정한 값인 1에 가깝게 추정되었다.

이와 같이 〈설계3〉의 타당성은 공통추이가정에 크게 의존한다. 실제 분석에서는 3개 시점 이상의 데이터가 존재할 때 공통추이가정에 대한 대략적인 평가가 가능하다. 제도 시행 전 데이터가 2개 시점 이상 존재한다면, 시행 전 시기에 교육수준-소득 관계가 일정하게 나타나야 할 것이다. 제도 시행 후 데이터가

2개 시점 이상 존재한다면, 제도가 변화하지 않았다는 가정 하에 시행 후 시기에 교육수준-소득 관계가 일정하게 나타나야 할 것이다.²⁶⁾ 그런데 $\Delta\gamma_C \neq 0$ 의 추이가 확인된다면, 이를 모델에 반영하는 것이 가능하다(Angrist & Pischke, 2009: 238). 예컨대, 제도와 무관하게 교육수준에 따른 소득격차가 증가하는 패턴이 존재하고, $t=0$ 과 $t=1$ 사이에 교육수준에 따른 소득격차의 증가량이 기존 패턴의 예측보다 작게 나타난다면, 이를 제도의 효과로 해석할 수 있다. 단, $t=0$ 과 $t=1$ 사이에 발생한 타제도의 변화와 경기변동 등이 공통추이에 영향을 미칠 가능성을 확인하거나 통제하기는 어렵다. 예를 들어, 제도 시행과 비슷한 시기에 발생한 경제위기가 저학력집단의 일자리에 상대적으로 큰 악영향을 미쳤다면, 제도와 무관하게 $t=0$ 과 $t=1$ 사이에 교육수준-소득 관계가 변화하였을 것이다. 특히, $t=0$ 과 $t=1$ 사이의 기간이 길수록 다양한 사회적 변화가 공통추이에 영향을 미칠 가능성이 커질 것이다. 만약 공통추이가정이 위배될 것으로 예측되고 이를 통제하는 것이 불가능하다면, 적어도 이로 인한 편위의 방향을 이론적으로 검토할 필요가 있다.

<표 7> 설계3: ΔY 와 B_1 에 대한 회귀분석결과

		시나리오a		시나리오b		시나리오c		시나리오d
		모델1	모델2	모델3	모델4	모델5	모델6	
ΔY	$C(\widehat{\Delta\gamma}_C)$	-0.92	0.08	-0.85	0.15	0.15	0.38	
	V_0	-0.92	-0.92					
	ΔV	-1.92	-1.92	-1.46	-0.96			
	상수항	1.11	1.11	1.11	1.11	1.11	1.39	
B_1	$C(\widehat{\lambda}_{C1})$	0.08	0.08	0.15	0.15	0.15	0.38	
	V_0	0.08	0.08					
	ΔV	0.08	0.08	0.04	0.04			
	상수항	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	0.38	
$\widehat{\Delta\gamma}_C/\widehat{\lambda}_{C1}$		-11.86	1.01	-5.49	1.00	0.99	1.00	

$\Delta\gamma_C=0$ 이라도 $\Delta\gamma_V \neq 0$ 이라면, 모델3에서 보듯이 V_0 를 누락할 때 편위가 발생한다. 그 이유는 다음과 같다. <식1>에 따라 $V_{i0} = \alpha_I + \alpha_C C_i + u_{i0}$, $V_{i1} = \alpha_I + \alpha_C C_i + u_{i1}$, $\Delta V_i = \Delta u_i$ 이고, 이를 각각 <식6>과 <식7>에 대입하면 <식10>과 <식11>을 얻을 수 있다. 이때 <식9>에 상응하는 추정량을 <식12>와 같이 δ_1 와 편위의 합으로 표현할 수 있다. 여기서 V_0 의 누락으로 인한 편위를 제거하기 위해서는 $\Delta\gamma_C = \Delta\gamma_V = 0$ 이 성립해야 함을 알 수 있다.

$$B_{i1} = (\lambda_{I1} + \lambda_{V1}\alpha_I) + (\lambda_{C1} + \lambda_{V1}\alpha_C)C_i + (\lambda_{V1}u_{i1} + \nu_{i1}) \tag{식10}$$

$$\Delta Y_i = (\delta_1\lambda_{I1} + \Delta\gamma_I + \delta_1\lambda_{V1}\alpha_I + \alpha_I\Delta\gamma_V) + [\delta_1(\lambda_{C1} + \lambda_{V1}\alpha_C) + (\Delta\gamma_C + \alpha_C\Delta\gamma_V)]C_i + (\delta_1\lambda_{V1} + \Delta\gamma_V)u_{i0} + (\delta_1\lambda_{V1} + \gamma_{V1})\Delta u_i + (\delta_1\nu_i + \Delta\epsilon_i) \tag{식11}$$

$$\frac{\delta_1(\lambda_{C1} + \lambda_{V1}\alpha_C) + (\Delta\gamma_C + \alpha_C\Delta\gamma_V)}{\lambda_{C1} + \lambda_{V1}\alpha_C} = \delta_1 + \frac{(\Delta\gamma_C + \alpha_C\Delta\gamma_V)}{\lambda_{C1} + \lambda_{V1}\alpha_C} \tag{식12}$$

$\Delta\gamma_C = \Delta\gamma_V = 0$ 을 가정하면, V_0 를 누락하더라도 모델4와 같이 $\widehat{\Delta\gamma}_C/\widehat{\lambda}_{C1}$ 이 진정한 값인 1로 추정된다. 모델2와 모델4에서 $\widehat{\Delta\gamma}_C$ 이 다르지만 $\widehat{\Delta\gamma}_C/\widehat{\lambda}_{C1}$ 이 동일하게 추정된다는 사실은 <설계3>의 분석결과를

26) 기초보장제도의 효과를 분석한 선행연구는 대부분 공통추이가정을 실증적으로 검토하지 않았고, 이는 선행연구의 가장 큰 한계로 평가된다.

해석할 때 $\widehat{\Delta\gamma}_C$ 에만 의존해서는 안된다는 점을 보여준다. 모델2보다 모델4에서 $\widehat{\Delta\gamma}_C$ 와 $\widehat{\lambda}_{C1}$ 이 크게 추정되는데, 이는 교육수준의 영향을 받는 매개변수를 통제하지 않을 때 교육수준과 수급의 관계가 강해지고 교육수준에 따른 소득격차가 더 크게 감소함을 의미한다. 한편 모델5를 살펴보면, ΔV 와 C 가 독립적이기 때문에 ΔV 를 누락했음에도 불구하고 모델4와 동일한 결과가 나타났다. 예컨대, 교육수준이 낮을수록 건강상태가 나빠지만, 교육수준이 시간에 따른 건강 변화에는 영향을 미치지 않기 때문에, 교육수준-소득 관계의 시간에 따른 변화를 추정할 때는 건강 변화를 통제할 필요가 없는 것이다.

이러한 결과는 공통추이가정에 대해 다음과 같은 시사점을 제공해준다. 첫째, 공통추이가정의 성립 여부는 모델의 통제수준에 따라 달라진다. $\Delta\gamma_V \neq 0$ 일 때, V_0 와 ΔV 를 통제한 모델2에서는 공통추이가정이 성립하지만 V_0 를 누락한 모델3에서는 성립하지 않는다. 둘째, 더 많은 변수를 통제할수록 일반적으로 공통추이가정이 성립할 가능성이 증가한다. V_0 를 통제하지 않으면 $\Delta\gamma_C = \Delta\gamma_V = 0$ 이 성립해야 하지만, V_0 를 통제하면 $\Delta\gamma_C = 0$ 만 성립하면 되기 때문이다. 따라서 실제 분석에서는 공통추이가정이 성립하는 수준의 통제가 필요하다.

모델6에서는 C - B_1 관계를 더 강하게 설정하고 분석한 결과, 모델5와 비교할 때 $\widehat{\Delta\gamma}_C / \widehat{\lambda}_{C1}$ 은 동일하지만 $\widehat{\Delta\gamma}_C$ 이 더 크게 추정되었다. 이는 다음을 시사한다. 첫째, C - B_1 관계가 강할수록 $\widehat{\Delta\gamma}_C$ 이 제도 효과에 가깝게 추정되기 때문에, 수급을 잘 설명하는 프로그램집단/비교집단 설정이 필요하다.²⁷⁾ 둘째, C - B_1 관계에 대한 실증적인 검토가 필요하다. 일반적으로 $\widehat{\Delta\gamma}_C$ 은 δ_1 을 과소추정하기 때문에 제도 효과의 크기를 판단하기 위해서는 $\widehat{\Delta\gamma}_C / \widehat{\lambda}_{C1}$ 을 직접 추정하거나, 적어도 $\widehat{\lambda}_{C1}$ 의 크기를 고려한 해석이 필요하다.²⁸⁾ $\widehat{\Delta\gamma}_C$ 은 제도 효과라기보다는 제도가 C - Y_t 관계를 변화시키는 효과로 해석하는 것이 타당하다. 만약 C 의 값이 큰 집단을 제도의 목표집단으로 간주할 수 있다면, $\widehat{\Delta\gamma}_C$ 을 ITT효과(intent-to-treat effect, Guo & Fraser, 2010: 47)로 해석하는 것은 가능하다. 하지만 기초보장제도는 소득이 빈곤선 미만인 집단을 목표집단으로 하기 때문에, 외생변수를 기준으로 설정한 프로그램집단을 목표집단으로 해석하는 데 논란이 있을 수 있다.

이상의 논의를 바탕으로 <설계2>와 <설계3>을 비교하면 다음과 같다. 첫째, $\Delta\gamma_C = \Delta\gamma_V = 0$ 의 가정 하에서, <설계2>와 달리 <설계3>에서는 소득의 확률적 변동을 포함한 다양한 관찰되지 않은 시변 이질성(ΔV)을 통제할 수 있다. 따라서 공통추이가정이 성립함을 실증적으로 확인할 수만 있다면 상당히 높은 수준의 내적 타당도를 확보할 수 있다. 둘째, $\Delta\gamma_C \neq 0$ 일 때 <설계3>의 분석결과는 편의되지만, <설계2>에서는 관찰된 C 를 통제한 상태에서 제도 효과를 추정할 수 있다. 단, <설계2>에서 C 를 통제하면 C 의 차이로부터 발생한 수급 변이를 활용할 수 없고, 통제 후에도 남아 있는 수급 변이의 원천에 대한 고민이 필요하다. 셋째, <설계3>과 달리 <설계2>에서는 제도 효과(δ_1)를 직접 추정하므로 분석결과의 해석이 간단하다.

마지막으로, <설계2>는 반드시 패널데이터를 활용해야 하지만 <설계3>은 반복횡단데이터를 활용할 수도 있음을 언급해둔다. 일반적으로 패널탈락(attrition)이 존재하지 않는 반복횡단데이터의 대표성이 더 좋지만, 패널데이터는 고정효과모델 또는 FD모델로 관찰되지 않은 시불변 이질성을 통제할 수 있다고 알

27) 단, 프로그램집단/비교집단 설정에 활용하는 변수는 수급이나 소득에 영향을 받지 않아야 한다. 예를 들어, 기초보장제도는 빈곤층에게 급여를 제공하므로 소득과 수급의 관계가 매우 강하지만, 소득을 기준으로 프로그램집단/비교집단을 설정할 수는 없다.

28) 근로장려제도의 효과를 분석한 박지혜·이정민(2018: 28~33)은 프로그램집단/비교집단 설정이 근로장려금 수급을 잘 설명하는지를 판단하기 위해 회귀분석을 실시하였다. 하지만 기초보장제도의 효과를 분석한 선행연구에서는 이러한 분석을 찾아보기 어렵다.

려져 있다. 하지만 프로그래밍가의 맥락에서는 일반적인 가정 하에서 패널데이터로 계산한 추정량을 반복 횡단데이터로도 계산할 수 있는 경우가 많다(Heckman & Robb, 1986). 예를 들어, 교육수준은 시불변이므로 저학력집단과 고학력집단의 여성 비율이 시불변이기 때문에, 성별 소득격차가 시불변이라면 저학력집단과 고학력집단 간 소득격차의 시간에 따른 변화를 추정할 때 성별을 관찰하여 통제하지 않아도 된다. 즉, 반복횡단데이터를 활용한 분석에서도 일정한 가정 하에 관찰되지 않은 시불변 이질성을 통제할 수 있는 것이다. 이와 관련된 자세한 논의는 본 연구의 범위를 넘어선다. 다만 앞서 생성한 데이터를 long form으로 변형하여 결합OLS모형을 추정한 결과, <표 7> 과 거의 유사한 결과가 나타났음을 밝혀둔다.

4. 설계4: 제도 시행 이후 수급지위 변화 활용 접근

다음으로는 제도 시행 이후에 관찰된 수급지위 변화를 활용하는 접근을 검토한다. 대부분의 선행연구는 한국복지패널조사 데이터를 활용하여 2000년대 중반 이후 기초보장제도 수급지위 변화와 소득, 소비, 근로, 건강, 우울, 사회적 신뢰와 같은 다양한 결과변수의 관계를 분석하였다(박상현·김태일, 2011; 박상현·최하정, 2011; 안종범·김재호, 2012; 김을식·최석현, 2014; 임완섭, 2014; 최요한, 2018; 안서연·조미라, 2019). 선행연구에서 수급지위 변화를 모델에 반영하는 방법은 다양한데, 기본적으로 실험설계의 형태를 빌려 t 시점의 비수급집단을 대상으로 $t+1$ 시점의 수급지위가 결과변수 변화에 미치는 영향을 분석해볼 수 있다. 예를 들어, 박상현·김태일(2011)은 2005년 비수급집단을 대상으로 2007년 수급지위가 경제활동참여, 근로일수, 근로소득의 변화에 미치는 영향을 추정하였다. 성향점수매칭과 이중차이분석을 결합한 결과, 기초보장제도가 수급집단의 노동공급에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 8> 설계4, 파라미터 설정

	α_I	α_C	β_{I1}	β_{C1}	β_{V1}	γ_{I1}	γ_{C1}	γ_{V1}	δ_1
			β_{I2}	β_{C2}	β_{V2}	γ_{I2}	γ_{C2}	γ_{V2}	δ_2
시나리오a	0	+1	-3	+1	+1	+5	-1	-1	+1
			-3	+1	+1	+6	-1	-1	+2
시나리오b	0	+1	-3	+1	+1	+5	-1	-1	+1
			-2	+2	+2	+6	-1	-1	+2
시나리오c	0	+1	-3	+1	+1	+5	-1	-1	+1
			-2	+2	+2	+6	-1	-1	+1

<표 9> 설계4: 수급지위 변화

(단위: %)

	$B_1=0, B_2=0$	$B_1=0, B_2=1$	$B_1=1, B_2=0$	$B_1=1, B_2=1$	계
시나리오a	83.0	6.0	6.0	5.0	100.0
시나리오b/c	65.3	23.7	1.7	9.3	100.0

이하의 시뮬레이션에서는 <표 8>의 파라미터를 활용하여 제도 시행 후 $t=1, t=2$ 시점의 데이터를 생성한다. 앞서 <설계2>의 시뮬레이션에서 $\Delta\gamma_C \neq 0, \Delta\gamma_V \neq 0$ 가정의 함의를 이미 검토하였으므로, 본 시뮬레이션에서는 $\Delta\gamma_C = \Delta\gamma_V = 0$ 을 가정한다. 한편 기초보장제도가 시행된 후 재산의 소득환산제 실시, 부양의무자기준 완화, 최저생계비 인상, 모니터링 강화 등 다양한 변화가 나타났는데, 이러한 제도 변화는 다음과 같이 데이터에 반영된다. 첫째, 수급결정모델의 β_t 가 변화한다. 이때 $\Delta\beta_t > 0$ 은 전반적인 수급률의

증가를 의미하고, $\Delta\beta_C > 0$, $\Delta\beta_V > 0$ 은 C , V_t 와 수급의 관계가 강해짐을 의미한다. <표 9>에는 <표 8>의 파라미터에 따라 생성한 수급지위의 변화를 제시하였다. 시나리오a에서는 수급결정모델이 변화하지 않기 때문에 수급진입집단과 수급탈출집단의 비율이 6.0%로 동일하지만, 시나리오b와 시나리오c에서는 시간에 따라 제도가 관대해지기 때문에 수급진입집단과 수급탈출집단의 비율이 각각 23.7%, 1.7%로 나타난다. 둘째, 소득결정모델의 δ_i 가 변화한다. 이때 $\Delta\delta > 0$ 은 기초보장제도의 소득증대효과가 시간에 따라 증가함을 의미한다.²⁹⁾

<설계4>에서는 <식3>으로부터 $t=1$, $t=2$ 시점의 소득결정모델을 구하여 차분한 FD모델을 추정한다 (<식13>). 여기서 B_1 의 계수는 제도 효과의 시간에 따른 변화($\Delta\delta$)를, ΔB 의 계수는 $t=2$ 시점의 효과(δ_2)를 의미하고, δ_2 에서 $\Delta\delta$ 를 빼면 $t=1$ 시점의 효과(δ_1)도 확인할 수 있다. 이하에서는 서술의 편의상 δ_1 , δ_2 를 효과수준, $\Delta\delta$ 를 효과변화로 표현한다. 선행연구에서는 분석결과를 해석할 때 효과수준과 효과변화를 분명하게 구분하지 않는 경향이 발견되는데, 모델 설정에 따라 추정량의 의미가 크게 달라지기 때문에 주의가 필요하다. 예를 들어, 기초보장제도의 소득증대효과가 과거에는 20만원이었으나 급여수준이 하락하여 현재 15만원으로 감소하였다고 가정할 때, 효과변화를 효과수준으로 해석하면 기초보장제도가 소득을 5만원 감소시킨다는 잘못된 결론을 얻게 된다.

$$\Delta Y_i = \Delta\gamma_I + \Delta\delta B_{i1} + \delta_2 \Delta B_i + \Delta\gamma_C C_i + \Delta\gamma_V V_{i1} + \gamma_{V2} \Delta V_i + \Delta\epsilon_i \tag{식13}$$

<표 10> 설계4: ΔY 에 대한 회귀분석결과

	시나리오a		시나리오b					시나리오c	
	모델1	모델2	모델3	모델4	모델5	모델6	모델7	모델8	모델9
	전체	전체	전체	전체	$B_1=0$	$B_1=1$	$\Delta B=0$	전체	전체
$B_1 (\widehat{\Delta\delta})$	0.99	0.99	0.99	1.33			1.00		
$\Delta B (\widehat{\delta}_2)$	2.00	0.72	2.00	0.93	2.00	2.01		1.00	-0.14
ΔV	-1.00		-1.00		-1.00	-1.00	-1.00	-1.00	
상수항	1.00	1.00	1.00	1.20	1.00	1.99	1.00	1.00	1.25

<표 10>에는 <식13>을 추정한 결과를 보고하였다. 우선 모델1을 살펴보면, $\Delta\gamma_C = \Delta\gamma_V = 0$ 가정에 따라 C 와 V_1 을 누락하고 ΔV 를 통제한 상태에서 $\widehat{\Delta\delta}$ 과 $\widehat{\delta}_2$ 이 정확하게 추정되었다. 즉, <설계4>는 <설계2>와 마찬가지로 관찰되지 않은 시불변변수와 소득의 관계가 시불변이라는 가정($\Delta\gamma_C = \Delta\gamma_V = 0$) 하에 관찰되지 않은 시불변 이질성을 통제할 수 있는 것이다. 또한 C 와 V_1 의 누락이 가능하다는 것은 <설계2>, <설계3>과 마찬가지로 시불변 특성의 차이로 인해 발생한 수급 변이를 활용할 수 있음을 의미한다. 한편, 모델3에서 보듯이 $t=1$ 과 $t=2$ 시점 사이에 수급결정모델이 변화하더라도 동일한 결과를 얻을 수 있다. 만약 $\Delta\delta=0$ 을 가정한다면, 모델8과 같이 B_1 을 누락하고 시불변 효과수준을 추정할 수 있다.

하지만 ΔV 를 관찰하지 못하면, 모델2, 모델4, 모델9와 같이 $\widehat{\delta}_2$ 이 과소추정된다. 예를 들어, 건강이 악화되면 소득이 감소하는 동시에 수급진입확률(수급탈출확률)이 증가(감소)하므로, 건강 악화를 통제하지 않으면 수급지위 변화와 소득 변화의 관계가 부적으로 편의된다. 그런데 ΔV 의 누락으로 인한 $\widehat{\Delta\delta}$ 의 편의는 모델2와 모델4에서 다르게 나타난다. 수급결정모델이 시간에 따라 변화하는 모델4에서는 $\widehat{\Delta\delta}$ 이 편의

29) 제도 규칙이 변화하지 않는다 하더라도, 제도에 대한 목표집단의 행태적 반응이 변화하여 수급결정모델과 제도 효과가 변화할 가능성도 존재한다.

되지만, 수급결정모델이 변화하지 않는 모델2에서는 ΔB 를 조건부로 할 때 ΔV 와 B_1 의 상관관계가 존재하지 않기 때문에 $\widehat{\Delta\delta}$ 이 정확하게 추정된다. 이는 수급선정기준과 수급집단 구성이 변화하지 않는 시기에 대해서는 관찰되지 않은 시변 이질성이 존재하더라도 효과변화 추정이 가능함을 의미한다. 단, 최저생계비 인상으로 급여수준이 증가할 때 수급선정기준이 함께 증가하므로, 현실에서 기초보장제도의 수급집단 구성이 변화하지 않고 소득증대효과만 변화하는 상황을 상상하기는 쉽지 않다.

한편, 다수의 선행연구는 수급지위를 기준으로 분석대상을 제한하였다. 그 의미를 검토하기 위해 모델5와 모델6에서 각각 $t=1$ 시점의 비수급집단과 수급집단을 대상으로 분석한 결과, $\widehat{\delta}_2$ 이 약 2.00으로 동일하게 추정되었다. 이때 효과수준이 $t=2$ 시점의 값으로 추정된 것은 $t=2$ 시점의 수급지위에 따른 차이를 분석하였기 때문이다. 다음으로 모델7에서 수급지위가 변화하지 않은 집단을 대상으로 분석하면, $\widehat{\Delta\delta}$ 이 1.00으로 추정되었다. 이러한 결과는 수급지속집단과 비수급지속집단을 비교하는 분석이 효과수준이 아니라 효과변화를 추정한다는 사실을 의미한다.

이상의 논의를 정리하면, 다음과 같은 시사점을 얻을 수 있다. 첫째, <설계4>에서는 <설계2>와 마찬가지로 조건부독립가정이 성립하도록 시변 이질성을 관찰하여 통제해야 한다. 하지만 조건부독립가정이 성립하는지를 실증적으로 확인하기는 어렵다. 둘째, 효과수준과 효과변화 중 구하고자 하는 추정량을 분명히 하고, 분석목적에 맞는 모델을 설정해야 한다. 효과수준을 추정하기 위해서는 수급지위의 변화(ΔB)를 활용해야 하고, 따라서 데이터에서 시간에 따라 수급지위가 변화한 사례가 많이 관찰되어야 한다.

5. 설계5: 제도 시행 이후 외생변수 활용 접근

마지막으로 제도 시행 이후 시기를 대상으로 외생변수를 활용하는 접근을 검토한다. 예를 들어, 2015년 7월 맞춤형 급여체계 개편에 따라 기초보장제도의 최저생계보장 기능이 강화되었는지를 판단하기 위해 수급확률이 높은 저학력집단과 수급확률이 낮은 고학력집단의 소득격차가 제도 변화 후 감소하였는지를 분석해볼 수 있다. 단, 아직까지 이러한 설계를 활용한 선행연구를 찾기는 어렵다.

이하에서는 <설계4>의 시뮬레이션에서 생성한 데이터를 활용한다(<표 8>). 데이터는 제도 시행 후 $t=1$, $t=2$ 시점에 대해 생성되었고, $\Delta\gamma_C = \Delta\gamma_V = 0$ 을 가정하였다. <설계3>에서와 마찬가지로, C 는 큰 값이 저학력을 의미하는 교육수준 변수로 정의한다. <설계5>에서는 <식13>에서 B_1 , ΔB 를 누락한 <식14>를 추정한다. $\Delta\gamma''_C < 0$ 이라면, 제도 변화가 고학력집단과 저학력집단의 소득격차를 감소시킨 것으로 해석된다.

$$\Delta Y_i = \Delta\gamma''_I + \Delta\gamma''_C C_i + \Delta\gamma''_V V_{i1} + \gamma''_{V2} \Delta V_i + \Delta\epsilon''_i \quad (\text{식14})$$

$\Delta\gamma''_C$ 의 의미를 파악하기 위해, <식15>, <식16>, <식17>과 같이 두 시점의 수급결정모델을 추정한 후 <식13>에 대입하여 정리하면 <식18>을 얻을 수 있고, $\Delta\gamma''_C$ 는 <식19>와 같이 표현된다. 식에서 보듯이, 공통추이가정($\Delta\gamma_C = 0$) 하에서 $\Delta\gamma''_C$ 는 제도 효과의 수준 및 변화와 교육수준-수급 관계의 결합으로 결정된다. 교육수준이 수급을 강하게 설명하고 기초보장제도의 소득증대효과가 시간에 따라 증가할수록($\lambda_{C1} \Delta\delta$), 기초보장제도의 소득증대효과가 크고 교육수준과 수급의 관계가 시간에 따라 강해질수록($\delta_2 \Delta\lambda_C$) $\Delta\gamma''_C$ 가 커진다. 공통추이가정을 전제로, <설계2>, <설계3>, <설계4>와 마찬가지로 <설계5>는 시변 특성 차이로 인해 발생한 수급 변이를 활용할 수 있다. 한편, <설계3>과 마찬가지로 3개

시점 이상의 데이터가 존재한다면 제도가 변화하지 않은 시기에 대해 공통추이가정을 실증적으로 확인해 볼 수 있다.

$$B_{i1} = \lambda_{i1} + \lambda_{c1} C_i + \lambda_{v1} V_{i1} + \nu_{i1} \quad (\text{식15})$$

$$B_{i2} = \lambda_{i2} + \lambda_{c2} C_i + \lambda_{v2} V_{i2} + \nu_{i2} \quad (\text{식16})$$

$$\Delta B_i = \Delta \lambda_I + \Delta \lambda_C C_i + \Delta \lambda_V V_{i1} + \lambda_{v2} \Delta V_i + \Delta \nu_i \quad (\text{식17})$$

$$\Delta Y_i = (\lambda_{i1} \Delta \delta + \delta_2 \Delta \lambda_I + \Delta \gamma_I) + (\lambda_{c1} \Delta \delta + \delta_2 \Delta \lambda_C + \Delta \gamma_C) C_i \\ + (\lambda_{v1} \Delta \delta + \delta_2 \Delta \lambda_V + \Delta \gamma_V) V_{i1} + (\delta_2 \lambda_{v2} + \gamma_{v2}) \Delta V_i + (\nu_1 \Delta \delta + \delta_2 \Delta \nu_i + \Delta \epsilon_i) \quad (\text{식18})$$

$$\Delta \gamma''_C = \lambda_{c1} \Delta \delta + \delta_2 \Delta \lambda_C + \Delta \gamma_C \quad (\text{식19})$$

$$\frac{\Delta \gamma''_C}{\lambda_{c1}} = \Delta \delta + \frac{\delta_2 \Delta \lambda_C}{\lambda_{c1}} + \frac{\Delta \gamma_C}{\lambda_{c1}} \quad (\text{식20})$$

$$\frac{\Delta \gamma''_C}{\Delta \lambda_C} = \delta_2 + \frac{\lambda_{c1} \Delta \delta}{\Delta \lambda_C} + \frac{\Delta \gamma_C}{\Delta \lambda_C} \quad (\text{식21})$$

그런데 실제 분석에서는 $\widehat{\Delta \gamma''_C}$, $\widehat{\lambda_{c1}}$, $\widehat{\Delta \lambda_C}$ 을 추정하기 때문에 $\Delta \gamma_C=0$ 가정 하에 〈식19〉가 미지수 ($\Delta \delta$, δ_2)가 2개인 방정식이 되므로, $\Delta \delta$ 와 δ_2 를 각각 식별하는 것이 불가능하다. 즉, 제도 변화가 고학력 집단과 저학력집단의 소득격차를 얼마나 감소시키는지($\Delta \gamma''_C$)를 확인할 수는 있지만, 제도 효과의 수준 (δ_2)과 변화($\Delta \delta$)를 확인할 수는 없다. 극단적인 예로, 기초보장제도가 소득을 감소시키더라도 이와 같은 소득감소효과가 시간에 따라 작아진다면 교육수준에 따른 소득격차가 감소할 수 있다.

그럼에도 불구하고, 다음과 같은 특수한 상황에서는 효과수준 또는 효과변화를 식별할 수 있다. 첫째, 경험적으로 $\widehat{\Delta \lambda_C}=0$ 이 확인되면, $\Delta \gamma_C=0$ 가정 하에 $\widehat{\Delta \gamma''_C}$ 를 $\widehat{\lambda_{c1}}$ 로 나누어 $\Delta \delta$ 를 추정할 수 있다(〈식20〉). 즉, 각 시점별 교육수준-수급 관계가 시불변으로 추정된다면, 제도 효과의 변화를 식별할 수 있는 것이다. 단, 앞서 언급한 것처럼 현실에서 수급결정모델은 변화하지 않고 제도 효과만 변화할 가능성은 크지 않을 것으로 판단된다. 둘째, 이론적으로 $\Delta \delta=0$ 을 가정하면, $\widehat{\Delta \gamma''_C}$ 를 $\widehat{\Delta \lambda_C}$ 로 나누어 $\delta_2(=\delta_1)$ 를 추정할 수 있다(〈식21〉). 그런데 $\Delta \delta$ 이 0에 가깝더라도, $|\Delta \lambda_C|$ 이 지나치게 작다면 $\Delta \gamma''_C/\Delta \lambda_C$ 를 추정하기 어렵다. 이는 제도 변화 전후에 교육수준-수급 관계가 충분히 변화해야 함을 의미한다. 예를 들어, 부양의무자 기준 완화로 고학력집단보다 저학력집단의 수급확률이 상대적으로 증가하였지만, 급여기준선은 실질적으로 변화하지 않아 기초보장제도의 소득증대효과는 그대로 유지되었다면, 고학력집단과 저학력집단 간 소득격차의 시간에 따른 변화로부터 제도 효과를 추정할 수 있다. 단, 현실에서 수급결정모델이 변화하였음에도 불구하고 제도 효과는 변하지 않은 상황을 찾기가 쉽지 않을 수 있다.

〈표 11〉에는 〈식14〉, 〈식15〉, 〈식17〉을 추정한 결과를 보고하였다. 우선 모델1을 살펴보면, $\widehat{\Delta \gamma''_C}=0.08$ 로 추정되어 제도 변화 후 교육수준에 따른 소득격차가 감소한 것으로 나타났다. 그런데 수급결정모델이 변화하지 않아 $\widehat{\Delta \lambda_C}=0$ 이므로, $\widehat{\Delta \gamma''_C}/\widehat{\lambda_{c1}}$ 이 $\Delta \delta$ 를 진정한 값인 1에 가깝게 추정하였다. 즉, 교육수준에 따른 소득격차가 감소한 것은 기초보장제도의 소득증대효과가 0.97만큼 증가하였기 때문임을 알 수 있다. 한편, $\Delta \gamma_V=0$ 이므로 모델2와 같이 V_i 를 누락하더라도 $\widehat{\Delta \gamma''_C}/\widehat{\lambda_{c1}}$ 을 동일하게 추정할 수 있다.

모델3과 모델4에서는 수급결정모델이 변화하는 상황을 가정하였다. 모델3에서는 $\widehat{\Delta \gamma''_C}=0.24$ 로 추정되었는데, 이는 한편으로는 기초보장제도의 소득증대효과가 증가하였기 때문이고($\lambda_{c1} \Delta \delta=0.08 \times 1$), 다른 한편으

로는 교육수준이 수급을 더 잘 설명하게 되었기 때문이다($\delta_2\Delta\lambda_C=2\times 0.08$). 모델4에서 V_t 를 누락하면 $\Delta\widehat{\gamma}''_C=0.48$ 로 추정되는데, 이와 같이 $\Delta\widehat{\gamma}''_C$ 이 다르게 추정되는 이유는 다음과 같다. $V_{i1}=\alpha_I+\alpha_C C_i+u_{i1}$, $V_{i2}=\alpha_I+\alpha_C C_i+u_{i2}$, $\Delta V_i=\Delta u_i$ 를 <식18>에 대입하면 <식22>를 얻을 수 있다. 이때 $\Delta\gamma_C=\Delta\gamma_V=0$ 이므로 모델3과 모델4에서 $\Delta\widehat{\gamma}''_C$ 는 각각 $\lambda_{C1}\Delta\delta+\delta_2\Delta\lambda_C$ 와 $\Delta\delta(\lambda_{C1}+\alpha_C\lambda_{V1})+\delta_2(\Delta\lambda_C+\alpha_C\Delta\lambda_V)$ 을 의미하고, 둘의 차이는 $\Delta\delta\alpha_C\lambda_{V1}+\delta_2\alpha_C\Delta\lambda_V$ 로 표현된다. 즉, V_t 를 누락하면 C 가 V_t 를 경유하여 B_t 와 Y_t 에 영향을 미치는 매개효과까지 $\Delta\widehat{\gamma}''_C$ 에 포함되는 것이다. 이처럼 통제수준에 따라 해석이 다를 뿐, 모델3과 모델4의 $\Delta\widehat{\gamma}''_C$ 은 모두 정확하게 추정되었다. 달리 말하자면, <설계5>는 <설계3>과 마찬가지로 공통추이가정($\Delta\gamma_C=\Delta\gamma_V=0$)을 전제로 관찰되지 않은 시변 이질성을 통제할 수 있는 것이다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_i &= (\lambda_{I1}\Delta\delta+\delta_2\Delta\lambda_I+\Delta\gamma_I+\alpha_I\lambda_{V1}\Delta\delta+\alpha_I\delta_2\Delta\lambda_V+\alpha_I\Delta\gamma_V) \\ &+ [\Delta\delta(\lambda_{C1}+\alpha_C\lambda_{V1})+\delta_2(\Delta\lambda_C+\alpha_C\Delta\lambda_V)+(\Delta\gamma_C+\alpha_C\Delta\gamma_V)]C_i \\ &+ (\lambda_{V1}\Delta\delta+\delta_2\Delta\lambda_V+\Delta\gamma_V)u_{i1}+(\delta_2\lambda_{V2}+\gamma_{V2})\Delta u_i+(\nu_i\Delta\delta+\delta_2\Delta\nu+\Delta\epsilon_i) \end{aligned} \tag{식22}$$

<표 11> 설계5: ΔY 와 B_1 , ΔB 에 대한 회귀분석결과

		시나리오a		시나리오b		시나리오c	
		모델1	모델2	모델3	모델4	모델5	모델6
ΔY	$C(\Delta\widehat{\gamma}''_C)$	0.08	0.15	0.24	0.48	0.08	0.16
	V_1	0.08		0.24		0.08	
	ΔV	-0.85		-0.68		-0.84	
	상수항	1.11	1.11	1.55	1.55	1.22	1.22
B_1	$C(\widehat{\lambda}_{C1})$	0.08	0.15	0.08	0.15	0.08	0.15
	V_1	0.08		0.08		0.08	
	ΔV	-0.00		-0.00		-0.00	
	상수항	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11	0.11
ΔB	$C(\Delta\widehat{\lambda}_C)$	-0.00	0.00	0.08	0.16	0.08	0.16
	V_1	0.00		0.08		0.08	
	ΔV	0.08		0.16		0.16	
	상수항	0.00	0.00	0.22	0.22	0.22	0.22
$\Delta\widehat{\gamma}''_C/\widehat{\lambda}_{C1}$		0.97	0.99	3.03	3.11	1.01	1.05
$\Delta\widehat{\gamma}''_C/\Delta\widehat{\lambda}_C$		-	-	2.96	2.94	0.98	0.99

다음으로 모델5와 모델6에서는 제도 효과가 변화하지 않는 상황($\delta_1=\delta_2=1$)을 가정하였다. 모델5와 모델6에서 $\Delta\widehat{\gamma}''_C$ 이 각각 0.08, 0.16으로 추정되었는데, 이를 $\Delta\widehat{\lambda}_C$ 로 나누면 $\delta_1=\delta_2=1$ 에 가까운 추정치를 얻을 수 있다. 즉, 제도 효과가 시불변이라고 가정하면 $\Delta\widehat{\gamma}''_C/\Delta\widehat{\lambda}_C$ 를 제도 효과로 해석할 수 있는 것이다.

이상의 논의를 토대로 <설계4>와 <설계5>를 다음과 같이 비교할 수 있다. 첫째, 시변 이질성을 모두 관찰하여 통제할 때 <설계4>는 제도 효과의 수준과 변화를 모두 식별할 수 있는 반면, <설계5>는 제도 변화에 따른 $C-Y_t$ 관계의 변화를 추정할 수 있을 뿐 일반적으로 효과수준과 효과변화를 각각 식별할 수 없다. 단, 제도 시행 전 데이터를 활용할 수 있다면 <설계3>과 <설계5>를 결합하여 제도 효과의 수준과 변화를 모두 식별할 수 있다. 둘째, $\Delta\delta=0$ 을 가정한 특수한 상황에서는, <설계4>와 달리 <설계5>의 경우 소득의 확률적 변동을 포함한 다양한 관찰되지 않은 시변 이질성(ΔV)을 통제한 상태에서 제

도 효과를 편의 없이 추정할 수 있다.

제4절 결론

본 연구는 기초보장제도의 효과를 분석하기 위한 몇 가지 연구설계를 비교·검토하였다. 한 시점의 수급 집단과 비수급집단을 비교하는 횡단설계는 조건부독립가정이 성립할 만큼의 충분한 통제가 어려울 뿐만 아니라, 근본적으로 수급과 결과변수에 영향을 미치는 조건이 동일한 집단 내에서 수급 변이를 관찰하기가 쉽지 않다는 한계를 갖는다. 반면 종단설계에서는 시불변 특성과 결과변수의 관계가 시불변이라는 가정 하에 관찰되지 않은 시불변 이질성을 통제할 수 있고, 따라서 시불변 특성의 차이로부터 발생한 수급 변이를 활용할 수 있다.

종단설계는 수급지위 변화를 활용하는 접근과 외생변수를 활용하여 프로그램집단/비교집단을 설정하는 접근으로 구분된다. 전자는 분석결과의 해석이 간단하고 제도 시행 전 시점의 데이터가 존재하지 않더라도 제도 효과의 수준과 변화를 추정할 수 있지만, 수급과 결과변수에 영향을 미치는 모든 시변 이질성을 관찰하여 통제해야 한다는 한계를 갖는다. 특히, 소득의 확률적 변동을 포함한 빈곤진입과 연관된 다양한 생애사건을 모두 관찰하여 통제하기는 매우 어렵다. 반면, 후자는 프로그램집단/비교집단과 시변 특성이 독립적이라는 가정 하에 관찰되지 않은 시변 이질성을 통제할 수 있고, 공통추이가정을 실증적으로 확인할 수만 있다면 상당한 수준의 내적 타당도를 확보할 수 있다. 하지만 프로그램집단/비교집단의 수급확률을 고려하여 제도 효과를 판단해야 하기 때문에 분석결과의 해석이 복잡하고, 제도 시행 전 시점의 데이터가 존재하지 않는다면 제도 효과의 수준과 변화를 각각 식별하기 어렵다는 한계를 갖는다.

이러한 검토결과를 바탕으로 기초보장제도의 효과를 분석하는 후속연구를 위한 시사점을 논의하면 다음과 같다. 첫째, 수급결정과정에서 대한 심층적인 분석이 필요하다. 분석모델 설계를 위해 수급 변이의 원천과 수급진입의 영향요인이 무엇인지, 수급진입의 영향요인이 시간에 따라 변화하는지 등에 대한 자세한 정보가 필요하지만, 기초보장제도의 수급결정요인을 본격적으로 분석한 선행연구는 드물다(한 예로, 윤희식, 2003). 특히 수급지위 변화 활용 접근에서는 수급지위 변화, 즉 수급진입과 수급탈출에 영향을 미치는 시변 이질성의 실체를 충분히 이해해야 한다. 둘째, 여러 시점의 데이터를 활용할 필요가 있다. 다수의 선행연구는 두 시점의 데이터를 활용한 이중차이분석을 실시하였는데, 세 시점 이상의 데이터를 활용하면 공통추이가정을 확인하거나 집단별 추이를 모델에 반영할 수 있고, 모델 설정에 따라 제도 효과의 시간에 따른 변화를 추정하는 것도 가능하다. 셋째, 제도 시행·변화와 함께 나타난 다양한 사회적 변화의 영향을 고려해야 한다. 예를 들어, 다수의 선행연구는 경기, 노동시장, 사회정책 등의 변화가 수급집단/비수급집단 또는 프로그램집단/비교집단에 동일한 영향을 미친다고 가정하지만, 이러한 가정이 위배될 가능성이 작지 않다. 따라서 분석대상시기에 발생한 사회적 변화를 모델에 반영하거나, 적어도 그로 인한 편의의 가능성과 방향을 이론적으로 검토할 필요가 있다. 예를 들어, 변금선(2005)은 노동시장 수요의 영향을 반영하기 위해 지역별 실업률과 종사산업 평균임금을 통제한 바 있다. 넷째, 분석결과를 정확하게 해석해야 한다. 외생변수 활용 접근에서는 프로그램집단/비교집단의 수급확률을 고려하지 않고 단순히 이중차이 추정량을 수급의 인과적 효과(ATT)로 해석하기 어렵다. 한편, 제도 시행 후 시기에 대한 분석결과를 해석할 때는 제도 효과의 수준과 변화를 반드시 구분해야 한다.

지금까지 논의한 바와 같이, 본 연구는 기초보장제도의 효과를 정확하게 파악하는 것을 목표로 여러 연구설계를 검토하였다. 단, 비록 편의된 분석결과라 하더라도 제도의 성격, 집행, 효과 등에 관한 의미 있는

정보를 제공해줄 가능성이 있음을 언급해둔다(Morgan & Winship, 2007: 23). 예를 들어, 수급집단과 비수급집단의 횡단적 소득격차를 제도 효과로 해석하기는 어렵지만, 통제수준을 높일수록 소득격차가 감소한다는 분석결과로부터 통제변수와 수급 및 결과변수의 관계, 편의의 방향, 진정한 효과의 범위에 대한 정보를 얻는 것은 가능하다. 즉, 인과적 효과의 식별을 일차적인 목표로 삼아야 하겠지만, 제도 실태에 관한 풍부한 기술적 분석결과로부터 가능한 함의를 추론하는 것 역시 중요한 과제라 할 수 있다.

마지막으로, 다음과 같이 후속연구과제를 논의한다. 본 연구는 주로 두 시점의 패널데이터를 활용한 접근을 논의하였는데, 이는 여러 시점의 패널데이터를 활용하는 다양한 연구설계로 확장될 필요가 있다(예를 들어, 최요한, 2018; 안서연·조미라, 2019). 한편, 본 연구에서는 전 시점의 결과변수와 수급이 후 시점의 결과변수와 수급에 영향을 미치지 않고, 수급결정모델과 소득결정모델의 오차가 독립적이라는 제약을 부과하였는데, 이러한 제약을 부분적으로 완화하는 방법에 대한 검토가 필요하다(예를 들어, 최요한, 2018). 또한 수급의 효과가 수급기간에 따라 달라질 가능성도 고려해볼 수 있다. 마지막으로, 도구변수방법을 사용한 김을식·이지혜(2016)와 같이 이중차이분석이 아닌 다른 방법으로 내생성 문제를 해결하는 접근을 고민해볼 필요가 있다.

참고문헌

- 구인회·임세희·문혜진. 2010. “국민기초생활보장제도가 근로, 소득, 빈곤에 미친 영향: 이중차이 방법을 이용한 추정”. 『한국사회학』, 44(1): 123-148.
- 김을식·최석현. 2014. “사중손실을 이용한 공공부조 프로그램의 효율성 평가 연구: 국민기초생활보장제도의 빈곤감소효과 분석”. 『한국정책학회보』, 23(3): 329-352.
- 김을식·이지혜. 2016. “국민기초생활보장제도의 사중손실 측정: 내생성을 고려한 도구변수 분석”. 『재정학연구』, 9(1): 113-148.
- 김태일. 2004. “국민기초생활보장제도의 소득·소비증대효과”. 『정부학연구』, 10(2): 33-58.
- 박상현·김태일. 2011. “국민기초생활보장제도가 노동 공급과 성과에 미치는 영향”. 『한국정책학회보』, 20(4): 277-307.
- 박상현·최하정. 2011. “국민기초생활보장제도의 소득·소비에 미치는 효과 분석”. 『한국사회와 행정연구』, 21(4): 175-213.
- 박지혜·이정민. 2018. “근로장려세제가 노동시장 참여에 미치는 효과”. 『노동경제논집』, 41(3): 1-59.
- 변금선. 2005. “국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과”. 『노동정책연구』, 5(2): 31-64.
- 보건복지부. 2018. 『2017년 국민기초생활보장 수급자 현황』.
- 손병돈. 2011. “국민기초생활보장제도의 저축효과 분석”. 『보건사회연구』, 31(4): 229-257.
- 안서연·조미라. 2019. “국민기초생활보장제도 수급지위 변화와 건강상태: 주관적 건강상태와 우울을 중심으로”. 『보건사회연구』, 39(2): 519-547.
- 안중범·김재호. 2012. “근로능력수준에 따른 국민기초생활급여의 근로소득에 미치는 효과 분석”. 『정책분석평가학회보』, 22(1): 193-218.
- 윤홍식. 2003. “국민기초생활보장제도의 수급결정 요인: 부양의무자 기준을 중심으로”. 『사회복지정책』, 17: 5-31.
- 이상은. 2004. “국민기초생활보장제도의 노동공급 효과”. 『한국사회복지학』, 56(2): 71-91.
- 이원진. 2010. “국민기초생활보장제도 수급지위 변화와 우울의 관계”. 『한국사회복지학』, 62(4): 249-274.
- 이환범·이수창. 2007. “사회복지 전담공무원의 행정재량행위가 국민기초생활보장수급자 선정에 미치는 영향요인 분석”. 『한국공공관리학회보』, 21(3): 1-23.
- 임완섭. 2014. “국민기초생활보장제도의 사회적 신뢰 제고 효과 분석”. 『사회복지정책』, 41(2): 109-134.
- 정선영·정익중. 2011. “국민기초생활보장제도 수급여부가 저소득 가구의 경제적 어려움 감소에 미치는 영향: 경향점수 가중치 방법을 통한 고찰”. 『한국사회정책』, 18(3): 165-190.
- 최민혁. 2019. “연령군별 기초생활수급여부가 현재흡연에 미치는 영향: 반사실적 모형을 적용하여”. 『보건교육건강증진학회지』, 36(1): 53-67.

최요한. 2018. "국민기초생활보장제도의 수급이 우울에 미치는 영향". 『사회보장연구』, 34(4): 259-293.

Allison, P. D. 1990. "Change scores as dependent variables in regression analysis". *Sociological Methodology*, 20: 93-114.

Angrist, J. D. and Pischke, J.-S. 2009. *Mostly Harmless Econometrics: An empiricist's companion*. Princeton: Princeton University Press.

Ashenfelter, O. 1978. "Estimating the effect of training programs on earnings". *The Review of Economics and Statistics*, 60(1): 47-57.

Contini, D. and Negri, N. 2007. "Would declining exit rates from welfare provide evidence of welfare dependence in homogeneous environments?" *European Sociological Review*, 23(1): 21-33.

Gangl, M. 2010. "Causal inference in sociological research". *Annual Review of Sociology*, 36: 21-47.

Guo, S. and Fraser, M. W. 2010. *Propensity Score Analysis: Statistical methods and applications*. Los Angeles: Sage Publications.

Heckman, J. J. and Robb, R. 1986. "Alternative methods for solving the problem of selection bias in evaluating the impact of treatments on outcomes". in *Drawing Inferences from Self-Selected Samples*, ed. Wainer, H., pp.63-107. New York: Routledge.

Leuven, E. and Sianesi, B. 2003. PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing. <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>.

Morgan, S. L. and Winship, C. 2007. *Counterfactuals and Causal Inference: Methods and principles for social research*. Cambridge: Cambridge University Press.

Wimberley, T., Parner, E., and Støvring, H. 2013. "Stata as a numerical tool for scientific thought experiments: A tutorial with worked examples". *The Stata Journal*, 13(1): 3-20.

Winship, C. and S. L. Morgan. 1999. "The estimation of causal effects from observational data". *Annual Review of Sociology*, 25: 659-706.

Zanutto, E. L. 2006. "A comparison of propensity score and linear regression analysis of complex survey data". *Journal of Data Science*, 4: 67-91.

Session 2

제1주제 아동

1. 주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험이 청소년 비행에 미치는 영향:
부모 양육행동의 매개효과를 중심으로
 2. 아동방과 후 경험의 장기적 변화 : 지난 10년간 계층별 차이를 중심으로
-

주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험이 청소년 비행에 미치는 영향: 부모 양육행동의 매개효과를 중심으로

The Double Burden of Housing and Neighborhood Poverty on Juvenile Delinquency: Focusing on the Mediating Effects of Parenting Behavior

주영선 (이화여자대학교 박사후과정 연구원)

정익중 (이화여자대학교 사회복지학과 교수)

본 연구의 목적은 주거환경과 지역사회환경의 상호작용을 고려하여 주거와 지역사회가 이중으로 빈곤한 것이 부모의 양육행동을 매개로 청소년 비행에 영향을 미치는지 분석하는 것이다. 이를 위해 한국복지패널 13차년도 가구, 가구원, 아동부가조사 자료와 통계청의 지역사회 자료를 결합하여 개인 수준과 지역 수준의 다층구조 자료에 적합한 다수준 구조방정식 모형을 이용해 매개효과를 분석하였다. 분석 결과, 주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험은 가구 소득을 비롯한 개인적, 가족적 요인을 통제한 후에도 부모의 교육 참여 수준을 감소시킴으로써 청소년 비행을 증가시키는 것으로 나타났다. 하지만 부모의 지도감독과 학대를 통한 매개효과는 통계적으로 유의미하지 않았다. 부모의 양육행동과 개인적, 가족적 요인을 통제한 후에도 주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험은 청소년 비행을 직접적으로도 증가시키는 것으로 나타났다. 본 연구결과는 청소년 비행에 부정적인 영향을 미치는 주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험을 감소시키기 위한 정책적 개입 방안 및 부모의 적절한 양육행동을 증진시킬 수 있는 방안을 제공하였다.

제1절 서론

빈곤은 청소년 비행의 대표적인 원인 중 하나로 지속적으로 연구되고 있다. 특히 만성적으로 빈곤할 경우 비행집단이 될 확률이 크며, 비행을 지속하게 될 가능성도 크다(정익중, 2009). 하지만 기존 청소년 비행 연구에서는 빈곤을 가족 내 자원에만 초점을 두고 가족의 빈곤 상태나 낮은 사회경제적 지위의 영향력에 대해서만 분석했다는 데에 한계가 있다. 빈곤한 경우 주거환경도 열악할 가능성이 높으며 열악한 지역사회에 거주할 가능성도 높기 때문에 빈곤의 개념을 더 확장시켜 환경적·물리적 관점에서 빈곤이 비행에 미치는 영향력에 대해 살펴볼 필요가 있다.

빈곤은 열악한 주거환경과 관련성이 높으며(김진희·이상록, 2011), 주거빈곤은 청소년의 학업성취(김광혁·신다은, 2013), 신체건강 및 내재화문제(임세희, 2010), 주관적 행복감(임세희·김선숙, 2016) 등 건강한 발달을 저해시킨다. 또한 빈곤할수록 열악한 지역사회에 거주할 가능성도 높으며(김진희·이상록, 2011), 지역사회 빈곤 수준이 높을수록 청소년의 불안, 우울 등 심리사회적 적응에 부정적인 영향을 미친다(김세원, 2009). 주거환경과 지역사회는 청소년들이 기본적인 생활과 활동을 영위하는 장소로, 청소년의 건강한 발달을 위해서는 적절한 주거환경과 지역사회 환경이 조성되어야 한다. 하지만 기존 연구에서는 주거환경과 지역사회 환경의 영향력을 개별적으로 분석하였다는 데에 한계가 있으며, 주거와 지역사회 환경의 이중위

힘이 청소년 비행에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 연구는 상대적으로 부족한 실정이다.

통계청 조사에 의하면 청소년 비행은 점점 자연화되고 있으며, 소년법에 의한 흉악범죄와 폭력범죄는 증가하는 추세를 보이며, 점점 잔인해지는 경향을 보이는 것으로 나타났다(통계청, 2019). 청소년 비행은 청소년의 건강한 발달을 저해하고 성인 범죄로도 이어질 수 있기 때문에(진혜민·배성우, 2012) 청소년 비행의 원인을 탐색하고 이를 예방하기 위한 노력이 필요하다. 따라서 본 연구에서는 빈곤의 개념을 확장하여, 주거빈곤과 지역사회 빈곤의 이중위험이 청소년 비행에 미치는 영향에 대해 분석하고자 한다. 특히 주거와 지역사회는 분리할 수 없는 개념이며, 주거는 지역사회 안에 있기 때문에(임세희, 2010) 주거환경과 지역사회를 동시에 고려하여 이중빈곤의 위험성이 청소년 비행에 어떠한 영향을 미치는지 그 과정에 대해서도 분석하고자 한다. 주거와 지역사회가 이중으로 빈곤한 것은 가족의 자원을 제한하고 스트레스를 높이는 위험요인이 될 수 있기 때문에 환경적인 관점에서의 두 가지 빈곤을 동시에 고려하여 청소년 비행에 미치는 영향에 대해 살펴볼 필요가 있다.

이를 위해 본 연구에서는 가족스트레스모형(Family Stress Model)을 적용하여 부모의 양육행동을 통해 주거 및 지역사회 빈곤이 비행에 영향을 미치는지 매개효과를 살펴보고자 한다. 주거빈곤과 지역사회 빈곤은 청소년의 가용 자원을 제한하거나 스트레스를 증가시켜 청소년에게 직접적인 악영향을 끼칠 수도 있지만, 부모를 통해서도 간접적으로 영향을 받을 수 있다. 가족스트레스모형에 의하면, 경제적인 어려움은 부모에게 압박감과 심리적 스트레스를 주어 부모의 의도와는 상관없이 부적절한 양육행동을 함으로써 자녀에게까지 부정적인 영향을 끼칠 수 있다고 설명한다(Conger, Conger, Elder, Lorenz, Simons, Whitebeck, 1992; Conger, Ge, Elder, Lorenz, and Simons, 1994). 부모의 부적절한 양육행동은 청소년 비행의 대표적인 원인 중 하나이며(김경, 2010; 김영희·안상미, 2007; 백수정·정익중, 2018; 이명진·조주연·최문경, 2007), 주거빈곤과 지역사회 빈곤의 이중위험은 부모에게 더 큰 스트레스로 작용할 수 있기 때문에 부적절한 양육행동을 하게 됨으로써 비행을 증가시킬 수 있을 것이다.

부모의 양육행동을 통한 매개효과를 살펴보기 위해 본 연구에서는 개인 수준과 지역 수준의 다층구조 자료에 적합한 다수준 구조방정식 모형을 활용할 것이다. 지역사회 빈곤은 지역 수준에서 측정이 되었고, 부모의 양육행동과 청소년 비행은 개인 수준에서 측정이 되었는데, 이러한 위계적 구조의 자료를 고려하지 않고 개인 수준에서 동일하게 분석할 경우 표준오차가 과소 추정되어 통계적 유의미성에 오류가 있을 수 있다(Raudenbush and Bryk, 2002). 따라서 본 연구에서는 지역 수준에서 측정한 환경적 요인들이 개인 수준에서 측정한 청소년 비행에 어떠한 영향을 미치는지 다수준 구조방정식모형을 통해 매개효과를 분석하여 강점이 있다고 하겠다.

본 연구를 통해 주거빈곤과 지역사회 빈곤의 이중위험이 부모의 양육행동을 통해 비행을 증가시킨다고 밝혀진다면, 빈곤의 개념을 확장시켜 주거빈곤과 지역사회 빈곤에 대한 연구가 활성화하는데 도움이 될 것으로 사료된다. 또한 부모 양육행동을 통한 매개효과가 나타난다면 주거와 지역빈곤의 이중위험의 악영향을 감소시키기 위해 부모의 적절한 양육행동을 증진시킬 수 있는 정책적 개입 방안을 마련하는 데에 도움이 될 것이다.

제2절 이론적 배경

1. 가족스트레스 모형(Family Stress Model: FSM)

빈곤과 같은 경제적인 어려움은 청소년 비행의 원인으로 꾸준히 연구되어왔다(Conger et al., 1994; Hannon, 2003; 정익중, 2009). 빈곤은 청소년의 건강한 발달을 위한 필수적인 자원을 제한하거나 스트레스와 압박감을 주어 비행행동에 직접적인 영향을 미칠 수도 있지만, 가족 모두에게도 부정적인 영향을 주기 때문에 부모와의 상호작용 속에서 가족관계를 통해 간접적으로 영향을 받을 수 있다(김광혁·김예성, 2008). 가족스트레스 모형은 빈곤과 실직 등 경제적인 어려움으로 인해 부모는 압박감을 느끼게 되고, 이는 심리적 고통과 스트레스를 증가시켜, 부적절한 양육행동으로 이어져 자녀 발달에 부정적인 영향을 주게 된다고 설명한다(Conger et al., 1992; Conger et al., 1994). 경제적 압박감으로 인한 스트레스가 자녀양육에 있어 부모가 더 권위적이고, 비밀관적이며, 처벌적이게 되어 자녀의 행동적, 사회적, 인지적, 정서적 발달을 방해하게 되는 것이다(Simons, Wickrama, Lee, Landers-Potts, Cutrona, and Conger, 2016). 양육행동의 매개효과에 관한 연구에서는 가족의 경제적 어려움은 부모의 우울과 갈등의 부정적 심리상태나 학대, 방임 등과 같은 부정적 양육행동의 매개를 통해 청소년 비행에 영향을 미친다고 보고하였다(Simons et al., 2016; 조윤주, 2010). 이와 같이 빈곤은 그 자체로도 비행을 증가시키는 요인이지만, 부모의 부정적인 양육행동을 통해서도 간접적으로 영향을 받을 수 있다.

하지만 기존 연구에서는 경제적 어려움을 빈곤, 실업, 가족의 낮은 사회경제적 지위 등 가족 내 자원 부족에만 초점을 맞추었다는 데에 한계가 있다. 빈곤한 가정은 열악한 주거환경에 거주할 가능성이 크고, 지역사회 또한 열악할 수 있기 때문에, 빈곤의 개념을 더 넓혀 환경적인 관점에서 주거환경과 지역사회 빈곤의 영향력에 대해 살펴볼 필요가 있다. 열악한 주거환경과 지역사회환경은 가족 빈곤과 마찬가지로 가족에게는 큰 압박감과 스트레스를 주는 위험요인이 되며, 부모의 의도와는 상관없이 자녀에게 부적절한 양육행동을 하게 되어 자녀에게도 악영향을 끼칠 수 있다. 따라서 본 연구에서는 가족스트레스 모형을 적용하여 주거빈곤과 지역사회 빈곤의 이중위험이 부모의 양육행동을 매개로 청소년 자녀의 비행에 영향을 미치는지 살펴보고자 한다.

2. 주거빈곤과 청소년 비행

주거빈곤은 일반적으로 주거지가 물리적으로 열악하거나 과도하게 주거비를 지출하는 경우를 말하는데, 주거빈곤은 청소년의 신체적 발달뿐 아니라 학업 성취, 우울과 불안과 같은 심리, 정서적 발달에도 부정적인 영향을 미친다고 보고되었다(김광혁·신다운, 2013; 임세희, 2010; 임세희·김선숙, 2016). 하지만 아직 주거빈곤이 청소년 비행에는 어떠한 영향을 미치는지에 관한 연구는 상대적으로 드물다.

열악한 주거환경에 거주하는 청소년들은 직접적으로 주거환경으로 인한 스트레스를 느끼거나 가정 밖으로 내몰리게 되어 유해환경과 접촉하거나 비행 친구와 어울리는 등 다양한 과정을 통해 비행을 저지룰 수 있지만, 주거빈곤이 부모를 통해서 간접적으로 비행에 영향을 미칠 수도 있다. 열악한 주거환경은 가족의 스트레스를 높이는 위험요인으로, 부부갈등을 유발시키고(김광혁·신다운, 2013), 부모의 교육참여, 지도 감독, 가족 갈등 등 가족관계에 부정적인 영향을 줄 수 있기 때문에(임세희·김선숙, 2016), 이러한 부정적인 영향이 비행을 증가시킬 수 있다.

부모의 양육행동과 청소년 자녀의 비행 간의 관련성은 꾸준히 보고되었다. 부모가 자녀의 교육에 적극적으로 참여할수록 자녀의 사회성이 발달하고 문제행동이 감소하며(El Nokali, Bachman, and Votruba-Drzal, 2010), 학업성취도와 학교생활 적응이 높아지는 것으로 나타나(권순범·김월섭·진미정, 2017; 김영희, 2002) 부모의 교육참여는 청소년 비행을 예방하는 데에 중요한 요인일 수 있다. 또한, 부모와 긍정적인 유대관계를 가지고, 부모가 적절하게 자녀를 감독하는 경우, 자녀를 직접적으로 통제함으로써 청소년 비행을 감소시킬 수도 있으며, 부모의 긍정적이고 적절한 통제와 감독으로 인한 긍정적 가치의 내재화로 인해 비행이 감소할 수 있지만, 반대로 부모의 학대나 방임 등으로 인해 유대관계가 없으면 청소년 비행이 증가하는 것으로 나타났다(김경, 2010; 김영희·안상미, 2007; 백수정·정익중, 2018; 이명진·조주연·최문경, 2007).

기존 연구를 종합하여 볼 때, 청소년 비행은 주거빈곤에서 자주 다루어진 주제가 아니기 때문에 추가적인 연구가 필요한 분야이며, 주거빈곤과 양육행동의 상관관계 및 양육행동과 비행의 상관관계는 꾸준히 밝혀진 바, 열악한 주거환경이 부모의 양육행동을 매개로 청소년 자녀의 비행에 영향을 미치는지 연구가 필요할 것이다.

3. 지역사회 빈곤과 청소년 비행

지역사회 빈곤은 빈곤층 비율이 높은 지역을 의미하는데, 많은 국외 연구에서는 빈곤하고 열악한 지역사회에 거주하는 경우 청소년의 학업성취도가 낮고, 비행행동을 할 가능성이 높으며, 성인이 되었을 때에도 낮은 사회경제적 지위를 갖는 등 장단기적으로 부정적인 영향을 미친다고 보고하였다(Church, Jagers, and Taylor, 2012; Harding, 2008; Wodtke, Harding, and Elwert, 2011). 열악한 지역사회에 거주하는 경우, 청소년들이 부정적인 또래집단과 어울려 반사회적 행동을 학습하게 되거나, 성공적인 역할모델 부재로 인해 부정적인 가치와 태도를 학습하게 되고, 또 질 높은 교육을 받거나 자원에 접근하는 데에 한계가 있을 수 있기 때문에 청소년 발달에 부정적일 수 있는 것이다(Jencks and Mayer, 1990). 지역사회 빈곤은 이렇게 청소년에게 직접적으로 부정적인 영향을 미칠 수도 있지만, 부모의 자원을 제한하거나 부모의 스트레스를 높여 부모를 통해서 간접적으로도 영향을 받을 수도 있다. Church et al.(2012)에 의하면 열악한 지역사회에 거주하는 경우 부모의 스트레스 수준이 증가하여 자녀 양육에 있어 부적절한 행동을 하게 될 가능성이 커져 자녀의 문제행동이 증가한다고 나타났다.

지역사회 빈곤에 대한 연구가 활발한 국외와는 다르게, 상대적으로 국내 연구에서는 지역사회 빈곤의 영향력에 대한 연구가 드물며 아직 명확한 결론에 이르지 못했다. 국내 연구에서는 지역사회 빈곤 수준이 높을수록 비행 친구 수가 미미하게 증가하였으나, 비행행동에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다(김창익, 윤우석, 2013; 정자유, 2012, 윤우석, 2010). 이와 같은 미미한 영향력은 지역사회 빈곤의 측정방법 때문일 수도 있다. 대부분의 국내 연구에서는 지역사회 빈곤을 지역별 기초생활보장 수급자 비율로 측정하여 분석하였다. 하지만 기초생활보장 수급자는 노인 비율이 높기 때문에 지역빈곤 수준을 정밀하게 나타내는 지표가 아닐 가능성이 있다. 따라서 보다 더 다양한 지역사회 지표를 활용하여 열악한 지역의 영향력을 정밀하게 분석해야 할 필요가 있을 것이다.

또한 기존 연구에서는 주거빈곤과 지역빈곤의 영향력을 분리해서 독립적으로 분석하였다는 데에 한계가 있다. 주거빈곤 연구에서는 지역사회 빈곤의 중요성은 인지하였지만, 이를 통제하는 수준에 머물러 주거와 지역의 상호작용은 고려하지 않았다. 지역 빈곤 연구에서는 대부분이 주거빈곤의 영향을 고려하지 않고, 가구 소득만 통제하는 수준에서 분석하였다. 주거환경과 지역사회환경은 분리할 수 없는 개념이며,

열악한 주거환경에서 거주하는 경우 지역사회도 열악할 가능성이 높고, 이중으로 모두 열악할 경우 가족에게 주는 스트레스와 부정적인 영향이 더 클 수 있다. 따라서 주거빈곤과 지역사회 빈곤을 동시에 고려하여 이중으로 열악한 것이 청소년 비행에 어떠한 영향을 미치는지 분석해야 할 필요가 있다.

본 연구에서는 주거빈곤과 지역사회 빈곤의 이중위험이 부모의 적절한 양육행동을 제한하여 청소년 자녀의 비행에 영향을 미치지 않는지 그 과정에 대해 분석하고자 한다. 본 연구의 구체적인 가설은 다음과 같다.

첫째, 주거빈곤과 지역사회 빈곤의 이중위험은 부모의 교육참여 수준을 매개로 청소년 비행을 증가시킬 것이다.

둘째, 주거빈곤과 지역사회 빈곤의 이중위험은 부모의 지도감독 수준을 매개로 청소년 비행을 증가시킬 것이다.

셋째, 주거빈곤과 지역사회 빈곤의 이중위험은 부모의 학대 수준을 매개로 청소년 비행을 증가시킬 것이다.

제3절 연구방법

1. 조사 대상 및 분석자료

본 연구에서는 한국복지패널 제 13차년도 가구, 가구원, 아동 부가조사 자료와 통계청 자료를 결합하여 이용하였다. 한국복지패널은 전국 규모의 대표성 있는 표본을 추출하여 가구의 경제상태, 주거환경, 소득 등 전반적인 생활 여건과 복지 욕구 등에 대해 2006년부터 2018년까지 매년 종단적 연구를 수행하고 있다. 특히 한국복지패널은 주거환경에 대해 구체적으로 조사한 유일한 전국 단위의 자료이기 때문에 주거빈곤에 관한 연구에서 활발히 사용되고 있다. 본 연구에서는 한국복지패널 13차년도 가구, 가구원, 아동부조사 데이터를 결합하여 주거빈곤, 청소년과 가족에 관한 다양한 변수를 활용하였다. 한국복지패널 13차년도 아동 부가조사는 10차년도에 신규로 표집된 2015년 3월 기준 초등학교 4, 5, 6학년에 재학 중인 아동 471명과 패널조사 가구원 중 2018년 3월 기준 중학교 1, 2, 3학년에 재학 중인 아동을 대상으로 표집하여 총 391명의 아동을 조사하였다.

또한 지역사회 빈곤을 측정하기 위해 통계청의 시군구별 경제활동인구, 교육정도, 여성 가구주 비율, 국민기초생활보장 수급자 현황 등의 자료를 활용하여, 한국복지패널 지역코드와 머지(merge)하여 결합하여 분석하였다. 지역사회 자료는 한국복지패널 조사 시점과 동일하게 2018년 자료를 이용하였다. 한국복지패널의 5개(서울, 광역시, 시, 군, 도농복합군)와 7개(서울, 인천/경기, 부산/경남/울산, 대구/경북, 대전/충남/세종, 강원/충북, 광주/전남/전북/제주) 권역별 지역구분 변수를 고려하여 지역을 구분해 통계청의 지역사회 자료와 결합하였다. 본 연구의 분석 대상은 결측치를 제외한 17개 지역에 거주하는 총 356명의 중학교 학생이다.

2. 주요 변수

(1) 독립변수: 주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험

본 연구의 독립변수는 주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험으로, 이분변수인 주거빈곤과 지역사회 빈곤을

각각 측정된 후 합산하여 0-2점을 가지는 연속변수로 측정하였다. 각 변수의 정의 및 측정방법은 〈표 1〉에 제시되어있다.

먼저, 주거빈곤은 주택법에서 규정하고 있는 최저주거기준을 적용하여 구조·성능·환경 기준, 시설 기준, 면적 기준, 침실 기준 중 하나라도 미충족하면 최저기준 미달 주거로 정의하였다. 구조·성능·환경 기준은 임세희(2010) 등의 측정방법과 같이 지하주거, 반지하주거, 비닐하우스, 움막, 판잣집, 임시가건물에 생활하는 경우 구조·성능·환경 기준 미달주거로 분류하였다. 시설기준은 단독 사용 상하수도, 단독사용 입식 부엌, 단독사용 수세식 화장실, 단독사용 목욕시설 중 하나라도 필수설비를 갖추지 못한 경우 시설 기준 미달주거로 분류하였다. 면적 기준은 최저주거기준을 적용하여 1인 가구는 12평, 2인 가구는 20평, 3인 가구는 29평 등 가구원 수에 따른 면적 기준치 이하면 면적 기준 미달주거로 분류하였다. 침실규정은 김혜승·김태환(2008)의 수정된 침실기준을 적용하여, 가구원 수에 따른 침실분리원칙에 위배되면 침실 기준 미달주거로 분류하였다. 위의 네 가지 기준 중 하나라도 미충족하면 최저기준 미달주거로 정의하여 1로 코딩하였다. 기존 연구에서는 주거비 과부담도 주거빈곤의 개념에 포함시키기도 하지만, 본 연구에서는 물리적 환경과 지역사회 빈곤과의 이중위험을 강조하고자 주거비 과부담은 주거빈곤에 포함시키지 않았다.

본 연구에서는 지역사회 영향력에 대해 잘 알려진 Wodtke et al. (2011)의 지역사회 불이익 지수 (neighborhood disadvantage index)를 활용하여 지역별 빈곤율, 여성 가구주 비율, 고졸 미만 가구 비율, 대졸 이상 가구 비율, 관리직/전문직 비율을 주성분분석(Principal Component Analysis: PCA)한 후 산출된 지수를 통해 상위 20% 이상이면 빈곤한 지역으로 정의하여 1로 코딩하였다. 주성분을 구성하는 데 사용된 각 변수의 가중치와 총 분산의 비율은 〈표 2〉에 제시되어있다. 첫 번째 주성분은 전체 분산의 약 68%를 차지하며, 빈곤율이 높을수록(+), 여성 가구주 비율이 높을수록(+), 고졸 미만 가구 비율이 높을수록(+), 대졸 이상 가구 비율이 낮을수록(-), 관리직/전문직 비율이 낮을수록(-) 지역사회 불이익이 높은 것을 의미한다.

이분 변수인 주거빈곤과 지역빈곤을 합산하여 0은 둘다 비빈곤, 1은 둘 중 하나만 빈곤, 2는 주거과 지역 모두 빈곤으로 분류하여 분석하였다.

(2) 종속변수: 청소년 비행

본 연구의 종속변수인 청소년 비행은 Achenbach(1991)가 개발한 아동, 청소년 행동평가 척도 (Child Behavior Checklist:CBCL)를 오경자 등(1998)이 번안한 척도 중 비행에 해당하는 문항을 이용하여 측정하였다. '가출한다', '집 밖에서 남의 물건을 훔친다', '나쁜 일을 저지르고도 아무렇지 않게 생각한다', '나쁜 친구들과 어울려 다닌다' 등 13개의 비행 관련 문항에 대해 '1점: 전혀 아니다', '2점: 그렇다', '3점: 자주 그렇다'의 3점 척도로 응답한 항목을 0, 1, 2로 재코딩하여 합산한 점수로 비행의 정도를 측정하였다. 총점이 높을수록 비행 정도가 심한 것을 의미한다.

(3) 매개변수: 부모의 양육 행동

부모의 양육 행동은 부모의 교육참여, 부모의 지도감독, 학대로 구성하였다. 먼저 부모의 교육참여는 '부모님과 나는 학교 생활이나 친구에 대해 대화한다', '우리 부모님은 학교 선생님(들)과 이야기하기 위해 학교에 찾아가신다', '우리 부모님은 학교가 주최하는 학부모회 모임 등과 같은 행사에 참석하신다', '우리

부모님은 내가 숙제를 다 했는지 관심을 가지고 확인한다'에 대해 '1점: 전혀 그렇지 않다'~ '4점: 항상 그렇다'의 4점 척도를 1=0, 2=1, 3=2, 4=3으로 재코딩하여 합산한 점수를 이용하였다. 총점이 높을수록 부모의 교육참여 정도가 높음을 의미한다. 문항 간 신뢰도(Cronbach's α)는 0.74로 높은 수준인 것으로 나타났다.

부모의 지도감독은 '부모님은 내가 집에 없을 때 어디에 누구와 함께 있는지 알고 계신다', '부모님은 내가 몇시에 들어오는지 알고 계신다', '부모님은 내가 집에 없을 때 무엇을 하는지 알고 계신다', '부모님은 내가 어른 없이 집에 있을 때 전화를 하신다'의 4개 문항(4점 척도)에 대해 1=0, 2=1, 3=2, 4=3으로 재코딩하여 합산한 점수를 이용하였다. 총점이 높을수록 부모의 지도감독 정도가 높음을 의미한다. 문항 간 신뢰도(Cronbach's α)는 0.84로 높은 수준인 것으로 나타났다.

부모의 학대는 '나는 부모님으로부터 심하게 맞은 적이 있다', '내가 수치심과 모욕감을 느낄 정도로 부모님이 꾸짖은 적이 있다', '내가 늦게 와도 부모님은 관심이 없다' 등 신체적, 정서적 학대 및 방임 관련 8개 문항(5점 척도)에 대해 1-5점을 0-4점으로 재코딩하여 합산한 점수를 이용하였다. 총점이 높을수록 아동학대 정도가 심함을 의미한다. 문항 간 신뢰도(Cronbach's α)는 0.69이다.

(4) 통제변수

통제변수는 청소년 비행 및 부모의 양육행동과의 관련성이 밝혀진 청소년의 성별(남자/여자), 학업성적, 가정환경과 또래집단 변수를 고려하였다. 청소년의 학업성적은 학교 전 과목 평균 점수에 대해 '1점: 아주 못함', '2점: 중간 이하', '3점: 중간', '4점: 중간 이상', '5점: 아주 잘함'의 5점 척도를 활용하여 1=0, 2=1, 3=2, 4=3, 5=4점으로 재코딩하였다. 총점이 높을수록 학업 성적이 높은 것을 의미한다.

가정환경은 결손 가족 여부, 가구주의 교육 수준, 소득으로 구성하였다. 결손 가족 여부는 모자, 부자, 조손 가구일 경우 0으로 코딩하였고, 어머니와 아버지와 같이 거주하는 경우를 1로 코딩하였다. 가구주의 교육 수준은 가구주가 4년제 대학교를 졸업한 경우 1, 그렇지 않은 경우를 0으로 코딩하였다. 소득은 주거빈곤과 지역빈곤과도 밀접한 관련이 있기 때문에 가처분 소득을 이용하여 통제하였다. 가구의 가처분소득을 자연로그화하여 통제변수로 포함하였다.

또래관계는 친구애착 정도로 측정하였다. '나는 그 친구들과 오랫동안 친구로 지내고 싶다', '나는 그 친구들과 함께 있으면 즐겁다', '나는 그 친구들과 같은 생각과 감정을 가지려고 노력하는 편이다', '나는 그 친구들과 서로의 고민을 솔직하게 이야기하는 편이다'에 대해 '1점: 전혀 그렇지 않다'~'5점: 매우 그렇다'로 5점 척도로 응답한 것을 1=0, 2=1, 3=2, 4=3, 5=4점으로 재코딩하여 합산하였다. 총점이 높을수록 친구 애착 정도가 높음을 의미하며, 문항 간 신뢰도(Cronbach's α)는 0.79이다.

〈표 1〉 변수 정의 및 측정방법

변수	변수정의	측정방법
독립	주거 빈곤 (1) 구조·성능·환경 기준: 지하주거, 반지하주거, 비닐하우스, 움막, 판잣집, 임시가건물에 거주하는 경우=1 (2) 시설 기준: 단독사용 상하수도, 입식 부엌, 수세식 화장실, 목욕시설을 모두 갖추고 있지 않은 경우=1 (3) 면적 기준(m ² /평): 1인=12/3.6, 2인=20/6.1, 3인=29/8.8, 4인=37/11.2, 5인=41/12.4, 6인=49/14.8, 7인=57/17.2, 8인=65/19.6, 9인=73/22.0 미만인 경우=1 (4) 침실 기준: 1인=1, 2인=1, 3인=2, 4인=3, 5인=3, 6인=4개 침실 또는 침실로 활용이 가능한 방 개수 미만인 경우=1	구조·성능·환경 기준, 시설 기준, 면적 기준, 침실 기준 중 하나라도 미충족인 경우 최저기준미달 주거=1
	지역 빈곤 지역별 (1) 기초생활수급자 비율, (2) 여성 가구주 비율, (3) 고졸 미만 가구 비율, (4) 대졸 이상 가구 비율, (5) 관리직/전문직 비율을 주성분분석(Principal Component Analysis)하여 각 변수의 가중치를 산출한 후 주성분 구성(지수 산출)	산출된 지수가 상위 20% 이상인 경우 지역빈곤=1
	주거 및 지역 빈곤의 이중 위험 이분 변수(0/1)인 주거빈곤과 지역빈곤을 합하여 산출	0=둘 다 비빈곤 1=하나만 빈곤 2=모두 빈곤
매개	청소년 비행 3점 척도(1=전혀 아니다~3=자주 그렇다)로 측정된 13개 문항 이용	0~2점으로 재코딩한 후 합산하여 평균
	부모의 교육참여 4점 척도(1=전혀 그렇지 않다~4=매우 그렇다)로 측정된 4문항 이용	0~3점으로 재코딩한 후 합산하여 평균
	부모의 지도감독 4점 척도(1=전혀 그렇지 않다~4=매우 그렇다)로 측정된 4문항 이용	0~3점으로 재코딩한 후 합산하여 평균
	부모의 학대 5점 척도(1점=전혀 없었다, 2점=1년에 1~2번 정도, 3점=2~3개월에 1~2번 정도, 4점=한 달에 1~2번 정도, 5점=일주일에 1~2번 정도)로 측정된 8문항 이용	0~4점으로 재코딩한 후 합산하여 평균
통제	성별 남자=0, 여자=1	
	학업성적 5점 척도(1점=아주 못함~5점=아주 잘함)로 측정된 전 과목 평균 성적 이용	0~4점으로 재코딩한 후 평균
	결혼 가족 여부 모자, 부자, 조손 가구일 경우=0, 어머니와 아버지와 거주할 경우=1	
	가구주 교육 수준 가구주가 4년제 대학교 졸업 못한 경우=0, 졸업한 경우=1	
	가구 소득 가처분소득을 자연로그화하여 산출	
또래애착 5점 척도(1=전혀 그렇지 않다~5=매우 그렇다)로 측정된 4문항 이용	0~4점으로 재코딩한 후 합산하여 평균	

〈표 2〉 지역사회 빈곤의 주성분분석 결과

지역사회 변수	1st PC Weight
기초생활수급자 비율	0.39
여성 가구주 비율	0.22
고졸 미만 가구 비율	0.52
대졸 이상 가구 비율	-0.51
관리직/전문직 가구 비율	-0.52
Component variance	3.39
Proportion total variance explained	0.68

3. 분석 방법

모든 자료 분석은 Stata program을 사용하였으며, 자료 분석 절차는 다음과 같다. 첫째, 연구 대상 및 주요 변수의 일반적인 특성을 살펴보기 위해 평균, 표준편차, 빈도, 백분율 등을 산출하였고, 둘째, 주요 변수간 상관관계를 분석하였다. 셋째, 자료의 위계적 구조를 고려하기 위해 집단내 상관계수(Intra-class

correlation: ICC)를 측정하여 다수준 분석이 적합한지 판단하였다. 지역사회 빈곤은 지역 수준에서 측정이 되었기 때문에 자료의 위계적 구조를 고려하여 다층구조에 적합한 분석방법을 사용해야 한다. 자료의 위계적 구조를 고려하지 않을 경우 표준오차가 과소 추정되어 통계적 유의미성에 오류가 있을 수 있다 (Raudenbush and Bryk, 2002). ICC는 종속변수의 총 분산 가운데에 집단(지역)간 차이에 의해 설명되어진 분산량을 말하는데, 0에서 1사이의 점수 분포를 가지며 점수가 낮을수록 종속변수의 집단간 차이가 작다는 것을 의미한다(Snijder and Bosker, 2012). 넷째, 측정모형의 적합도를 분석하기 위해 AIC, BIC, log likelihood를 이용하였다.

마지막으로, 주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험이 청소년 비행에 미치는 매개효과를 분석하기 위해 다수준 구조방정식 모형(Multi-level Structural Equation Modeling: MLSEM)을 사용하여 분석하였다. 다수준 구조방정식 모형은 지역 수준과 개인 수준의 위계적 구조의 자료에 적합한 분석 방법으로, 본 연구에서는 Stata의 Generalized Structural Equation Modeling(GSEM)의 multilevel 기능을 이용하여 각 경로의 표준화계수를 산출하였으며, nlcom(nonlinear combination of estimators) 기능을 이용하여 직접, 간접, 전체효과를 산출하였다. 모든 분석 시 횡단면 가중치를 사용하였다.

제4절 연구결과

1. 조사 대상 및 주요 변수의 특성

〈표 3〉은 조사 대상 및 주요 변수에 대한 기술통계치를 보여준다. 먼저 본 연구의 주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험은 평균 0.34(SD=0.53)이었으며, 약 19%가 주거 빈곤 상태였고, 약 15%가 빈곤한 지역에 거주하였다. 본 연구의 종속변수인 청소년 비행 수준은 평균 0.70(SD=1.08)이었다. 부모의 교육참여 정도는 평균 6.43(SD=2.54), 부모의 지도감독 수준은 평균 8.55(SD=2.40)이었다. 부모의 학대 정도는 평균 0.94(SD=2.40)로 낮은 수준이었다.

조사 대상자 중 약 50%가 여자 청소년이었으며, 학업성적은 평균 2.05(SD=0.80)점이었다. 청소년 중 어머니와 아버지 모두와 함께 거주하는 경우가 96%, 모자, 부자, 조손 가정이 4%였다. 조사 대상자의 약 38%가 가구주가 4년제 대학을 졸업하였으며, 평균 가구 소득은 연간 7,331만원(SD=4,228만원)이었으며, 자연로그화한 가구 소득은 평균 8.77(SD=0.52)이었다. 조사 대상자의 친구애착 정도는 평균 13.37(SD=2.40)로 높은 수준인 것으로 나타났다.

〈표 3〉 주요 변수의 기술통계

	변수	평균/%	표준편차	최소값	최대값	N
독립	주거 빈곤	0.19	0.39	0	1	356
	지역 빈곤	0.15	0.36	0	1	17
	주거 및 지역 빈곤의 이중 위험	0.34	0.53	0	2	17
종속	청소년 비행	0.70	1.08	0	5	356
	부모의 교육참여	6.43	2.54	0	12	356
매개	부모의 지도감독	8.55	2.40	0	12	356
	부모의 학대	0.94	2.17	0	12	356
	여자 청소년	50%				356
통제	학업성적	2.05	0.80	1	3	356
	어머니 아버지 둘다 함께 거주	96%				356
	가구주 4년제 대학 졸업	38%				356
	가구 소득(만원)	7,331.57	4228.72	329	41972	356
	자연로그화한 가구 소득	8.77	0.52	5.79	10.64	356
	친구애착	13.37	2.40	4	16	356

2. 상관관계 분석

〈표 4〉는 주요 변수간 상관관계 분석결과를 보여준다. 주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험이 높을수록 ($r=0.14, p < .01$), 부모의 교육참여가 낮을수록($r=-0.22, p < .001$), 부모의 학대 수준이 높을수록($r=0.29, p < .001$) 청소년 비행 정도가 높은 것으로 나타났다. 하지만 부모의 지도감독 수준은 청소년 비행과 통계적으로 유의미한 상관관계를 보이지 않았다. 부모의 양육행동과 주거 및 지역빈곤의 이중위험의 상관관계를 살펴보면, 부모의 교육참여 수준이 낮을수록($r=-0.22, p < .001$), 부모의 지도감독 수준이 낮을수록($r=-0.17, p < .01$) 주거 및 지역빈곤의 이중위험 수준이 높았다. 하지만 부모의 학대는 주거 및 지역빈곤의 이중위험과 통계적으로 유의미한 상관관계를 보이지 않았다. 또한 부모의 지도감독이 높을수록($r=0.49, p < .001$), 부모의 학대 정도가 낮을수록($r=-0.14, p < .01$) 부모의 교육참여 수준이 높은 것으로 나타났다. 하지만 부모의 학대는 부모의 지도감독과 유의미한 상관관계를 보이지 않았다.

상관관계 분석은 두 변수간의 관계에 영향을 줄 수 있는 교란변수(confounding variable)를 통제하지 않기 때문에 허위관계를 나타낼 수 있어 해석상에 주의가 필요하다. 따라서 부모의 양육행동과 청소년 비행에 영향을 미칠 수 있는 다양한 변수들을 통제해야 주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험이 양육행동을 매개로 비행행동에 영향을 끼치는지 보다 더 정확한 분석이 가능할 것이다. 따라서 다음으로 청소년의 인구사회학적 변수, 가정환경, 또래집단 변수들을 통제한 가운데에 다수준 구조방정식 모형을 통해 매개효과를 분석하였다.

〈표 4〉 주요 변수의 상관관계 분석

(N=356)

	1	2	3	4	5
1. 청소년비행	1.00				
2. 이중위험	0.14**	1.00			
3. 부모의 교육참여	-0.22***	-0.22***	1.00		
4. 부모의 지도감독	-0.06	-0.17**	0.49***	1.00	
5. 부모의 학대	0.29***	-0.04	-0.14**	-0.03	1.00

3. 다수준 구조방정식을 통한 매개효과 분석 결과

먼저 매개효과 검증에 앞서 다수준 모형의 적합도를 확인하기 위한 ICC 분석결과, 전체 분산 중 지역 수준의 분산이 차지하는 비율이 0.004로 작지만 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다(모형 1: $\chi^2=54.53$, $p < .001$, 모형 2: $\chi^2=61.26$, $p < .001$). 종속변수의 총 분산 중 지역 수준이 0.4%를 설명하는 것이다. 일반적으로 ICC가 0.05 이상인 경우 다수준 모형이 적절하다고 판단하지만, 0.05보다 작은 경우에도 집단 간 차이에 대한 경험적 연구 결과가 있거나(Heck and Thomas, 2009), 다층 자료에서 상위수준의 무선효과가 통계적으로 유의미하면 ICC 크기와는 무관하게 지역 간 차이에 의해 설명되는 분산이 존재하는 것으로 보고 다수준 분석을 실시하기도 한다(Raudenbush and Bryk, 2002). 따라서 본 연구에서 다층모형을 적용한 것은 타당하다고 판단되어 다층구조 자료를 고려한 다수준 구조방정식 모형을 통해 매개효과를 분석하였다.

〈표 5〉는 다수준 구조방정식 모형을 활용한 매개효과 분해 결과를 나타낸다. 먼저, 통제변수를 포함하지 않은 모형 1의 분석결과, 주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험은 청소년 비행을 직접적으로 증가시키며($b=0.24$, $p < .1$), 부모의 교육참여를 매개로 간접적으로도 청소년 비행을 증가시키는 것으로 나타났다($b=0.10$, $p < .05$). 통제변수를 포함하여 분석해도 부모의 교육참여의 매개효과가 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 주거빈곤과 지역빈곤의 이중위험은 청소년 비행을 직접적으로 증가시키며($b=0.22$, $p < .05$), 부모의 교육참여를 통해서 간접적으로도 영향을 받는 것으로 나타났다($b=0.06$, $p < .05$). 하지만 부모의 지도감독과 학대를 통한 매개효과는 통계적으로 유의미하지 않았다.

〈표 5〉 주거 및 지역빈곤의 이중위험이 청소년 비행에 미치는 영향의 효과분해

(N=356)

주거 및 지역빈곤의 이중위험 → 청소년 비행	모형 1		모형 2	
	Coef.	(SE)	Coef.	(SE)
부모의 교육참여 통한 매개효과	0.10	*	0.06	*
부모의 지도감독 통한 매개효과	-0.01	(0.03)	-0.01	(0.02)
부모의 학대 통한 매개효과	-0.02	(0.02)	-0.02	(0.02)
총 간접 효과	0.07	(0.07)	0.03	(0.05)
직접효과	0.24	+	0.22	*
총효과	0.31	*	0.26	*
AIC	997.25		1003.47	
BIC	1024.37		1053.84	
χ^2	54.53	***	61.26	***
ICC	0.004		0.004	

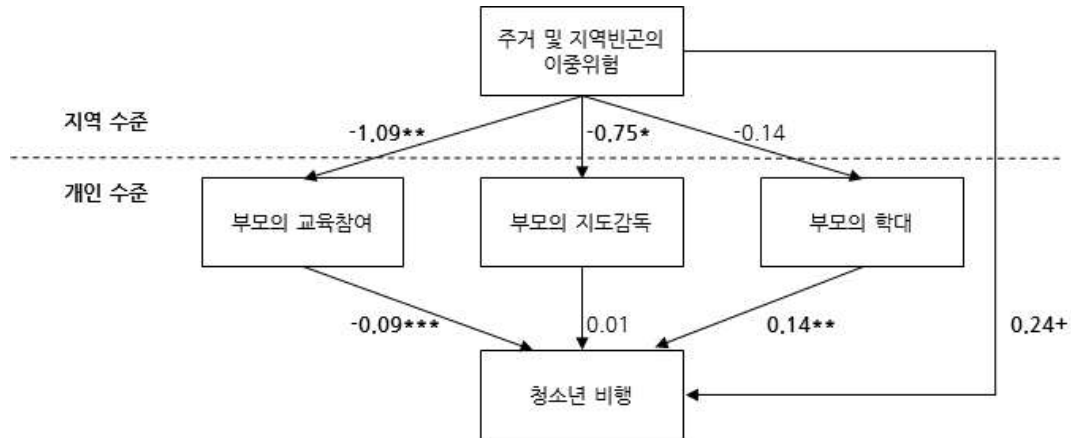
주: 모형 1은 통제변수를 포함하지 않은 모형이며, 모형 2는 통제변수를 포함한 모형임.

ICC=Intraclass Coefficient. + $p < .1$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

각 경로의 표준화계수는 [그림 1] 과 [그림 2] 에 제시되어 있다. 먼저 통제변수를 포함하지 않은 모형 1의 경우, 주거 및 지역빈곤의 이중위험이 높아질수록 청소년 비행이 직접적으로 증가하는 것으로 나타났다($b=0.24$, $p < .1$). 양육행동을 통한 매개 경로를 살펴보면, 주거 및 지역빈곤의 이중위험은 부모의 교육참여 수준을 감소시켰으며($b=-1.09$, $p < .01$), 낮은 부모의 교육참여는 청소년 비행을 증가시키는 결과를 보였다($b=0.09$, $p < .001$). 주거 및 지역빈곤의 이중위험은 부모의 지도감독 수준을 감소시키는 결과를 보였지만 ($b=-0.75$, $p < .05$), 부모의 지도감독은 청소년 비행과 통계적으로 유의미한 상관관계를 나타내지 않

았다. 학대의 경우, 학대와 청소년 비행은 정적(+) 상관관계를 보였지만($b=0.14, p < .01$), 주거 및 지역빈곤의 이중위험과 학대는 통계적으로 유의미한 상관관계를 나타내지 않아 매개효과도 유의미하지 않았다.

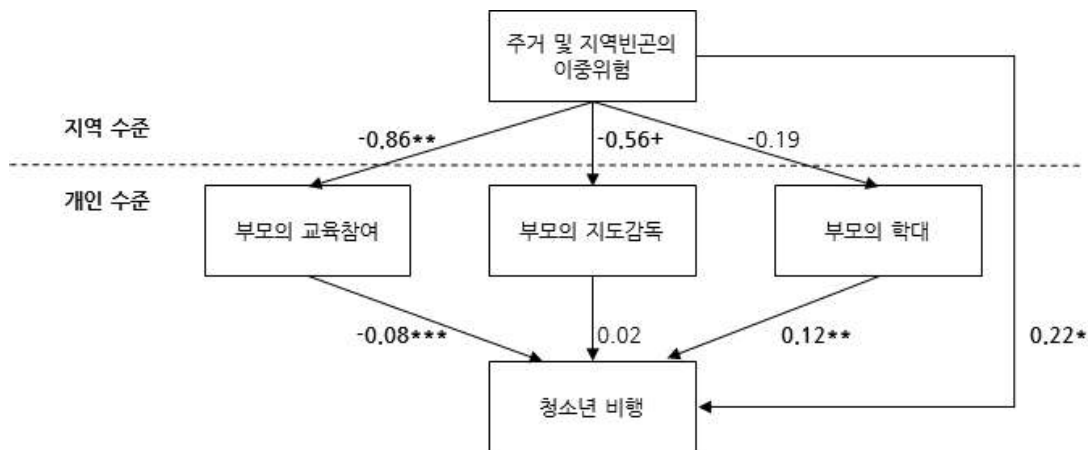
[그림 1] 주거 및 지역빈곤의 이중위험이 청소년 비행에 미치는 영향 경로와 표준화계수 (모형 1)



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

통계변수를 포함한 모형 2 분석 결과도 비슷한 것으로 나타났다. 주거 및 지역빈곤의 이중위험이 증가할수록 청소년 비행이 직접적으로 증가하는 것으로 나타났다($b=0.22, p < .05$). 특히 주거 및 지역빈곤의 이중위험이 부모의 교육참여를 감소시켜($b=-0.86, p < .01$), 청소년 비행에도 간접적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다($b=-0.08, p < .001$). 부모의 지도감독은 주거 및 지역빈곤의 이중위험과 유의미한 상관관계를 보였지만($b=-0.56, p < .1$), 부모의 지도감독은 청소년 비행과 유의미한 상관관계를 나타내지 않아 매개효과도 통계적으로 유의미하지 않았다. 학대의 경우, 청소년 비행과 유의미한 상관관계를 나타냈지만($b=0.12, p < .01$), 학대는 주거 및 지역빈곤의 이중위험과는 유의미한 상관관계를 나타내지 않아 학대를 통한 매개효과도 나타나지 않았다.

[그림 2] 주거 및 지역빈곤의 이중위험이 청소년 비행에 미치는 영향 경로와 표준화계수 (모형 2)



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

제5절 논의

빈곤이 청소년 비행에 미치는 부정적인 영향에 대해서는 지속적으로 연구되어왔지만, 대부분의 연구에서는 빈곤을 가족 내 자원에만 초점을 두고 소득을 중심으로 빈곤의 영향력에 대해 분석하였다는 점에서 한계가 있었다. 빈곤한 경우 열악한 주거환경과 지역사회 환경에 거주할 가능성이 높기 때문에(김진화·이상록, 2011) 본 연구에서는 빈곤의 개념을 확장하여 주거빈곤과 지역사회 빈곤이 청소년 비행에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 특히, 주거와 지역사회는 분리할 수 없는 개념이며, 두 가지 환경 모두 열악한 상태에 놓인 것은 가족에게는 더 큰 스트레스를 유발할 수 있고, 이는 부모의 부적절한 양육행동에도 부정적인 영향을 끼칠 수 있기 때문에(Conger et al., 1992; Conger et al., 1994), 본 연구에서는 가족스트레스모형(Family Stress Model)을 적용하여 주거와 사회의 상호작용을 고려한 이중빈곤의 위험성과 양육행동의 매개효과에 대해 살펴보고자 하였다. 이를 위해 본 연구에서는 한국복지패널 13차년도 가구, 가구원, 아동부가조사와 통계청의 다양한 지역별 지표들을 결합하여, 지역 수준과 개인 수준의 다층구조 자료 분석에 적합한 다수준 구조방정식모형을 이용하여 매개효과를 분석하였다. 부모의 양육행동은 부모의 교육참여, 지도감독, 학대를 통해 구성하였다.

분석결과, 주거빈곤과 지역사회 빈곤의 이중위험은 가구 소득을 비롯한 다양한 개인·가족적 요인을 통제 후에도 부모의 교육참여 수준을 매개로 청소년 자녀의 비행을 증가시키는 것으로 나타났다. 주거빈곤과 지역사회 빈곤의 이중위험 수준이 높을수록 부모의 교육참여 수준이 감소하였으며, 감소한 교육참여 수준을 통해 청소년 비행이 증가하였다. 본 연구결과는 가족스트레스모형을 지지하였으며 기존 연구결과와도 일치한다. 가족스트레스모형에 따르면 경제적 궁핍함은 부모의 스트레스를 높여 부모의 양육행동이나 가족관계를 통해 청소년 자녀의 발달에 부정적인 영향을 미친다고 설명하는데(Conger et al., 1992; Conger et al., 1994; 김광혁·김예성, 2008), 본 연구결과는 이를 지지하는 것으로 나타났다. 주거와 지역사회가 이중으로 빈곤하면 부모의 교육참여 수준을 낮추어 청소년 비행을 증가시키는 것이다. 부모의 교육참여 수준에 따른 청소년 자녀의 비행 감소는 기존 연구결과와도 일치하며(조윤주, 2014), 부모와 학교의 긴밀한 관계와 교육참여가 비행을 통제하는 중요한 요인임을 시사한다. 부모의 교육참여는 자녀와 학교생활이나 친구에 대해 얼마나 대화하고, 부모님이 선생님과 대화하기 위해 학교에 찾아가는지, 학교 행사에 참여하는지, 숙제나 교육에 관심이 있는지로 측정하였는데, 이처럼 부모가 자녀의 교육에 적극적인 자세를 가지고 학교와 긴밀히 협력할 때 청소년 자녀의 비행을 감소시킬 수 있다.

교육참여를 통한 매개효과는 나타난 반면, 부모 지도감독의 영향력이 유의미하게 나타나지 않은 것은 청소년 집단의 속성 때문일 수도 있다. 부모의 지도감독은 부모님이 내가 누구와 있는지, 집에 몇 시에 들어오는지, 무엇을 하는지 알고 계신지, 또 어른 없이 집에 있을 때 전화를 하시는지에 관한 문항을 이용하여 측정하였는데, 청소년기에는 부모로부터 독립하고자 하는 의지가 강해서 독립과 자율성의 욕구로 인해 부모의 지도감독을 부정적인 감시와 통제로 받아들이고, 부모의 간섭을 거부하여 결국 부모의 지도감독의 영향력이 나타나지 않은 설득력 있는 결과라고 할 수 있다. 하지만 부모의 교육참여를 통한 매개효과는 나타났기 때문에, 청소년들은 결국은 자율성과 독립을 추구하지만 교육적인 지원을 받는 측면에서는 아직도 부모의 영향력 아래에 있는 집단일 수 있는 것이다. 이와 같이 청소년기에는 독립의 욕구와 의존적 욕구가 동시에 작용하는 시기인데, 독립의 욕구로 인해 부모의 지도감독을 통한 매개효과가 나타나지 않았을 가능성이 있지만, 실질적으로 독립하기에는 이른 시기이기 때문에 부모와 학교와의 관계에서는 부모를

의지하는 이중적인 양상을 보여(조운주, 2014) 결국 부모의 교육참여를 통한 매개효과는 유의미하게 나타났을 수 있다. 하지만 주거빈곤과 지역사회 빈곤의 이중위험은 부모의 지도감독 수준과는 유의미한 상관관계를 보였기 때문에, 청소년 비행의 측면에서는 매개효과가 나타나지 않았지만, 실질적으로 이중빈곤의 위험성은 부모 양육행동에 영향을 미치는 것이기 때문에, 가족스트레스모형을 지지한다고 볼 수 있다.

따라서 이에 대한 정책적 함의로는 주거환경과 지역사회 환경이 열악할수록 주거와 지역사회에 대한 지원과 더불어 가정이 일차적인 지지단위로 긍정적인 기능을 할 수 있도록 부모 역할을 강화할 수 있는 지원이 함께 이루어져야할 것이다. 특히 주거와 지역사회가 이중으로 빈곤할수록 양육행동에 영향을 미쳐 청소년 비행을 증가시킨다는 연구 결과는, 부모교육 프로그램 및 부모-자녀 관계에 대한 프로그램의 중요성을 시사한다고 할 수 있다. 하지만 현실적으로 열악한 주거환경과 지역사회에 거주할수록 부모교육의 혜택을 받지 못하는 경우가 많다. 부모교육은 대부분이 신청자 중심으로 이루어지며 정작 부모교육이 절실한 취약계층이 소외되는 경우가 많은 것이다(오정수·정익중, 2017). 따라서 주거환경과 지역사회 환경이 모두 열악한 환경에 거주하는 사람들을 집중 표적화해서 취약가정에 직접 찾아가 상담과 교육을 진행하는 것이 필요할 것이다. 집체교육으로는 취약가정을 포괄하기 어려울 수 있으므로 드림스타트 센터나 희망복지지원단 등 빈곤과 관련 기관들이 취약계층에게 직접 찾아가서 방문형태의 개별적인 부모교육을 제공해야 할 필요가 있다.

본 연구 분석 결과, 부모의 학대를 통한 매개효과는 통계적으로 유의미하지 않았다. 각 영향의 경로를 살펴보면, 부모의 학대 수준은 청소년 비행을 증가시키는 유의미한 요인으로 나타나 기존 연구결과와 일치하지만(백수정·정익중, 2018; 이명진 외, 2007; 조운주, 2010), 주거빈곤과 지역사회 빈곤의 이중위험과는 상관관계를 나타내지 않았다. 이는 한국복지패널 아동부가조사 참여자들의 학대 수준이 그리 높지 않은 편이었기 때문에 나타난 결과일 수도 있다. 본 연구 분석대상의 부모 학대수준은 평균 0.94점으로 굉장히 미미한 수준이었다. 학대는 꾸준히 청소년 비행의 대표적인 원인 중 하나라고 주목되었기 때문에 후속 연구에서 학대의 위험성이 높은 청소년을 대상으로 분석한다면 다른 결과가 나타날 수도 있을 것이다.

본 연구결과, 주거빈곤과 지역사회 빈곤의 이중위험은 모든 매개요인을 통제하여도 직접적으로도 청소년 비행을 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 소득으로 측정한 빈곤이 청소년 비행에 직접적으로 영향을 미친다는 기존 연구결과와 일치하는 결과이며(정익중, 2009; 조운주, 2010), 본 연구에서 빈곤의 개념을 확장시켜 물리적 빈곤의 영향력에 대해 분석한 결과도 청소년 비행을 증가시키는 위험요인으로 밝혀졌다는 데에 의미가 있다. 따라서 청소년 비행을 감소시키기 위해 주거복지와 지역사회복지를 강화하여, 열악한 주거환경과 지역사회 환경을 개선하기 위한 정책적 노력이 필요할 것이다. 현재 국토교통부에서 정비기반 시설이 열악하고 노후화된 건축물이 밀집되어있는 지역을 대상으로 주거환경을 개선하기 위한 주거환경개선사업을 실시하고 있으나, 이는 전면철거방식으로 획일적으로 진행되어 주민들의 욕구를 제대로 반영하지 못한다는 한계가 있다. 주거환경 개선도 물론 중요한 정책적 대안이기는 하지만, 빈곤층의 집중화(poverty concentration) 문제를 유발시킬 수도 있기 때문에 이제는 공급 위주의 지원 정책에서 벗어나, 더 나은 주거환경과 지역사회로 이주할 수 있도록 수요자 중심의 지원대책도 고려해야 할 필요가 있다. 미국의 경우, MTO(Moving to Opportunity) 사업을 통해 빈곤한 지역에 거주하는 사람들에게 주택 바우처(Section 8 voucher)를 제공하여 더 나은 지역으로의 이주를 지원하였다. 연구결과, 이주한 청소년에게서 학업 성취도가 높아지고, 비행행동이 감소하고, 장기적으로도 소득이 증가하는 등 장단기적 효과가 나타났다(Chetty et al., 2016). 전세와 매매가 주를 이루는 우리나라 부동산 시장에서 이주를 지원하는 정책은 어려운 시도일 수도 있으나, 수요자 중심에서 보다 더 다양한 정책적 시도를 고려해볼 필요가 있을 것이다.

본 연구의 연구적 함의로는, 빈곤 연구가 대부분 소득을 중심으로 이루어지고 있어 주거빈곤과 지역사회빈곤의 상호작용을 고려하여 이중위험으로 빈곤의 개념을 확대한 것은 의미있는 시도였다고 사료된다. 다차원적 빈곤에 대한 연구적 관심이 높아지고 있기 때문에 빈곤의 정의를 이제는 소득뿐 아니라 주거와 지역사회 관점에서 확대하는 것이 필요할 것이다.

위의 함의에도 불구하고, 본 연구는 다음과 같은 한계점을 가진다. 먼저, 본 연구는 13차년도 복지패널 아동부가조사를 활용하여 분석하였지만, 분석대상이 신규로 표집된 가구라 종단적 변화를 분석하는 것은 불가능했다. 빈곤은 지속적 빈곤인지 일시적 빈곤인지에 따라서도 영향력이 다르고, 기존 국외의 지역사회 연구에서는 지역사회 빈곤의 누적효과에 대해서 강조하였기 때문에(Chetty et al., 2016; Wodtke et al., 2011), 보다 더 종단적인 자료를 활용하여 주거빈곤과 지역사회 빈곤의 누적효과에 대한 고려를 해야 할 필요가 있다. 또한 본 연구에서 활용한 지역사회불이익 척도는 지역의 물리적 환경을 측정하기에는 적합한 척도가 아닐 수 있기 때문에, 보다 더 물리적으로 열악한 지역사회 환경을 측정할 수 있는 표준화된 척도 개발이 필요할 것이다.

참고문헌

- 권순범 · 김월섭 · 진미정. 2017. “학부모 학교참여가 자녀의 학업성취도에 미치는 영향에 대한 종단 연구”. 「학습자중심교과교육연구」, 제17권 제12호. 119-138.
- 김경. 2010. “청소년 비행행동에 있어서 부모요인과 친구요인의 상호작용 효과에 관한 연구”. 「청소년복지연구」, 제12권 제4호. 1-21.
- 김광혁 · 김예성. 2008. “가족빈곤이 아동학대 및 방임에 영향을 미치는 경로: 부모의 우울 및 가족관계의 매개효과를 중심으로”. 「한국생활과학회지」, 제17권 제5호. 847-859.
- 김광혁 · 신다은. 2013. “빈곤한 주거환경과 학업성취도의 관계 메커니즘: 부부 및 가족갈등과 부정적 양육행동의 매개적 작용을 중심으로”. 「사회과학논총」, 제28권 제2호. 73-93.
- 김세원. 2009. “지역사회 특성이 청소년의 심리사회적 적응에 미치는 영향: 3수준 다층성장모형을 적용하여”. 「한국아동복지학」, 제28권. 101-135.
- 김영희. 2002. “저소득 청소년의 학교생활 적응에 관한 연구: 어머니의 자녀교육참여의 매개역할을 중심으로”. 「한국지역사회생활과학회지」, 제13권 제1호. 1-14.
- 김영희 · 안상미. 2007. “가족의 응집성과 적응성, 부모-자녀간 의사소통, 가족갈등과 청소년의 우울 및 비행”. 「청소년학연구」, 제15권 제2호. 1-31.
- 김진석 · 유비 · 장희선 · 김경희 · 김기현. 2018. “지역사회 빈곤과 아동 재학대 관계 연구”. 「한국아동복지학」, 제63권. 79-109.
- 김진희 · 이상록. 2012. “빈곤과 청소년 문제행동의 관계에서 주거환경, 이웃환경, 양육행동의 매개효과”. 「청소년복지연구」, 제14권 제2호. 365-387.
- 김진희 · 이상록. 2011. “빈곤, 주거환경, 이웃환경과 청소년발달의 구조적 관계”. 「청소년학연구」, 제18권 제5호. 385-411.
- 김창익 · 윤우석. 2013. “지역사회의 생태학적 특성이 비행친구와 비행에 미치는 영향 검증”. 「청소년복지연구」, 제15권 제2호. 61-85.
- 김현옥 · 박해선. 2017. “아동학대와 양극화, 지역빈곤 및 사회적 고립에 대한 개념적 근접성 분석”. 「사회복지정책과실천」, 제3권 제1호. 5-35.
- 김혜승 · 김태환. 2008. “최저거기준의 의의와 기준 미달가구 규모 추정”. 「국토논단」, 96-107.
- 백수정 · 정익중. 2018. “아동학대가 청소년 온라인/오프라인 비행에 미치는 영향: 누적위험요인의 매개효과를 중심으로”. 「청소년복지연구」, 제20권 제1호. 235-253.
- 오경자 · 이해련 · 홍강의 · 하은혜. 1998. “K-CBCL 아동청소년 행동평가 척도”. 서울: 중앙적성연구소.
- 오정수 · 정익중. 2018. “아동복지론(제3판)”. 서울: 학지사.
- 윤우석. 2010. “청소년 지위비행과 부모의 양육행위에 지역사회의 생태학적 특성이 미치는 영향”. 「형사정책연구」, 제21권 제1호. 175-202.

- 이명진·조주연·최문경. 2007. “부모의 아동학대가 청소년 비행에 미치는 영향”. 「사회연구」. 제14권 제2호. 9-42.
- 이봉주·김광혁. 2006. “가족빈곤과 가족구조가 아동학대와 방임에 미치는 영향”. 「아동권리연구」. 제11권 제3호. 333-359.
- 임세희. 2010. “주거빈곤이 아동발달에 영향을 미치는 과정 분석”. 「한국사회복지학」. 제62권 제4호. 377-402.
- 임세희·김선숙. 2016. “주거빈곤기간이 청소년의 주관적 행복감에 미치는 영향”. 「한국아동복지학」. 제56권. 133-164.
- 정익중. 2009. “빈곤과 비행 발달궤적의 역동적 관계”. 「아동학회지」. 제30권 제3호. 113-125.
- 정자유. 2012. “지역사회환경이 청소년의 일탈에 미치는 영향: 일탈친구의 매개효과를 중심으로”. 「한국청소년연구」. 제23권 제1호. 89-119.
- 조운주. 2014. “청소년의 보호 요인과 위험 요인이 비행과 공격성에 미치는 영향”. 「Family and Environment Research」. 제52권 제5호. 495-507.
- 조운주. 2010. “빈곤지위와 청소년 비행의 관계에서 학대 및 방임의 매개효과 검증”. 「인간발달연구」. 제17권 제1호. 85-101.
- 진혜민·배성우. 2012. “청소년비행 관련 변인에 관한 메타분석”. 「청소년복지연구」. 제14권 제2호. 193-221.
- 통계청. 2019. “2019 청소년 통계”. 통계청 사이트 www.kostat.go.kr에서 2019년 8월 1일 인출.
- Achenbach, T. M. “Manual for the Child Behavior Checklist/4-18 and 1991 profile”, Burlington: University of Vermont, 1991.
- Chetty, R., Hendren, N., and Katz, L. F., “The Effects of Exposure to Better Neighborhoods on Children: New Evidence from the Moving to Opportunity Experiment”, *American Economic Review*, 106(4), 2016, 855-902.
- Church, W., Jagers, J., and Taylor, J., “Neighborhood, Poverty, and Negative Behavior: An Examination of Differential Association and Social Control Theory”, *Children and Youth Services Review*, 34, 2012, 1035-1041.
- Conger, R. D., Conger, K. J., Elder, G. H., Lorenz, F. O. Simons, R. L., and Whitebeck, L. B., “A Family Process Model of Economic Hardship and Adjustment of Early Adolescent Boys”, *Child Development*, 63, 1992, 526-541.
- Conger, R. D., Ge, X., Elder, G. H., Lorenz, F. O., and Simons, R. L., “Economic Stress, Coercive Family Process and Developmental Problems of Adolescents”, *Child Development*, 65, 1994, 541-561.
- El Nokali, N. E., Bachman, H. J., and Votruba-Drzal, E., “Parent involvement and children’s academic and social development in elementary school”, *Child Development*, 81(3), 2010, 988-1005.
- Hannon, L., “Poverty, Delinquency, and Educational Attainment: Cumulative Disadvantage or

- Disadvantage Saturation?", *Sociological Inquiry*, 73(4), 2003, 575-594.
- Harding, D., "Neighborhood Violence and Adolescent Friendship", *International Journal of Conflict and Violence* 2(1), 2008, 28-55.
- Heck, R., and Thomas, S. "An Introduction to Multilevel Modeling Techniques(2nd ed)", New York, NY: Routledge. 2009.
- Jencks, C., and Mayer, S. "The Social Consequences of Growing Up in a Poor Neighborhood", In Lynn, L., and McGeary, M, eds. *Inner-City Poverty in the United States*. Washington, DC: National Academy Press, 1990, 111-186.
- Raudenbush, S. W., and Bryk, A. S. "Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods (Vol. 1)", Sage, 2002.
- Simons, L. G., Wickrama, K. A. S., Lee, T. K., Landers Potts, M., Cutrona, C., and Conger, R. D., "Testing Family Stress and Family Investment Explanations for Conduct Problems Among African American Adolescents", *Journal of Marriage and Family*, 78(2), 2016, 498-515.
- Wodtke, G., Harding, D., and Elwert, F., "Neighborhood Effects in Temporal Perspective: The Impact of Long-term Exposure to Concentrated Disadvantage on High School Graduation", *American Sociological Review*, 76(5), 2011, 713-736.

아동 방과 후 경험의 장기적 변화

- 지난 10년간 계층별 차이를 중심으로

김선숙 (한국교통대학교 사회복지학전공)

임세희 (서울사이버대학교 사회복지학과)

I. 서론

최근들어 아동을 둘러싼 사회환경은 이전보다 복잡적이고 다양한 형태로 변화하고 있다. 저출산고령화 사회에 진입하였고, 다양한 형태의 가족들이 나타났으며, 사회양극화와 이에 따른 위기가정이 증가하였으며, 아동학대와 방임과 같은 사회문제 또한 증가하고 있다. 그뿐 아니라 국제결혼에 의한 인종적, 문화적 다양성 또한 증가하고 있다. 이러한 사회변화로 인해 2000년대 초반 복지정책의 새로운 패러다임 변화의 필요성을 제기하였고, 이에 따라 영미권 국가들을 중심으로 '사회투자국가' 혹은 '사회투자전략'에 관한 논의가 진행되었다(김연명, 2007). 우리 정부도 지난 2006년 '사회투자국가'를 선언하면서 기존의 아동정책을 재조명하고 보완·강화하기 시작하였다.

사회투자국가란 인적자본과 사회자본에의 투자를 통해 시민들의 경제활동 참여기회를 확대하고 더 나은 일자리를 갖게 함으로써 경제성장과 사회통합을 동시에 추구하는 국가를 의미한다(Giddens, 1998). 영국과 캐나다 등에서 나타나고 있는 사회투자전략의 핵심적 정책대상은 바로 아동이다. 다시말해 아동에 대한 투자는 미래의 국가 경쟁력을 좌우할 수 있는 높은 인적자원을 가진 미래의 인력을 양성하는 것이며, 다양한 사회적 위험을 예방함으로써 사회적 비용절감의 측면에서 장기간 투자전략으로 볼 때 가장 효율적이기 때문이다(Lister, 2003).

아동정책이 사회적 투자라는 기본방향을 유지하고 이를 발전시키기 위해서는 그 방향을 양질의 보편적 서비스로 설정할 필요가 있다. 그러나 현재 우리나라의 아동정책은 여전히 요보호아동, 그 중에서도 유아기와 학령기에 있는 아동을 중심으로 지원되는 선별적 서비스에 집중되어 있는 실정이다. 그러다보니 아동발달에 있어서 서비스가 지속적이지 못하고 분절적으로 제공되게 되고, 청소년기에 들어서게 되면 그나마 돌봄 등 기타 사회서비스로부터 소외되게 되는 상황에 놓이게 된다. 이러한 사회적 지원의 단절은 청소년이 있는 가족의 입장에서도 마찬가지이다. 발달단계의 특성에 따라 아동에 대한 필요서비스 내용이 달라지게 되지만 아동정책은 청소년정책까지 포괄하지 않거나 그 서비스의 절대적인 양이나 내용에 있어서 더 확대되거나 질적인 변화를 보이지 않는 것으로 보인다.

정부는 18세 미만의 모든 아동과 그들의 부모들을 대상으로, 아동권리에 관한 국제협약과 어린이헌장, 청소년헌장에서 규정하는 아동의 생존권·발달권·보호권·참여권 등 제반 권리보장에 필요한 포괄적 아동정책을 제공해야 할 책임이 있다(오정수, 정익중, 2018). 따라서 아동복지정책은 아동발달을 위한 아동에 대한 직접적인 서비스제공 뿐 아니라 아동의 가정에 대한 지원으로까지 확대되어 진행되어 왔다.

본 연구는 지난 2000년 초반부터 현재까지 아동복지정책의 변화는 과연 이러한 아동권리에 명시되어

있는 아동권리를 보장하고, 아동발달에 긍정적인 영향을 미칠 수 있는 방향으로 발전되어 왔는가 그리고 실제로 아동복지정책에 따른 아동복지서비스가 과연 아동의 삶에 긍정적인 영향을 미쳤는가에 대한 질문에서부터 시작하고자 한다. 다시말해 2006년 이후 아동복지정책의 변화가 과연 아동의 건강한 발달에 긍정적인 영향을 미쳐왔는지 그 정책의 효과가 실제 학령기 아동과 청소년기 아동의 삶의 변화에 반영되었는지 확인하고자 한다. 이를 위하여 초등학생과 중학생의 2006년 이후 10년간의 방과후 활동 변화양상을 살펴보고자 한다. 이를 통해 우리나라 아동복지 정책의 방향이 사회투자의 관점에서 어떠한 측면이 보완되어야 하는지 살펴보는 데 일부 근거를 제시할 수 있을 것이다.

II. 선행연구고찰

1. 사회투자전략에서의 아동정책

경제구조의 변화와 인구사회학적 구조의 변화, 그리고 가족구조의 변화는 아동의 삶에 새로운 위협을 야기하였고, 이에 따라 아동정책에 있어서도 변화의 필요성이 제기되었다. 이미 여성의 노동시장참여의 증가로 인해 맞벌이 가정이 증가하게 되고, 이것은 아동복지서비스에 있어서 돌봄서비스 또는 아동보육서비스의 필요성에 대한 수요를 불러왔다.

또한 저출산의 문제는 미래의 노동공급과 경제성장을 유지하는 문제와 직접적으로 관련되어 있다. 즉, 고령화와 이에 따른 노인부양문제는 점차 사회적 부담을 증가시키게 될 것으로 예상되며, 이러한 문제를 해결하기 위해서는 아동출산을 제고를 위한 폭넓은 가족 및 아동정책이 필수적이다. 특히, 여성이 가사와 노동을 병행할 수 있도록 출산휴가, 아동급여, 아동보육서비스, 조기아동교육 및 아동방과후 교육 등과 같은 정책의 필요성이 대두되었다(Esping-Andersen, 2005; OECD, 2006).

이처럼 다양한 위협에 직면하게 되면서 아동에 대한 사회적 투자의 중요성은 핵심적인 미래사회에 대한 준비의 일환으로 관심이 집중되기 시작하였다. 이에 따라 서구 선진국이 시행한 아동과 관련된 정책변화는 크게 인적자본에 대한 투자전략으로서 조기아동개입 프로그램의 강화, 아동 자산형성 지원을 위한 아동저축계좌의 도입, 그리고 아동가구에 대한 소득보장제도 및 조세감면제도 등이 실행되었다. 이러한 영미권 국가들의 아동에 대한 사회투자전략은 우리나라 아동복지정책에도 그 영향을 미쳐왔다. 먼저 보육서비스의 공공성 확보를 위한 노력이 그 대표적인 예라고 할 수 있다. 이와 함께 저소득층 아동을 위한 조기개입 프로그램이 제기되어 We Start, 희망스타트를 거쳐 현재의 드림스타트 사업으로까지 발전되어 왔다. 또한 아동중심의 소득보장제도의 필요성에 따라 지난 해 드디어 아동수당이 제도화되기에 이르렀다. 그러나 그 외의 소득지원서비스는 공적부조제도에 의한 빈곤가구 아동 및 요보호대상 아동의 소득지원으로 제한되어 있는 실정이다. 또한 자산형성지원프로그램의 일환으로 아동발달계좌를 시행해 오고 있으나, 이 또한 지원대상이 요보호아동에 한정되어 있다. 2006년 이후 아동복지 정책의 내용과 서비스의 양적인 발달이 진행되어 온 것은 분명한 사실이다. 그러나 아직도 그 대상이 요보호아동 및 빈곤아동에 한정되어 있고, 초등학생 이하의 연령대 아동에 집중되어 있다. 예를들어, 아동청소년의 연령 증가에 따라 아동돌봄서비스의 이용가능성, 이용 가능한 기관의 수나 종류가 부족해지고 있다. 영유아기에는 소득수준에 상관없이 보편적으로 어린이집과 유치원을 이용할 수 있으나, 초등학생 이상이 되면 돌봄서비스는 잔여적으로 바뀌어, 소득수준에 따라 이용가능성과 자기부담금이 달라진다. 또 이용할 수 있는 서비스의 수도 초등학

생의 경우 다양한 돌봄서비스를 받을 수 있는 반면에 중고등학생이 이용할 수 있는 돌봄서비스는 부족한 실정이다. 이는 특히 저소득 중고등학생의 방과후 혹은 방학중 돌봄의 부재로 이어질 가능성을 높인다.

2. 아동 돌봄서비스의 현황

우리나라의 아동·청소년 정책은 기본적으로 교육체계를 중심으로 학교 안에서 이루어지지만 요보호아동 대상의 지원이나 청소년 지원 등은 복지체계 내에서 이루어진다. 앞서 설명한 다양한 사회변화로 인해 아동·청소년에 대한 돌봄 욕구가 증가하자 교육체계와 복지체계 양쪽에서 모두 돌봄서비스를 제공하게 되었다. 초등돌봄교실, 방과후 학교, 지역아동센터, 청소년방과후 아카데미 등이 현재 진행되고 있는 우리나라 아동 돌봄서비스들이다. 이 중 청소년 방과후 아카데미를 제외하고는 대부분이 그 대상이 초등학생에 집중되어 있다.

〈표 1〉 초등돌봄교실 연도별 현황

단위: 개, (%), 교실, 천명

년도	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
전체학교수(A)	5,541	5,646	5,733	5,756	5,813	5,829	5,854	5,882	5,895	5,913	5,934	5,978	6,001
참여학교수(B)	337	609	1,421	2,508	2,962	4,146	5,430	5,639	5,652	5,784	5,938	5,972	5,998
참여학교비율	(5.5)	(10.6)	(24.8)	(43.4)	(50.8)	(71.2)	(88.5)	(92.4)	(96.0)	(97.3)	(99.0)	(99.9)	(99.9)
돌봄교실수(C)	445	889	1,631	2,718	3,334	4,622	6,200	5,430	7,086	7,395	10,966	12,380	11,920
평균교실 수1)	0.1	0.2	0.3	0.5	0.6	0.8	1.1	0.9	1.2	1.3	1.8	2.1	2.0
평균교실 수2)	1.3	1.5	1.1	1.1	1.1	1.1	1.1	0.8	1.3	1.3	1.8	2.1	2.0
전체학생수(천명)(D)	4,116	4,023	3,925	3,830	3,672	3,474	3,299	3,132	2,952	2,784	2,729	2,715	2,673
참여학생수(천명)(E)	8	13	37	50	55	77	104	124	159	160	221	240	244
학생참여율 ²⁾	(0.2)	(0.3)	(0.9)	(1.3)	(1.5)	(2.2)	(3.2)	(4.0)	(5.4)	(5.7)	(8.1)	(8.8)	(9.1)

주: 초등자녀 방과후 돌봄지원방안(이재희, 2018)에서 발췌한 자료임.

1) C/B: 참여 학교당 평균교실 수

2) E/D: 전체 초등학생 대비 참여학생 비율

자료: 1) 조진일·김홍원·최형주·손종렬·신화주·안성현·정유진(2015). 초등돌봄교실의 환경 실태 분석 및 개선방안 연구. 한국교육개발원. p.22.

2) 교육부 보도자료(2016. 06. 23). 행복교육과 일가정 양립의 핵심정책, 초등돌봄교실. p.1

교육통계서비스. 2004~2016년 초등학교 연도별 추이 http://kess.kedi.re.kr/stats/school?menuCd=0101&ccd=943&survSeq=2016&itemCode=01&menuId=m_010105&uppCd1=010105&uppCd2=010105&fla g=B에서 2017년 6월 27일 인출함.

3) 교육부 보도자료(2016. 5. 3). 방과후학교 활성화 방안(안). p.2.

〈표 1〉에서 제시한 초등돌봄교실의 현황(이재희, 2018)을 살펴보면, 지난 2004년 초등돌봄교실을 운영하는 학교는 전체 초등학교의 5.5%에 지나지 않았으나, 2016년 현재 거의 대부분의 학교에서 운영하고 있는 것으로 나타났다. 돌봄교실에 참여하는 학생의 비율 또한 2004년 전체 학생 수 중 돌봄교실에 참여하는 학생의 비율이 0.2%였으나, 2016년에는 9.1%의 학생들이 참여하고 있어 학생참여비율이 약 45%이상 증가한 것을 확인할 수 있다. 지역아동센터의 경우도 그 수와 이용아동 수에 있어서 비슷한 양상을 보인다. 보건복지부(2016)에 따르면 2004년 지역아동센터를 이용한 전체 아동 수는 23,347명이었고, 이 중 초등학생이 78.6%(18,348명)을 차지하였다. 2016년 현재 전체 이용아동수는 2004년의 약 4.7배 증가한 106,668명이며, 이 중 초등학생이 82,140명으로 거의 같은 수준으로 증가하였고, 이 수는 전체 이용아동 중 약 77%에 해당한다. 즉, 지역아동센터 이용아동의 수 또한 상당수 증가하였으나 초등돌봄교실과 마찬가지로

여전히 초등학생의 돌봄서비스 확대에 주로 영향을 미쳐왔음을 알 수 있다. 또한 아직까지도 우리나라의 돌봄서비스는 아직까지 공급이 충분하지 않고, 그마저도 대부분 취약계층에 집중되어 있어 중산층 맞벌이 또는 한부모 가정 자녀를 위한 돌봄서비스는 사각지대로까지 인식되고 있다.

그러나 정부의 돌봄서비스의 확충 및 공공성 확대 등의 노력은 지난 2006년 이후 꾸준히 진행되어 왔다. 이제 이러한 아동정책의 효과가 실효성을 거두고 있는지 또한 보완하여야 할 점이 무엇인지에 대한 평가를 다각도로 진행해볼 필요가 있다. 특히 아동의 방과후 활동의 양상에 변화가 있는지를 살펴보는 것은 아동의 삶의 질의 변화와 관련하여 상당한 의미가 있다고 판단된다. 또한 현재 서비스가 집중되어 있는 초등학생 시기를 지나면서 이러한 정책효과가 유지되는 지에 대해서도 좀 더 면밀한 검토가 필요할 것이다.

3. 아동의 방과후 활동에 영향을 미치는 요인

정규 교육과정을 마친 후인 방과후 시간의 활동은 아동과 아동의 주양육자의 재량에 맡겨져 있다. 즉, 같은 연령대의 아동이라도 아동가구의 경제적 상황이나 주양육자의 방과후 활동에 대한 인식, 주양육자의 의지 등에 따라 아동의 방과 후 시간사용은 양적 혹은 질적 차이가 있을 수 있다. 또한 같은 아동이라도 아동의 연령이 증가하게 되면 방과후 활동의 패턴이나 내용이 달라질 수 있다(김선숙, 임세희, 2017). 아동이 주양육자의 보호와 감독을 받으며 생활하고, 아동의 방과후 활동의 내용은 아동가구가 가용할 수 있는 자원의 양에 따라 달라진다는 점에서 아동의 방과후 활동은 가구의 특성과 상당히 긴밀하게 연결되어 있다.

선행연구에서는 가구소득과 아동의 방과후 활동이 긴밀한 연관이 있다고 보고하고 있다(정혜지, 2016). 또다른 연구에서도 가구소득이 높은 아동의 경우 주로 학습활동을 중심으로 시간을 보내는 반면, 가구소득이 낮은 아동의 경우는 여가활동 중심의 시간을 보내는 것으로 보고한다(정혜련, 2016). 인터넷 사용과 관련하여 가구소득이 높을수록 인터넷 과잉사용이 감소하며(정수정, 2017), 특히 남자청소년의 경우 게임 시간이 통계적으로 유의미하게 줄어든다고 한다(정재기, 2011).

부모의 취업, 특히 어머니의 취업이 아동의 방과후 활동에 영향을 미칠 수 있다. 한부모 가구나 맞벌이 가구 중 부모의 취업으로 아동이 혼자 있는 시간이 길수록 인터넷 게임 중독 가능성이 높아지고(박현숙, 권윤희, 박경민, 2007), 어머니가 지속적으로 취업상태를 유지하는 경우 청소년 자녀의 TV 시청시간이 통계적으로 유의미하게 증가하는 것으로 나타난다(정선영, 2013). 또한 외벌이 가정에 비해 맞벌이 가정 청소년의 스마트폰 과의존위험이 유의미하게 높다는 결과도 보고되고 있다(과학기술정보통신부, 한국정보화진흥원, 2017). 이러한 선행연구의 결과는 어머니의 취업 자체가 문제이기 때문에 발생한 결과라기 보다는 취업한 어머니를 대신할 성인 보호자가 없거나 방과후 적절한 돌봄 서비스가 없어서 나타난다고 할 수 있다.

아동의 방과후 활동에 영향을 미치는 요인 중 아동 개인의 특성으로는 성별을 들 수 있다. 선행연구에 따르면 여학생은 남학생에 비해 학습활동에 참여하는 경우가 많은 반면, 남학생의 경우 사교육시간이 여학생보다 더 길다는 연구결과가 다수 있다(백병부, 황여정, 2011; 정하나, 김유미, 2015; 조혜영, 이경상, 2005). 이러한 성별차이는 외국 문헌에서도 동일하게 발견할 수 있다. 즉, 미국 아동을 대상으로 진행된 방과후 활동의 비교연구에서도 남학생보다 여학생이 과제활동에 더 많은 시간을 사용하고, 남학생은 스포츠 및 영화감상을 더 많이 하는 것으로 보고되었다(Porterfield & Winkler, 2007).

가족과 관련된 요인도 아동의 방과후 활동에 영향을 미치고 있음을 발견할 수 있는데, 앞에서 언급하였던 어머니의 취업여부와 가정의 사회경제적 지위 이외에도 부모·자녀 관계 또는 가족구성원의 관심, 인정 등 가족과의 상호작용이 아동의 긍정적인 방과후 활동에 영향을 미친다는 것을 알 수 있다(유봉애, 옥경희, 2013).

Ⅲ. 연구방법

1. 분석 자료

본 연구는 한국복지패널 1차(2006), 4차(2009), 10차(2015), 13차(2018)를 활용한다. 한국복지패널 1차, 4차, 9차, 10차는 아동부가조사를 실시한 해로 1차(2006)와 10차(2015)는 조사년도의 초등학교 4,5,6학년층을 대상으로 부가조사를 실시 하였으며, 4차(2009)와 13차(2018)는 조사년도의 중학교 1,2,3학년층을 대상으로 조사하였다. 7차(2012)년도에는 고등학생 1,2,3학년층을 대상으로 조사를 하였으며 16차(2021)에 다시 고등학교 1,2,3학년층을 조사할 것이다.

본 연구는 아동 방과 후 경험의 10년 전과 후를 비교하는 연구이므로 이미 조사가 이루어진 초등학교 4,5,6학년의 자료(1차와 10차)와 중학교 1,2,3학년의 자료(4차와 13차)를 활용한다.

1차년도(2006)는 총 750명의 초등학교 4,5,6학년층을 조사하였으며, 4차년도(2009)는 총 603명의 중학교 1,2,3학년이 응답하였다. 10차년도(2015)에는 463명의 초등학교 4,5,6학년의 아동이, 13차년도(2018)에는 394명의 중학교 1,2,3학년이 조사에 응하였다.

한국복지패널은 대표성을 유지하고 표본멸실에 대응하기 위해 가중치를 설정하고 있다. 모든 분석은 아동부가조사에 부여된 횡단가중치를 설정한 상태에서 진행하였다.

2. 분석 방법

아동 방과후 경험에 있어 지난 10년간의 변화를 계층간 차이를 중심으로 보고자 하는 본 연구는 1차년도(2006)와 10차년도(2015)의 초등학교 4,5,6학년의 방과후 경험의 계층간 차이, 4차년도(2009)와 13차년도(2018)의 중학교 1,2,3학년의 방과후 경험의 계층간 차이를 시간과 계층의 4집단으로 구분하여 Anova 검정과 교차분석으로 먼저 확인한다.

이후 Stata를 이용하여 초등학교4,5,6학년의 10년전과 10년 후, 그리고 중학생 1,2,3학년의 10년전과 10년 후의 방과후 영향 요인의 차이를 회귀분석으로 검정한다. 개별 회귀계수의 차이는 Chow test로 검토한다. Chow test는 10년 전과 10년 후의 회귀모형이 전반적으로 차이(Omnibus test)가 있는지를 검정한다. Chow test는 1집단과 2집단으로 나눈 회귀모형의 잔차와 1집단과 2집단을 모두 합한 회귀모형(pooled regression)의 잔차를 비교한다. 즉 1집단과 2집단을 구분하는 모형과 합한(pooled) 모형의 적합도를 비교함으로써 두 집단을 구분하는 것이 모형 설명력을 높이는지 그렇지 않은 지를 판단 한다(Chow, 1960). 그러나 Chow test는 F 테스트로 특정 회귀계수의 차이의 여부를 검정하지는 못한다. 즉 $b_1 = b_2$ 혹은 $c_1 = c_2$ 인지를 알려주는 않는다. Gujarati(1970)는 집단 변수를 더미 변수로 변환한 후 각 변수와 집단변수 간의 상호작용항을 회귀모형에 포함시켜, 상호작용항의 통계적 유의도를 통해 집단간 개별 회귀계수의 차이를 검정하는 방법을 제안하였다(좌현숙·오승환·문혜진, 2014 재인용). Stata 12.0이상은 contrast 명령문으로 Gujarati(1970)가 제안한 방법을 구현할 수 있다.

3. 변수의 측정

1) 시간의 구분

초등학교 4,5,6학년의 경우 1차년도(2006)와 10차년도(2015)를 비교하였다. 중학교 1,2,3학년의 경우 4차년도(2009)와 13차년도(2018)를 비교하였다.

2) 독립변수

각 년도 복지패널의 균등화소득에 따른 가구구분(공공부조 이전의 균등화 경상소득의 중위 60% 기준)을 활용하였다. 저소득가구가 0 일반가구가 1의 값을 부여받았다.

3) 종속변수

① 참여활동

지난 1년동안의 아동이 참여한 활동의 총합을 사용하였다. 한국복지패널의 경우 특수한 경우에 받는 상담과 치료와 보편적인 성격이 있는 청소년 활동을 묻고 있는데, 본 연구의 경우 보편적인 성격이 있는 청소년 활동을 종속변수로 하였다. 1차년도(2006)과 그 이후의 설문문항에 차이가 있어 초등학교 4,5,6학년 아동의 경우 '사회복지관, 공부방, 지역아동센터, 방과후 교실 등의 학습지도(숙제, 문제집 풀이)', '캠프 등 1박 이상의 수련활동', '견학, 문화체험 방문 등의 활동'의 각 경험 여부의 합에 있어 1차년도(2006)와 10차년도(2015)에 차이가 있는지 분석하였다. 중학교 1,2,3학년 아동의 경우 '사회복지관, 공부방, 지역아동센터, 방과후 교실 등의 학습지도(숙제, 문제집 풀이)', '캠프 등 1박 이상의 수련 활동', '견학, 문화체험 및 방문, 예술 관련 감상 등의 활동', '취미/특기 관련 활동', '체력단련, 모험/개척 관련 활동', '자원봉사 활동 및 환경보호 관련 활동', '교류활동'의 각 경험 여부의 합에 있어 4차년도(2009)와 13차년도(2018)에 차이가 있는지 검정하였다.

② 방과후 보호자 없이 보내는 시간

한국복지패널은 아동이 보호자 없이 방과후에 보내는 시간을 묻고 있다. 방과후에 부모, 18세 이상의 형제자매와 기타 성인보호자가 집에 있는 경우를 제외한 나머지 경우, 즉 보호자 없이 방과후에 보내는 시간을 질문하고 있다. 보호자가 없다는 개념에는 '아무도 없다'와 '18세 미만의 형제자매만 있다'가 해당한다. 보호자 없이 보내는 시간은 1차년도(2006)에는 '1시간 이상~3시간 미만', '3시간 이상~5시간 미만', '5시간 이상'으로 4차년도(2009), 10차년도(2015), 13차년도(2018)에는 '1시간 미만', '1시간 이상~3시간 미만', '3시간 이상~5시간 미만', '5시간 이상'로 묻고 있다. 각 변수값을 방과후에 보호자가 있는 경우=0, 1시간 미만=1, 1시간이상~3시간 미만=2, 3시간 이상~5시간 미만=3, 5시간 이상=4로 코딩하였다. 변수값이 클수록 방과후에 보호자 없이 보내는 시간이 길다.

③ TV시청 시간

아동이 TV 시청을 하루 평균 얼마나 하는지에 대한 질문을 활용하였다. 데이터에 대한 인위적 수정을 최소화하면서 극단치를 조정하기 위해 하루 평균 900분(15시간) 이상 TV를 시청한다고 응답한 경우 900분으로 조정해주었다.

④ 방과후에 학원을 주로 다니는지 여부

방과후 주로 하는 일에 대해 1차년도(2006년)에는 평일과 주말의 구분 없이 '방과후 시간을 대체로 어떻게 보냅니까?'로 물었으며 응답은 '학원에 간다' 등으로 묻고 있다. 4차년도 부터는 방과후 주로 하는 일을

평일과 주말로 나누어 1순위와 2순위로 질문하고 있으며, 항목도 보다 세분화되었다. 본 연구는 평일 방과 후 주로 하는 일의 1순위로 '학원, 예체능 특기 배우기'를 응답한 경우를 활용하였다. '학원에 간다' 혹은 '학원, 예체능 특기 배우기'를 한다고 응답한 경우 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 가진다.

4) 통제변수

① 아동의 성별

여아는 0 남아는 1의 값이 부여되었다.

② 양부모 여부

양부모 가구인 경우 0, 모자/부자/조손가구인 경우 1의 값을 정하였다.

③ 교육수준

모의 교육수준을 활용하였다. 모가 없는 경우 부의 교육수준을 대비하였다. 교육수준은 졸업여부를 고려하여 최종 학력을 기준으로 코딩하였다.

④ 가족갈등

가구의 가족갈등은 '가족원간 의견충돌이 잦다', '가족원간 화가 나서 물건 등을 집어 던진다', '가족원간 항상 침착하게 문제를 논의한다', '가족원들이 자주 서로를 비난한다', '가족원들이 가끔 서로를 때린다'를 (1) 전혀 그렇지 않다~(5) 매우 그렇다의 5점 척도로 측정된 것의 합을 활용하였다. 이 중 '가족원 간 항상 침착하게 문제를 논의한다'는 역 코딩하였다. 값이 높을수록 가족갈등이 정도와 양상이 심각하다고 할 수 있다.

⑤ 지역

시를 기준으로 서울·광역시와 군·도농복합군을 구분하였다.

IV. 분석결과

1. 기술분석

본 연구의 표본의 특성은 다음과 같다. 우선 표본의 크기에 있어 연차가 쌓일수록 초등학생, 중학생 아동가구의 표본의 수가 줄어들고 있다. 이는 같은 대상을 추적 조사하는 패널의 성격이 반영된 것으로 보인다. 기존 가구의 아동이 자라서 초등학교 4,5,6학년 혹은 중학교 1,2,3학년이 되는 경우 조사대상이 되는데, 저출산의 경향과 맞물려 아동의 수가 줄어들고 있는 것이다. 두 번째는 연차가 거듭될수록 적어도 아동부가조사에 응한 가구의 인구사회경제적 특성이 좋아지고 있다. 저소득가구의 비율이 1차년도와 4차년도에는 각각 21%와 29%이던 것에서 10차년도와 13차년도에는 10%와 13%로 줄어들고 있다. 양부모가 아닌(모자/부자/조손)가구 역시 1차년도와 4차년도에는 17%와 25%였으나 10차년도와 13차년도에는 7%와 12%로 줄어들었다. 초등학생보다는 중학생에서 양부모가 아닌 가구가 증가하는 경향을 보였다. 모의 평균 교육수준도 1차년도와 4차년도에는 각각 4.4와 5.13이었으나 10차년도와 13차년도에는 5.9와 5.7로 증가하였다. 가족갈등도 마찬가지로 1차년도와 4차년도에 비해 10차년도와 13차년도에 낮은 수준을 보여 다른 지표와 마찬가지로 시간이 흐름에 따라 개선되는 경향을 보였다. 이러한 가구특성 변화가 실재를 반영하는 것인지 아니면 저소득층이 더 쉽게 탈락되는 패널의 특성을 반영하는 것인지는 향후 검증이 필요하다. 적어도 결과 해석에 있어 표본의 특성 변화를 고려해야 할 것이다.

〈표 2〉 표본의 특성

		초등학교4,5,6학년		중학생 1,2,3학년	
		1차(2006) n=750	10차(2015) n=463	4차(2009) n=603	13차(2018) n=394
독립 변수	소득 계층(기준 저소득가구=0)	0.79	0.90	0.71	0.87
	아동의 성별(기준 여성=0)	0.53	0.50	0.51	0.49
	가족구조(기준 양부모=0)	0.17	0.07	0.25	0.12
통계 변수	모 교육수준	4.4	5.9	5.13	5.7
	가족갈등	8.66	7.99	8.87	7.87
	대도시 (기준 시)	0.42	0.40	0.46	0.45
	군·도농복합군 (기준 시)	0.07	0.07	0.16	0.13
종속 변수	참여 활동 여부의 합	1.49	1.24	2.15	1.88
	보호자 없는 시간	0.75	0.61	0.81	0.72
	하루 평균 TV 시청(분)	265.7	165.6	209.8	112.3
	방과 후 학원을 다니는지 여부	0.13	0.51	0.34	0.50

주1) 표본 가중치 적용

종속변수인 참여 활동은 시간의 흐름에 따라 평균값이 감소하여 초등학생은 3개 문항중 경험이 있다는 응답이 1차년도 1.49에서 10차년도 1.24로 줄어들었다. 중학생은 7개 문항 중 경험이 있다는 응답이 4차년도 2.15에서 1.88로 줄었다. 보호자 없는 시간은 전체적으로 중학생이 초등학생보다 많으나 시간의 흐름에 따라 감소하여 1차년도 0.75에서 10차년도 0.61로 0.14만큼 줄어들었다. 중학생은 4차년도 0.81에서 13차년도 0.72로 0.09만큼 줄었다.

하루 평균 TV시청 시간은 초등학생이 중학생보다는 많지만 시간의 흐름에 따라 감소하여 1차년도 약 265분에서 10차년도에는 약 165분으로 감소하였다. 중학생은 4차년도 약 209시간에서 13차년도 약 112분으로 줄었다. 방과후 주로 하는 활동이 학원인지 여부는 초등학생이 1차년도 0.13에서 10차년도 0.51로 증가하였다. 중학생 역시 증가하여 4차년도 0.34에서 13차년도 0.50으로 증가하였다.

2. 소득계층간 시간에 따른 방과후 경험의 계층간 차이

1) 초등학교 4,5,6학년

초등학교 4,5,6학년의 지난 10년간 방과후 경험의 계층 차이를 살펴보면 다음의 〈표 3〉 과 같다.

〈표 3〉 초등학교 4,5,6학년의 지난 10년간 방과후 경험의 계층 차이

시간	소득 계층	참여 활동	보호자 없는 시간	TV 시청	방과 후 학원 다니는지 여부
1차 (2006)	저소득	1.51	0.68	305	0.04
	일반	1.49	0.76	255	0.16
10차 (2015)	저소득	1.43	0.35	191	0.34
	일반	1.22	0.64	162	0.53
Over all test		.000	.000	.005	.000

* p <.10 ** p <.05 *** p <.01

저소득 초등학교 4, 5, 6학년의 참여활동은 1차년도에는 1.51, 보호자 없는 시간은 0.68, TV시청은 305분, 방과후 학원을 주로 다니는지 여부가 4%이던 것이 10차년도에는 참여활동은 1.43, 보호자 없는 시간은 0.35, TV시청시간은 191분, 방과후 학원(학원 및 예체능 배우기)을 주로 다니는지 여부는 0.34로 변화하였다. 특히 저소득층 초등학교4, 5, 6학년의 보호자 없이 보내는 시간이 큰 폭으로 줄어들고 방과 후에 학원(학원 및 예체능 배우기)을 주로 다니는 경우가 증가하였음을 알 수 있다.

일반가구 초등학교 4, 5, 6학년의 참여활동은 1차년도에는 1.43, 보호자 없는 시간은 0.76, TV시청은 255분, 방과후 학원을 주로 다니는지 여부가 16%이던 것이 10차년도에는 참여활동은 1.22, 보호자 없는 시간은 0.64, TV시청시간은 162분, 방과후 학원(학원 및 예체능 배우기)을 주로 다니는지 여부는 0.53으로 변화하였다.

시간과 계층에 따라 4집단으로 나누어 집단간의 종속변수의 차이가 유의미한지를 ANOVA와 교차분석으로 검정한 결과 모든 종속변수가 4집단 중 어느 한 집단은 다른 집단과 통계적으로 차이가 있는 것으로 분석되었다(p <.01). 이때 ANOVA 분석은 변량 동질성 여부를 고려하면서 모형 검정과 사후 분석을 실시하였다. 교차분석은 집단 중 어느 집단이 차이가 있는지는 알려주지 않는다. 다만 집단간의 상관의 정도를 보여준다. ANOVA의 사후 분석 결과를 살펴보면 참여활동의 경우 10차 일반가구와 1차저소득가구와 1차 일반가구에 비해 참여활동이 p <.05와 p <.01의 수준에서 통계적으로 유의미하게 감소하였음을 알 수 있다.

보호자 없는 시간은 10차 저소득가구 초등학교4,5,6학년의 변화가 일관되게 나타났다. 10차년도 저소득층 초등학교 4, 5, 6학년은 1차년도 저소득 가구 아동에 비해서는 p <.10의 수준에서 1차년도 일반가구 아동에 비해서는 p <.01의 수준에서 10차년도 일반가구 아동에 비해서는 p <.10의 수준에서 방과후에 보호자 없이 보내는 통계적으로 유의미하게 줄어드는 것으로 나타났다.

TV시청 시간은 1차년도의 아동들이 10차년도 아동들에 비해 통계적으로 유의미하게 길게 보고 있었으며, 1차년도 저소득가구 아동이 1차년도 일반가구 아동에 비해 p <.01의 수준에서 통계적으로 유의미하게 TV를 많이 보고 있었다. 주목할 점은 10차년도에 이르면 저소득가구 초등학교 4, 5, 6학년의 TV시청 시간과 일반가구 초등학교4,5,6학년의 TV시청 시간에 통계적으로 유의미한 차이가 더 이상 발생하지 않았다.

방과후 학원을 주로 다니는지 여부는 0과 1의 명목변수로 집단간 차이에 대한 교차분석을 실시해야 한다. 교차분석은 집단간 차이의 전반적 유의도와 함께 집단과 검정변수의 상관의 정도를 보여준다. 시간과 계층으로 나눈 4개의 집단은 방과후 학원을 주로 다니는지 여부에 있어 통계적으로 유의미한 차이가 있었다. 집단과 검정변수간에는 .429(Cramer's V)의 상관이 있었다.

2) 중학교 1,2,3학년

중학교 1,2,3학년의 지난 10년간 방과후 경험의 계층 차이를 살펴보면 다음의 <표 4> 와 같다.

<표 4> 중학교 1,2,3학년의 지난 10년간 방과후 경험의 계층 차이

시간	소득 계층	참여 활동	보호자 없는 시간	TV 시청	방과 후 학원 다니는지 여부
4차 (2009)	저소득	2.04	0.63	219	0.27
	일반	2.23	0.98	195	0.41
13차 (2018)	저소득	1.56	0.66	136	0.28
	일반	1.93	0.75	98	0.59
Over all test		.015	.006	.000	.000

* p <.10 ** p <.05 *** p <.01

저소득 중학교 1,2,3학년의 참여활동은 4차년도에는 2.04, 보호자 없는 시간은 0.63, TV시청은 219분, 방과후 학원을 주로 다니는지 여부가 27%이던 것이 13차년도에는 참여활동은 1.56, 보호자 없는 시간은 0.66, TV시청시간은 136분, 방과후 학원(학원 및 예체능 배우기)을 주로 다니는지 여부는 28%로 변화하였다. 특히 저소득층 중학교 1,2,3학년의 보호자 없이 보내는 시간과 방과 후에 학원(학원 및 예체능 배우기)는 저소득층 초등학교 4,5,6학년과 달리 별다른 변화가 없음을 알 수 있다.

일반가구 중학교 1,2,3학년의 참여활동은 4차년도에는 2.23, 보호자 없는 시간은 0.98, TV시청은 195분, 방과후 학원을 주로 다니는지 여부가 41%이던 것이 13차년도에는 참여활동은 1.93, 보호자 없는 시간은 0.75, TV시청시간은 98분, 방과후 학원(학원 및 예체능 배우기)을 주로 다니는지 여부는 59%으로 변화하였다.

시간과 계층에 따라 4집단으로 나누어 집단간의 종속변수의 차이가 유의미한지를 ANOVA와 교차분석으로 검정한 결과 모든 종속변수가 4집단 중 어느 한 집단은 다른 집단과 통계적으로 차이가 있는 것으로 분석되었다(p <.01). 이때 ANOVA 분석은 변량 동질성 여부를 고려하면서 모형 검정과 사후 분석을 실시하였다. 교차분석은 집단 중 어느 집단이 차이가 있는지는 알려주지 않는다. 다만 집단간의 상관의 정도를 보여준다.

ANOVA의 사후 분석 결과를 살펴보면 참여활동의 경우 13차 일반가구 중학교 1,2,3학년의 4차 저소득 가구 중학교 1,2,3학년에 비해 p <.10의 수준에서 통계적으로 유의미하게 감소하였음을 알 수 있다.

보호자 없는 시간은 4차 일반가구 중학교 1,2,3학년이 4차 저소득가구 중학교 1,2,3학년과 13차 일반가구 중학교 1,2,3학년 보다 p <.05의 수준에서 유의미하게 많았다. 중학교 1,2,3학년의 TV시청 시간은 모든 계층에서 13차년도에 4차년도에 비해 유의미하게 감소하였다.

방과후 학원을 주로 다니는지 여부는 0과 1의 명목변수로 집단간 차이에 대한 교차분석을 실시한 결과 시간과 계층으로 나눈 4개의 집단은 방과후 학원을 주로 다니는지 여부에 있어 통계적으로 유의미한 차이가 있었다. 집단과 검정변수간에는 .236(Cramer's V)의 상관이 있었다.

이상의 결과는 아동의 방과후 활동에 영향을 미칠 수 있는 아동의 성별, 부모의 교육수준과 가족구조, 가족관계, 지역을 통제하지 않은 상태의 결과이다. 다음에서는 회귀분석과 Chow test로 10년이라는 시간에 걸쳐 소득계층이 아동의 방과후 활동에 미치는 영향이 달라지는지를 점검하였다.

3. 시간에 따른 아동의 방과후 경험 차이

1) 초등학교 4,5,6학년

(1) 참여활동

초등학교 4,5,6학년의 지난 10년간 참여활동의 차이를 살펴보면 다음의 <표 4>와 같다. 관련 변수를 통제된 상태에서 1차(2006년)에 비해 10차(2015년)에 초등학교 4,5,6학년의 참여활동은 평균적으로 $p < .01$ 의 수준에서 감소한 것으로 나타났다. 그리고 10차년도에는 여아에 비해 남아의 '사회복지관, 공부방, 지역 아동센터, 방과후 교실 등의 학습지도(숙제, 문제집 풀이)', '캠핑 등 1박 이상의 수련활동', '견학, 문화체험 방문 등의 활동'이 $p < .01$ 의 수준에서 통계적으로 유의미하게 작았다. 그리고 부모의 교육수준이 높을수록 참여활동이 증가하며 이는 시간에 따른 차이가 없는 것으로 나타났다.

<표 5> 초등학교 4,5,6 학년의 참여활동의 10년 차이

	시기 구분 없음		1차(2006년)		10차(2015년)		Chow test
시기구분(기준 2006년)	-.418	***	-		-		
소득 계층(기준 저소득가구)	-.112		-.043		-.365		
아동의 성별(기준 여성)	-.188	***	-.107		-.318		***
가족구조(기준 양부모)	.001		-.025		-.014		
교육수준	.125	***	.098	**	.168		***
가족갈등	.004		.002		-.002		
서울·광역시(기준 시)	.074		.110		.020		
군·도농복합군(기준 시)	-.103		-.117		-.056		
상수	1.074	***	1.095	***	.743		*
R제곱	0.038		0.0162		0.0479		
F-test	4.27	***	1.18		2.22	**	3.70 ***

* $p < .10$ ** $p < .05$ *** $p < .01$ (횡단 가중치 적용)

초등학교 4,5,6학년의 참여활동이 시간에 따라 영향요인에 차이가 있는지를 Chow test로 검정한 결과 전체적으로는 F검정값이 3.70으로 $p < .01$ 의 수준에서 차이가 있으나 개별회귀계수의 크기는 차이가 없는 것으로 나타났다. 그런데 Chow test의 개별회귀계수의 크기 차이 검정은 크기 차이를 검정할 뿐 개별 회귀계수의 통계적 유의도를 검정하는 것은 아님에 유의해야 한다. 즉 비록 회귀계수의 크기 차이는 없지만 성별의 영향의 통계적 유의도는 1차년도와 10차년도에 차이가 있음에 유의해야 한다.

본 연구에서 주목하는 소득계층의 경우 관련 변인을 통제하면 참여활동에 통계적으로 유의미한 영향을 미치고 있지 않았으며, 시간에 따른 차이도 없었다.

(2) 보호자 없는 시간

초등학교 4,5,6학년의 지난 10년간 보호자 없이 보내는 시간의 차이를 살펴보면 다음의 <표 6>과 같다. 가구의 소득, 가족구조 등 관련 변인을 통제하면 지난 10년간 초등학교 4,5,6학년이 방과후에 보호자 없이 보내는 시간은 통계적으로 유의미한 변화가 없었다. 하지만 1차년도에는 모자/부자/조손가정의 초등학생 4,5,6학년이 보호자 없이 보내는 시간이 양부모 가구에 비해 $p < .01$ 의 수준에서 높았으나 10차년도에는 이들 집단간 차이가 사라졌다. 반면에 일반가구 초등학생 4,5,6학년이 보호자 없는 시간이 저소득가구에 비해 $p < .01$ 의 수준에서 높아졌다.

〈표 6〉 초등학교 4,5,6 학년의 보호자 없이 보내는 시간의 10년 차이

	시기 구분 없음		1차(2006년)	10차(2015년)		Chow test
시기구분(기준 2006년)			-	-		
소득 계층(기준 저소득가구)	.253	**	.177	.462	***	
아동의 성별(기준 여성)	-.004		-.004	-.003		
가족구조(기준 양부모)	.422	***	.481	.289	***	
교육수준	.002		.036	-.061		
가족갈등	-.003		-.001	-.001		
서울·광역시(기준 시)	.022		.056	-.044		
군·도농복합군(기준 시)	-.076		-.054	-.135		
상수	.511	**	.383	.573	***	
R제곱	0.0157		0.0169	0.013		
F-test	1.73	*	1.28	1.98	**	1.10

* p <.10 **p <.05 *** p <.01 (횡단 가중치 적용)

초등학교 4,5,6학년의 보호자 없이 보내는 시간의 영향요인에 시간에 따른 차이가 있는지를 Chow test로 검증한 결과 전체적으로는 F검정값이 1.10으로 통계적으로 유의미하지 않았다. 즉 본 회귀모형을 시간에 따라 구분하거나 구분하지 않아도 모형 적합도는 차이가 발생하지 않았다. 그러나 본 연구에서 주목하는 소득계층의 경우 1차년도에는 통계적으로 유의미한 영향력이 없었으나 10차년도에는 유의미한 영향력을 미쳐 저소득가구에 비해 일반가구가 보호자 없이 보내는 시간이 오히려 더 높음을 기억해야 할 것이다.

(3) TV시청 시간

초등학교 4,5,6학년의 지난 10년간 TV시청 시간의 차이를 살펴보면 다음의 〈표 7〉과 같다. 가구의 소득, 가족구조 등 관련 변인을 통제하였을 때 지난 10년간 초등학교 4,5,6학년이 평균 TV시청 시간은 통계적으로 유의미하게 감소하였다. 1차년도에는 아동의 성별에 따른 평균 TV시청 시간의 차이가 없었으나 10차년도에는 여아에 비해 남아의 평균 TV시청 시간이 통계적으로 유의미하게 높았다. 1차년도에는 양부모에 비해 모자/부자/조손가정의 초등학교 4,5,6학년이 TV시청 시간이 p <.01의 수준에서 높았으나 10차년도에는 이들 집단간 차이가 사라졌다. 부모의 교육수준은 10년전 후 모두 부모의 교육수준이 높을수록 아동의 TV시청 시간이 통계적으로 유의미하게 감소하였다.

〈표 7〉 초등학교 4,5,6 학년의 TV 시청 시간의 10년 차이

	시기 구분 없음		1차(2006년)	10차(2015년)		Chow test(sig)
시기구분(기준 2006년)			-	-		
소득 계층(기준 저소득가구)	2.148		-1.930	4.403		
아동의 성별(기준 여성)	3.456		-11.969	28.782	**	0.04
가족구조(기준 양부모)	61.264	***	66.036	33.147	**	
교육수준	-30.471	***	-37.294	-19.910	***	0.06
가족갈등	1.966		2.481	.200		
서울·광역시(기준 시)	-14.510		-6.655	-25.280	*	
군·도농복합군(기준 시)	32.103	**	32.523	30.670		
상수	369.374		402.253	269.578	***	
R제곱	0.146		0.085	0.006		
F-test	1.98	**	1.10	1.96	**	1.96 **

* p <.10 **p <.05 *** p <.01 (횡단 가중치 적용)

초등학교 4,5,6학년의 TV시청 시간 영향요인이 10년간에 걸쳐 차이가 있는지를 Chow test로 검정한 결과 전체적으로는 F검정값이 1.96으로 통계적으로 유의미한 차이가 있었다. 아동의 성별과 부모의 교육수준의 각 회귀계수는 차이의 통계적 유의도는 .04와 .06으로 각각 $p < .05$ 와 $p < .10$ 의 수준에서 유의미한 차이가 있었다. 즉 부모 교육수준의 영향의 크기가 10년 후에 감소한 것으로 볼 수 있다($p < .10$). 본 연구에서 주목하는 소득계층의 경우 관련 변인을 통제하면 TV시청시간에 통계적으로 유의미한 영향을 미치고 있지 않았으며, 시간에 따른 차이도 없었다.

(4) 방과후에 학원을 주로 다니는지 여부

초등학교 4,5,6학년의 지난 10년간 방과후에 학원을 주로 다니는지 여부에 차이가 있는지를 살펴보면 다음의 <표 7> 와 같다. 가구의 소득, 가족구조 등 관련 변인을 통제하였을 때 지난 10년간 초등학교 4,5,6학년이 방과후에 학원을 주로 다니는지 여부는 $p < .01$ 의 수준에서 통계적으로 유의미하게 증가하였다.

1차년도에는 저소득가구에 비해 일반가구가 방과후 학원을 주로 다니는지 여부가 $p < .01$ 의 수준에서 통계적으로 유의미한 차이가 있었으나, 10차년도에는 소득계층간 이러한 차이가 사라졌다. 또 1차년도에는 시에 군·도농 복합군 초등학교 4,5,6학년 아동이 방과후에 학원을 주로 다니는지 여부에 차이가 없었는데, 10차년도에는 학원(학원 및 예체능 배우기)에 있어 시에 비해 군·도농 복합군 아동이 $p < .05$ 의 수준에서 유의미하게 높은 것으로 나타났다.

<표 8> 초등학교 4,5,6 학년의 방과후 학원 주로 다니는지 여부의 10년 차이

	시기 구분 없음		1차(2006년)		10차(2015년)		Chow test(sig)
시기구분(기준 2006년)	.329	***	-		-		
소득 계층(기준 저소득가구)	.105	***	.104	***	.094		
아동의 성별(기준 여성)	.017		-.030		.088		0.07
가족구조(기준 양부모)	-.021		.013		-.142		
교육수준	.023		.010		.044		
가족갈등	-.002		-.007		.005		
서울·광역시(기준 시)	-.020		-.012		-.028		
군·도농복합군(기준 시)	.122	**	.052		.221	**	
상수	-.039		.086		.088		
R제곱	0.185		0.023		0.044		
F-test	22.3	***	2.62	**	3.05	**	10.40 **

* $p < .10$ ** $p < .05$ *** $p < .01$ (횡단 가중치 적용)

초등학교 4,5,6학년의 방과후 학원을 주로 다니는지 여부 영향요인이 10년간에 걸쳐 차이가 있는지를 Chow test로 검정한 결과 전체적으로는 F검정값이 10.40으로 통계적으로 유의미한 차이가 있었다. 아동의 성별 회귀계수가 10년전후에 같은지 여부에 대해 통계적 유의도가 .07로 나왔으나 이 변수는 통계적 유의도가 있는 변수가 아니었음에 주의해야 할 것이다. 본 연구에서 주목하는 소득계층의 경우 관련 변인을 통제하면 1차년도에는 저소득층에 비해 일반가구가 통계적으로 유의미하게 높았으나 10차년도에는 방과후에 학원을 주로 다니는지 여부에 있어 계층간 차이가 사라졌다.

2) 중학교 1,2,3학년

(1) 참여활동

중학교 1,2,3학년의 지난 10년간 참여활동의 차이를 살펴보면 다음의 <표 9> 와 같다. 관련 변수를 통제된 상태에서 1차(2006년)에 비해 10차(2015년)에 중학교 1,2,3학년의 참여활동은 평균적으로 $p < .01$ 의 수준에서 감소한 것으로 나타났다. 그리고 13차년도에는 가족갈등이 많으면 '사회복지관, 공부방, 지역아동센터, 방과후 교실 등의 학습지도(숙제, 문제집 풀이)', '캠핑 등 1박 이상의 수련 활동', '견학, 문화체험 및 방문, 예술 관련 감상 등의 활동', '취미/특기 관련 활동', '체력단련, 모험/개척 관련 활동', '자원봉사 활동 및 환경보호 관련 활동', '교류활동'이 $p < .01$ 의 수준에서 통계적으로 유의미하게 작았다. 4차년도에는 서울·광역시에 사는 경우 시지역에 사는 경우보다 참여활동이 $p < .05$ 의 수준에서 높았으나, 이러한 차이는 13차에서는 사라졌다.

<표 9> 중학교 1,2,3학년의 참여활동의 10년 차이

	시기 구분 없음		4차(2009년)		13차(2018년)		Chow test(sig)
시기구분(기준 2006년)	-.374	***	-		-		
소득 계층(기준 저소득가구)	.019		.021		-.004		
아동의 성별(기준 여성)	.094		.125		.016		
가족구조(기준 양부모)	-.123		-.197		.160		
교육수준	.089		.030		.170		
가족갈등	-.050	**	-.019		-.125	***	0.05
서울·광역시(기준 시)	.284	**	.388	**	.192		
군·도농복합군(기준 시)	-.130		-.095		-.149		
상수	1.987	***	1.977	***	1.822	*	
R제곱	0.033		0.023		0.057		
F-test	2.88	**	1.52		2.19	**	2.36 **

* $p < .10$ ** $p < .05$ *** $p < .01$ (횡단 가중치 적용)

중학교 1,2,3학년의 참여활동이 시간에 따라 영향요인에 차이가 있는지를 Chow test로 검정한 결과 전체적으로는 F검정값이 2.36으로 $p < .05$ 의 수준에서 차이가 있으나 개별회귀계수의 크기는 가족살등에서만 차이가 있었다($p < .05$). 본 연구에서 주목하는 소득계층의 경우 관련 변수를 통제하면 참여활동에 통계적으로 유의미한 영향을 미치고 있지 않았으며, 시간에 따른 차이도 없었다.

(2) 보호자 없는 시간

중학교 1,2,3학년의 지난 10년간 보호자 없이 보내는 시간의 차이를 살펴보면 다음의 <표 10> 과 같다. 가구의 소득, 가족구조 등 관련 변수를 통제하면 지난 10년간 중학교 1,2,3학년이 방과후에 보호자 없이 보내는 시간은 통계적으로 유의미하게 감소한 것으로 나타났다. 4차년도에는 일반가구가 저소득가구에 비해 보호자 없이 보내는 시간이 $p < .10$ 의 수준에서 높았으나 이러한 영향력은 13차년도에서는 사라진다. 서울·광역시 혹은 군·도농복합군에 사는 경우 보호자 없이 보내는 시간이 시지역에 사는 경우보다 통계적으로 유의미하게 적으나 이 또한 13차년도에서는 통계적 유의도가 없어진다.

〈표 10〉 중학교 1,2,3학년의 보호자 없이 보내는 시간의 10년 차이

	시기 구분 없음		4차(2009년)		13차(2018년)		Chow test(sig)
시기구분(기준 2006년)	-0.232	**	-		-		
소득 계층(기준 저소득가구)	.225	*	.247	*	.153		
아동의 성별(기준 여성)	.003		.056		-.093		
가족구조(기준 양부모)	-.046		-.130		.140		
교육수준	.046		.096		-.031		
가족갈등	.007		-.002		.015		0.01
서울·광역시(기준 시)	-.188	**	-.302	**	-.049		
군·도농복합군(기준 시)	-.150		-.390	**	.167		
상수	.537	*	.381		.706		
R제곱	0.0192		0.034		0.008		
F-test	1.73	*	2.32	**	0.36		12.33 ***

* p <.10 **p <.05 *** p <.01 (횡단 가중치 적용)

중학교 1,2,3학년의 보호자 없이 보내는 시간의 영향요인에 시간에 따른 차이가 있는지를 Chow test로 검정한 결과 전체적으로 F검정값이 1.59로 통계적으로 유의미하지 않았다. 즉 본 회귀모형을 시간에 따라 구분하거나 구분하지 않아도 모형 적합도는 차이가 발생하지 않았다. 본 연구에서 주목하는 소득계층의 경우 4차년도에는 일반가구가 저소득가구에 비해 보호자 없는 시간이 p <.10의 수준에서 높았으나 13차년도에는 영향력이 사라진다.

(3) TV시청 시간

중학교 1,2,3학년의 지난 10년간 TV시청 시간의 차이를 살펴보면 다음의 〈표 11〉과 같다. 가구의 소득, 가족구조 등 관련 변인을 통제하였을 때 지난 10년간 중학교 1,2,3학년이 평균 TV시청 시간은 통계적으로 유의미하게 감소하였다. 10년 전 후 모두 부모의 교육수준이 높을수록 아동의 TV시청 시간이 통계적으로 유의미하게 감소하였다. 4차년도에는 가족갈등이 높을수록 중학교 1,2,3학년 아동의 TV시청시간이 통계적으로 유의미하게 증가하였으나, 13차년도에는 통계적 유의도가 사라진다. 서울·광역시에 사는 경우 4차년도와 달리 13차년도에는 시지역에 사는 경우에 비해 평균 TV시청 시간이 통계적으로 유의미하게 낮았다(p <.10)

〈표 11〉 중학교 1,2,3학년의 TV 시청 시간의 10년 차이

	시기 구분 없음		4차(2009년)		13차(2018년)		Chow test(sig)
시기구분(기준 2006년)	-79.08	***	-		-		
소득 계층(기준 저소득가구)	-3.961		4.377		-39.780		
아동의 성별(기준 여성)	-9.550		-7.321		-15.040		
가족구조(기준 양부모)	.120		6.067		-16.716		
교육수준	-21.877	***	-26.138	***	-16.327	***	
가족갈등	3.845	**	6.459	***	-2.860		0.01
서울·광역시(기준 시)	-18.576	*	-14.624		-20.017	*	
군·도농복합군(기준 시)	-10.950		-24.678		13.645		
상수	299.329	***	289.559	***	277.130	***	
R제곱	0.153		0.069		0.054		
F-test	18.39	**	3.31	***	2.75	***	12.33 **

* p <.10 **p <.05 *** p <.01 (횡단 가중치 적용)

중학교 1,2,3학년의 TV시청 시간 영향요인이 10년간에 걸쳐 차이가 있는지를 Chow test로 검정한 결과

F검정값이 12.33으로 통계적으로 유의미한 차이가 있었다. 이중 가족갈등이 영향력의 유무 뿐만 아니라 영향력의 크기에도 차이가 있어 통계적 유의도가 0.01로 나타났다. 본 연구에서 주목하는 소득계층은 중학생 1,2,3학년의 평균 TV시청시간과는 관련이 없었다.

(4) 방과후에 학원을 주로 다니는지 여부

중학교 1,2,3학년의 지난 10년간 방과후에 학원을 주로 다니는지 여부에 차이가 있는지를 살펴보면 다음의 <표 12> 와 같다. 가구의 소득, 가족구조 등 관련 변인을 통제하였을 때 지난 10년간 중학교 1,2,3학년이 방과후에 학원을 주로 다니는지 여부는 $p < .01$ 의 수준에서 통계적으로 유의미하게 증가하였다.

4차년도에는 저소득가구에 비해 일반가구가 방과후 학원을 주로 다니는지 여부가 $p < .01$ 의 수준에서 통계적으로 유의미한 차이가 없으나, 13차년도에는 소득계층간 차이가 나타나 저소득가구에 비해 일반가구가 방과후에 학원(학원 및 예체능 배우기)를 더 많이 하는 것으로 나타났다. 또 13차년도에는 여아에 비해 남아가 학원 및 예체능 배우기를 평일 1순위로 하는 경우가 통계적으로 유의미하게 적었다($p < .05$). 4차년도에는 가족갈등이 높을수록 학원을 주로 다니는지 여부가 유의미하게 줄어들었으나 13차년도에는 가족갈등의 영향력이 사라졌다.

<표 12> 중학교 1,2,3학년의 방과후 학원 주로 다니는지 여부의 10년 차이

	시기 구분 없음		4차(2009년)	13차(2018년)		Chow test(sig)
시기구분(기준 2006년)	.142	***	-	-		
소득 계층(기준 저소득가구)	.130	**	.081	.308	***	0.07
아동의 성별(기준 여성)	-.064	*	-.015	-.133	**	
가족구조(기준 양부모)	-.080		-.091	-.014		
교육수준	.018		.022	.007		
가족갈등	-.013	**	-.016	**	-.004	
서울·광역시(기준 시)	-.002		.009	-.019		
군·도농복합군(기준 시)	.038		.052	.011		
상수	.337	**	.351	***	.347	
R제곱	0.0628		0.0312	0.0522		
F-test	6.48	***	2.17	**	2.30	**

* $p < .10$ ** $p < .05$ *** $p < .01$ (횡단 가중치 적용)

중학교 1,2,3학년이 방과후 학원을 주로 다니는지 여부에 대한 영향요인이 10년간에 걸쳐 차이가 있는지를 Chow test로 검정한 결과 전체적으로는 F검정값이 2.34으로 통계적으로 유의미한 차이가 있었다. 특히 본 연구에서 주목하고 있는 소득 계층간의 차이가 4차년도에는 없다가 13차년도에는 나타나 일반가구가 저소득가구에 비해 통계적으로 유의미하게 학원(학원 및 예체능 배우기)를 더 많이 하고 있으며, 영향력의 크기 또한 시간에 걸쳐 증가한 것으로 나타났다($p < .10$)

V. 결론

본 연구는 정부가 사회투자국가를 선언한 2006년 이후 아동복지정책의 변화가 아동의 삶에 어떠한 영향을 미쳤는지, 그 정책의 효과가 학령기와 청소년기 연령대의 아동 삶의 변화에 반영되었는지 확인하고자 하였다. 이를 위하여 구체적으로 아동 방과후 경험의 변화를 살펴보았다. 즉, 아동 방과후 경험에 있어 지난 10년간의 변화를 계층간 차이를 중심으로 살펴보았다. 구체적으로 초등학교 4,5,6학년과 중학교 1,2,3학년의 방과후 경험의 시간에 따른 차이를 Anova, 회귀분석과 Chow test를 이용하여 검정하였다.

분석결과 초등학교 4,5,6학년과 중학교 1,2,3학년은 각각 시간과 소득계층에 따라 방과후 경험에 통계적으로 유의미한 차이가 있었다. 특히 주목할 만한 변화는 저소득층 초등학교 4,5,6학년 아동의 보호자 없이 보내는 시간의 감소하였다는 점이다. 10차년도(2015) 저소득층 초등학교 4,5,6학년 아동은 다른 집단에 비해 방과후에 보호자 없이 보내는 시간이 유의미하게 감소하였다. TV 시청 기간도 비슷한 경향을 보여 1차년도에 있던 모자/부자/조손가정의 불리함(즉 모자/부자/조손가정이 양부모 가구에 비해 TV를 더 많이 봄)이 10차년도에는 사라졌으며, 부모의 교육수준의 영향력의 크기도 10차년도에는 줄어들었다. 또 방과후에 주로 하는 활동이 학원(학원 및 예체능 배우기)인지에 대해 1차년도에는 저소득층에 비해 일반가구가 통계적으로 유의미하게 높았으나 10차년도에는 학원을 주로 다니는지 여부에 있어 계층 간 차이가 사라졌다. 즉, 저소득층 초등학교 4,5,6학년의 경우 2006년에 비해 2015년에 혼자 보내는 시간, 방과후에 학원(학원 및 예체능 배우기) 경험에 있어 긍정적인 변화를 보였다.

반면에 중학교 1,2,3학년의 경우 보호자 없이 보내는 시간에 있어 4차년도에는 저소득가구가 일반가구보다 비록 $p < .10$ 의 수준에서 낮았으나 13차년도에는 계층간 차이가 사라진다. 게다가 방과후에 주로 하는 활동이 학원(학원 및 예체능 배우기)인지 여부에 대해 저소득가구와 일반가구의 격차가 4차년도에 비해 13차년도에 더욱 벌어지게 되어 4차년도에는 통계적으로 유의미하지 않았던 소득계층간 차이가 13차년도에는 통계적으로 유의미하게 되었다. 또한 그 영향력의 크기 또한 $p < .10$ 의 수준에서 13차년도에 더 컸음을 보여주었다.

이러한 결과는 그 동안의 아동 돌봄과 계층 간 교육격차 감소를 위한 정부의 노력이 저소득층 초등학교생을 중심으로 진행되어 왔으며, 이는 부분적으로 성과가 있었음을 보여준다. 즉 저소득층 초등학교생의 보호자 없이 보내는 시간과 학습의 경험이 증가하고 있는 것이다. 그러나 중학교로 진학하면 계층간 격차는 시간이 지남에 따라 더욱 크게 벌어지고 있음을 알 수 있었다.

본 연구의 결과는 다음의 정책적 시사점을 제공한다.

첫째, 아동 돌봄 특히 초등학교 아동돌봄에 있어서 저소득층 뿐만 아니라 일반가구를 포함하려는 보다 적극적인 노력이 요구된다. 본문에서 지적하였듯이 현재 우리나라 방과후 돌봄서비스 대상의 대부분이 저소득층 초등학교생에 한정되어 있다. 일반 맞벌이 가정의 아동들까지 포함할 수 있는 돌봄서비스의 확충이 필요하다. 또한 장기적으로 아동돌봄은 보편적인 서비스로 발전되어야 할 필요가 있다.

둘째, 저소득층 아동을 위한 정책적 배려가 중·고등학교 시기까지 이어져야 할 것이다. 평일 방과후에 학습 경험에 있어 저소득층 중학생의 경우 지난 10년간 변화가 거의 없는 반면에 일반가구는 학원(학원 및 예체능 배우기)로 평일 방과후를 보내는 아동의 수가 유의미하게 증가하고 있다. 초등학교를 졸업하면서 학교나 지역사회 내의 돌봄관련 서비스들은 크게 줄어들게 된다. 일반가구의 청소년들은 이 시기에 사

설학원을 이용하여 학습능력 향상에 방과후 활동을 하는 경우가 증가하지만, 저소득가구의 청소년들은 이때부터 오히려 방치될 가능성이 커지게 된다. 이러한 격차를 줄이기 위한 노력이 사회적으로 강구되어야만 빈곤의 대물림을 줄일 수 있을 것이다.

셋째, 지역 특성이 아동의 방과후 경험에 미치는 영향이 중학교에 들어가면서 나타나고 있다. 즉, 사회 서비스 인프라가 잘 갖추어진 도시지역과 농산어촌지역 아동의 방과후 활동은 시간이 지남에 따라 그 양과 질에 있어서 더 큰 격차를 보이게 된다. 이를 통해 아동발달 영역에 있어 지역 간 격차를 줄이기 위한 노력이 요구됨을 확인할 수 있다.

본 연구는 한국 복지패널을 이용하여 지난 10년간의 아동의 방과후 경험의 변화를 계층간 차이에 주목하여 분석하였다는 점에서 의미가 있다. 이때 회귀분석 뿐만 아니라 chow test를 활용하여 개별 회귀계수의 크기가 시간에 걸쳐 차이가 있는지의 여부도 확인하였다.

그러나 다음과 같은 점에서는 한계가 있다. 방과 후에 주로 하는 활동이 학원을 다니는 것인지 여부는 0과 1로 된 더미변수이다. 종속변수가 더미변수인 경우 회귀분석이 아닌 로짓분석을 실시해야 하며 Chow test 역시 유사 차우 테스트(Chow test analog)를 사용해야 한다(좌현숙·오승환·문혜진, 2014). 그러나 본 연구는 이를 적용하지 않아 집단별 잔차의 차이를 고려하지 못하였다. 마지막으로 무엇보다도 패널의 특성상 10년에 걸쳐 표본멸실로 인한 아동가구의 인구사회경제적 특성 차이가 발생하였다. 물론 회귀분석에서 아동가구의 인구사회경제적 특성을 통제한 상태에서 10년간의 계층별 차이를 보고자 하였으나, 여전히 통제하지 못한 변수의 영향으로 인해 종속변수에 차이가 발생하였을 가능성을 배제할 수 없다. 이러한 연구의 한계는 추후 연구에 반영하고자 하는 고민이 필요하다.

참고문헌

- 과학기술정보통신부·한국정보화진흥원(2017). 2017년 스마트폰과의존실태조사
- 교육부 보도자료(2016.5.3.). 방과후학교 활성화 방안(안). p.2.
- 교육부 보도자료(2016.6.23.). 행복교육과 일·가정 양립의 핵심정책, 초등돌봄교실, p.1.
- 김선숙, 임세희 (2018). 지역사회 및 가구의 특성이 아동의 방과 후 시간사용에 미치는 종단적 영향, 한국 복지패널학술대회 논문집 11, 185-199, 한국보건사회연구원
- 김연명(2007) 우리나라에서의 사회투자정책 적용 방안 연구, 보건복지부·중앙대 사회복지학과
- 박현숙·권윤희·박경민(2007). 청소년의 인터넷 게임 중독 영향 요인. 대한간호학회지. 37(5). 754-761.
- 백병부, 황여정 (2011) 일반계 고등학생의 유형별 학습시간 영향요인에 관한 종단적 분석, 한국청소년연구, 60, 57-85, 한국청소년정책연구원
- 보건복지부(2016). 전국 지역아동센터 통계조사 보고서(2016년 12월 기준).
- 유봉애, 옥경희(2013) 사회적 지지가 다문화가족 아동의 학교적응력, 정서조절력, 사회적응력에 미치는 영향, 한국가족복지학, 18(4), 511-538, 한국아동가족복지학회
- 이재희(2018). 초등자녀방과후 돌봄지원방안, 이슈페이퍼 2018-02, 육아정책연구소
- 정선영(2013). 어머니의 취업이 청소년 자녀의 비만 및 저체중에 미치는 영향-TV 시청과 인터넷 이용의 매개효과를 중심으로-. 한국아동복지학. 41. 39-66
- 정수정(2017). 아동생활시간 잠재계층유형의 영향요인과 발달결과. 이화여자대학교 사회복지학과 박사학위 논문.
- 정재기(2011). 부모의 사회경제적 지위와 청소년의 인터넷 이용행태: 생활시간조사의 활용. 한국사회학, 45(5). 197-225.
- 정하나, 김유미(2015) 초등학교 저학년 아동의 성별과 생활시간이 자기조절학습능력에 미치는 영향, 한국 생활과학회지, 24(6), 741-753
- 정해련(2016). 가구소득에 따른 자기보호 아동의 방과후 생활시간 사용 양태. 서울대학교 아동가족학과 석사학위논문.
- 정혜지(2016). 가구소득이 아동의 생활시간에 미치는 영향-부모 양육방식의 매개효과를 중심으로-. 경기대학교 사회복지학과 석사학위논문.
- 조진일, 김홍원, 최형주, 손종렬, 신화주, 안성현, 정유진 (2015). 초등돌봄교실의 환경 실태 분석 및 개선방안 연구, 한국교육개발원, p. 22
- 조혜영, 이경상 (2005) 사교육시간, 개인공부시간, 학교수업참여도의 실태 및 주관적 학업성적향상효과, 한국교육, 32(4)
- 좌현숙·오승환·문혜진(2014). “청소년 가출 예측 요인 성별 차이-차우 검정 및 유사 차우 검정 방법을 활용

하여-". 청소년복지연구. 16(1). 1-30.

Chow, G.C.(1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regression. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 591-605.

Esping-Andersen, G. (2002). *Why We Need a New Welfare State*. Oxford: University Press.

Giddens, Anthony(1998) *The Third Way: The Renewal of Social Democracy*, Polity Press.

Gujarati, D.(1970). Use of Dummy Variables in Testing for Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions: A Note. *The American Statistician*, 24(1), 50-52.

Lister, R. (2003). Investing in the citizen-workers of the future: Transformations in citizenship and the state under new labor. *Social Policy and Administration*, 37(5): 427-443.

OECD. (2006). *Starting Strong II: Early Childhood Education and Care*. Paris: OECD.

Shirley L. Porterfield & Anne E. Winkler (2007) Teen time use and parental education: evidence from the CPS, MTF, and ATUS, *Monthly Labor Review*, May 2017, 37-57

Session 2

제2주제 청년

1. 청년의 부채부담 변화에 관한 연구 : 출생코호트 비교를 중심으로
 2. 한국복지패널로 들여다본 청년의 생애사 : Multistate Model로 그린
한국 청년의 취업, 결혼, 출산의 경로와 소득집단별 비교
-

청년의 부채부담 변화에 관한 연구 : 출생코호트 비교를 중심으로³⁰⁾

Changes in Debt Burden of Young adults in South Korea

변금선(한국청소년정책연구원 부연구위원)

본 연구는 한국복지패널자료를 이용해 19~34세 청년 가구주의 부채부담 변화를 확인하였다. 최근 청년층의 부채 문제가 심화되고 있다는 경향이 발견되고 있으나, 실증자료를 이용해 청년의 부채부담과 변화를 확인한 실증연구는 드문 실정이다. 본 연구는 청년 부채부담이 과거에 비해 최근 얼마나 가중되었고, 그 양상이 어떻게 분화되고 있는지 확인하기 위해 2006년 19~34세 청년 가구주의 부채와 2017년 19~34세 청년 가구의 부채부담 변화를 확인하고, 2006년 청년 가구주의 부채부담 수준이 연령 변화에 따라 어떻게 변화하고 분화되는지를 종단적 잠재계층분석방법을 적용해 탐색적으로 확인했다. 분석 결과, 최근 청년의 부채부담이 높아진 것을 확인하였으며, 부채부담은 주로 저학력, 미취업자에 집중된 것을 확인하였다. 또한 청년 가구주의 종단적 부채 변화를 확인한 결과, 청년기 부채부담 변화 유형은 연령 변화에 따라 지속적으로 높아지는 양상으로 나타났으며, 이는 전체 가구주의 부채부담 변화 유형이 부채가 감소하거나 낮은 상태에서 유지되는 유형에 집중된 것과 대조적이었다. 이는 새로운 가구를 형성해 경제적으로 안착해야 하는 청년기에 경험한 부채부담이 중장년기에도 이어질 수 있음을 보여준다. 본 연구는 제한적 자료를 이용해 청년 부채 실태를 확인한 기초연구라는 점에서 본 연구의 결과는 잠정적으로 해석할 필요가 있으며, 후속 연구에서는 보다 체계적인 청년 부채부담의 실태와 메커니즘이 확인되기를 기대한다.

Keyword : 청년, 청년 부채, 부채부담, 과중채무, 청년 정책, 한국복지패널조사

제1절 서론

‘청년실신’. 청년층의 어려움을 설명하는 용어 중 최근 화두가 되는 단어이다. 대학을 졸업해도 (실)업자가 되어 학자금 대출을 갚지 못해 (신)용불량자로 전락하게 되는 청년들의 금융 취약성을 그대로 보여준다. 청년층 높은 실업이 장기화되면서 청년들이 직면하는 문제가 고용에 국한되는 것이 아니라 삶을 구성하는 다양한 영역으로 확대되고 있으며(변금선·김기현, 2019), 금융영역에서는 부채부담의 악화로 나타나고 있다. 통계청의 ‘2018일자리행정통계’에 따르면 임금근로자의 개인대출과 연체율 현황에서 29세 이하 청년들의 평균대출이 전년도보다 304만원, 38.5% 증가했다. 또한 신용이 낮아 제도권 대출을 이용하기 어려운 청년들의 내구재 대출 문제도 심각한 것으로 알려져 있다.³¹⁾ 부채부담을 높이는 요인은 주로 거시경제 충격, 가구원 취업상태, 부채 상환 부담, 비합리적 소비 행태 등으로 설명되는데(Disney, Bridges, and

30) 작성 중인 논문이므로 인용하지 말아주시기를 부탁드립니다.

31) 내구재 대출이란 ‘나를 구제하는 대출’의 줄임말로, 대출을 원하는 사람이 신용카드, 휴대전화, 노트북, 자동차 등을 할부로서 대부업자에게 넘기면 대부업자가 물건을 팔아 수수료를 떼고 현금으로 돌려준다(박문각, 2016).

Gathergood, 2008; 노대명 외, 2017: 64 재인용), 최근 우리나라 청년들이 직면한 사회경제적 현실-높은 실업률, 장기침체, 낮은 신용도 등-을 고려할 때 향후 청년층의 부채부담은 더욱 심화 될 것으로 예상된다. 특히 청년의 부채문제는 성인으로 이행하는데 필요한 재정적 자립에 부정적 영향을 미친다는 점에서 사회정책적 대응이 시급하다.

청년 부채부담은 생애주기의 특성, 이행의 지체와 생애과정 변화, 청년들의 금융 취약성을 고려해 검토할 필요성이 있다. 청년들의 생애주기적 측면에서 부채는 이중적 의미를 갖는다. 부채는 당장 활용할 수 있는 수준의 소득을 넘어선 소비를 할 수 있게 해주며, 장기적인 의미에서 투자로 여겨지기도 한다. 특히 아동에서 성인으로 이행기인 청년기의 특성을 고려할 때 부채는 과중한 부채에서 비롯되는 경제적 부담이기도 하지만, 안정적 사회경제적 지위를 획득하기 위한 미래투자의 성격도 갖고 있다(Chiteji, 2007; Du Caju, Rycx, and Tojerow, 2015; Houle, 2014). 노동시장 진입 초기의 청년들은 좋은 직장에 취업하기 위해 교육을 연장하고, 이를 위해 학자금 대출을 받는다. 또한, 더 많은 기회가 있는 지역으로 이사하기 위해 대출을 받고 이는 이후 자산을 형성하는 밑바탕이 되기도 한다. 둘째, 최근 청년들의 높은 실업과 이행의 지체라는 생애과정의 변화는 청년들의 부채 양상을 분화시킬 수 있다. 부채에 관한 기존 연구들은 실업이 부채로 인한 경제적 부담을 높이는 중요한 요인으로 작용함을 지적하였다(Bryan et al., 2010; Keese, 2009; Kemson, 2002). 특히 유럽 국가들의 실업 충격이 청년들의 부채부담, 부채규모에 미친 영향을 분석한 Du Caju와 동료들(2015)은 일자리의 감소가 청년들이 과중채무에 놓일 위험을 높일 수 있음을 보여주었다. 한편, 성인으로 이행의 지체, 즉 부모로부터 독립의 지연은 부모에 의존할 수 있는 청년과 그렇지 않고 충분한 준비 없이 이행해야 하는 청년 사이의 격차를 양산할 수 있다(Byun, 2019; Côté and Bynner 2008; Furstenberg, 2008; Guldi, Page, and Stevens, 2007; Schoon, 2010). 셋째, 본격적으로 사회에 진입하기 이전의 청년이 가진 금융 취약성이다. 대출은 신용평가 자료를 토대로 이루어지며 신용등급이 낮을수록 금리가 높아지고, 소득수준이 낮을수록 대출을 받을 수 있는 금액도 줄어든다. 은행거래 기록이 없는 다수의 청년들은 신용등급이 낮아 고금리 대출을 받을 수밖에 없다. 한편, 이는 앞에서 언급한 부채의 이중성과 맞물리면서 청년들의 금융 취약성이 전개되는 양상을 더욱 복잡하게 만들게 된다. 부모의 지원으로 이행을 늦추고 안정적 직장을 기반으로 대출을 받아 자산형성을 시작하는 청년에게 부채는 더 나은 미래를 위한 투자인 디딤돌이지만, 부모 지원을 받기 어렵고 대출을 받을 수 있는 안정적 직장도 없는 상태에서 하루하루를 버티는 청년에게 '부채'는 디딤돌이 아닌, 걸림돌이다.

청년들의 부채부담을 낮추고 안정적으로 이행하도록 지원하기 위해서는 청년들의 부채부담 현황을 확인하고, 최근 청년들의 부채부담이 더욱 심화되거나 다른 특성을 보이는지 그 변화를 체계적으로 확인 할 필요가 있다. 그러나 청년층의 부채에 관한 실증연구는 매우 부족한 상황이다. 서구의 경우 청년층의 부채에 관한 연구가 오랫동안 누적되어왔으나, 국내 실증연구들은 주로 부채 현황을 확인하거나, 과중채무 등 부채부담의 부정적 영향을 분석하는데 집중해왔다(곽민주·이희숙·김민정, 2012; 김학주·2005; 2004; 김주영·장희순, 2016; 박정민·이승호, 2017; 이희숙·곽민주, 2013; 탁장한·박정민, 2017; 한동익·최현자, 2011).

청년의 부채에 관한 연구는 거의 없으나, 일부 연구가 연령대별 비교를 통해 20~30대 청년 가구의 부채 특성에 관한 정보를 제공한다. 배영목과 김상미(2014)는 '2010, 2011 가계금융조사'와 '2012, 2013 가계금융복지조사'를 이용해 금융부채의 부담, 상환능력, 상환불능상태가 연령대별로 차이를 보이는지 분석하였다. 분석결과, 20~30대의 부채부담이나 부채규모, 상환불능상태 비중이 다른 연령대보다 낮았으나, 최근 들어 상환불능가구 비중이 크게 증가하고 있는 것을 확인했다. 특히 20대 가구의 상환불능가구 비중은 2010년 2.6%에서 2013년 5.3%로 두 배 이상 증가해 다른 연령대가 1%p 증가한 것과 대조적이었다. 박윤태와 노

정현(2017)은 '2016 가계금융복지조사'를 이용해 가구 연령별 가계부채 상환위험요인을 분석하였다. 전체 가구 중 가계부채 상환위험이 높은 가구는 12.4%(625가구)였는데 이 중 41.8%가 청장년인 2~40대였다. 청장년 가구의 가계부채 상환위험은 신용 및 카드대출 비율이 높은 경우, 비근로자인 경우 더 높아졌으며 다른 요인(금융자산, 부동산담보대출 등)보다 계수의 크기가 컸다. 김주영과 장희순(2016)은 '2006, 2014 한국복지패널자료'를 이용해 가계부채 결정요인과 변화 특성을 분석하였는데, 30대 가구주는 다른 연령대보다 부채와 자산 규모가 낮은 수준이었으나 부채의 증가율은 다른 연령대보다 컸다. 30대 가구주의 총자산 대비 부채 비율은 46%에서 2014년 66%로 20%p 증가하였다. 이상의 연구들은 청년 가구의 부채수준은 다른 연령대보다 낮지만 부채로 인한 위험도는 다른 연령대보다 더 커지고 있음을 보여준다는 점에서 의미가 있다. 그러나 이들 연구는 청년 가구의 부채부담에 관해 구체적인 정보를 제공하지 못하며, 특히 최근 청년의 부채부담 변화에 관한 연구는 전혀 없는 실정이다.

본 연구는 청년의 부채부담 특성과 변화를 확인하기 위해 한국복지패널자료 2차(2006년)와 13차(2017년) 자료를 이용해 다면적으로 분석하였다. 본 연구는 청년 부채에 관한 심층 연구를 위한 기초연구이다. 따라서 이론적 가설을 검증하지 않고 청년층의 부채 실태를 객관적 자료를 이용해 확인하고, 이를 통해 후속 연구의 과제와 정책대응 방안을 모색하였다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 학자금 대출, 개인회생 자료 등에서 확인된 청년층의 부채 실태를 확인하였다. 이어서 청년 부채 측정의 쟁점을 검토하고 본 연구의 분석방법을 제시하였다. 분석 결과에서는 2006년과 2017년 만19~34세 청년의 부채 규모, 부채부담 수준, 성인이행기 주요 과업지표와 부채부담의 관계 변화, 2006년 청년 가구의 부채부담 종단적 변화를 확인하였다. 결론에서는 분석 결과를 바탕으로 청년의 부채부담 완화를 위해 정책적으로 검토해야 할 사항을 제안하였다.

제2절 청년 부채부담의 현황

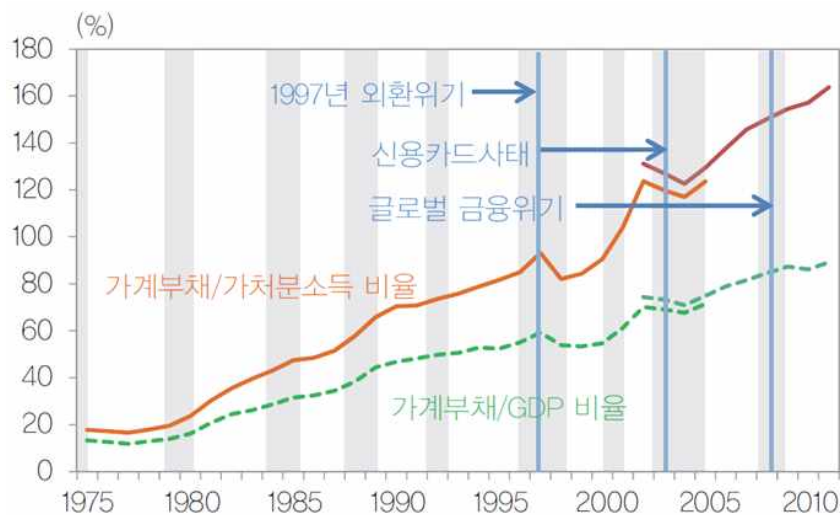
1. 가계부채의 변화

가계부채의 증가에 관한 연구들은 거시적, 미시적 측면에서 가계부채 증가요인을 분석해왔다. 거시적 측면의 가계부채 증가요인은 주택담보대출의 증가, 자산가격 상승, 금융규제 완화, 자산유동화 등 금융혁신, 고학력 가구 및 청장년층 인구 비중 증가 등 인구구조 변화, 안정적 거시경제 여건(Great Moderation)의 지속, 낙관적 기대 형성 등이 주요 요인으로 지목되어 왔으며(Debelle 2004, Dynan and Kohn 2007, Cecchetti et al. 2011; 김현정 외 2017: 3 재인용), 관련해 국내 실증연구들은 가계대출, 실업률, 대출금리, 전기 가계부채, 가계소비지출, 평균소비성향, 주택가격 상승률 등이 가계부채 상승에 영향을 미쳤음을 확인하였다(이희숙·곽민주, 2013: 66~67). 미시적 측면에서 가계부채에 미치는 영향을 분석한 연구들도 거시적 연구와 일부 맥을 같이 한다. 부동산자산이 많을수록, 가구원이 많을수록, 고용주이거나 취업자인 경우, 가구원 수가 많은 경우, 그리고 가구주 교육수준이 높거나 연령이 많을수록 가구의 부채규모가 큰 것을 확인하였다(이희숙·곽민주, 2013: 67).

우리나라의 가계부채는 외환위기 이후 본격적으로 증가하기 시작했으며 이는 1990년대부터 진행된 금융규제 완화에 기인한다. 2000년대부터 주택담보대출이 급격히 증가하고, 가계신용대출에 대한 규제도 완화됐다(김현정 외, 2017: 3). 특히 2001~2002년 사이 가계부채의 연평균 증가율은 20~30% 수준으로 폭증하

였다. 이 시기 부채가 증가한 이유는 담보가 없는 신용카드 대출의 증가에 기인하였는데, 이는 담보를 제공하기 어려운 저소득층에 부채부담이 집중되었음을 의미한다. 이후 정부는 신용 건전성 감독규제를 시작하였는데, 이 때문에 저소득층 대부분이 상환 불능 상태가 되어 이후 신용카드 위기로 이어지게 되었다. 가계부채 증가세는 2003~2004년 사이 잠시 주춤하다가 2005년부터 다시 증가하였다. 글로벌 금융위기 전까지 매년 10% 이상 증가율을 보였고, 금융위기 이후에도 연평균 증가율은 8~9%를 상회했다. 한편, 가처분소득 대비 가계부채 비율은 글로벌금융위기 이후 가파르게 증가하였는데, 이는 가처분소득증가율이 그 이전보다 낮아진 것에 기인한다(김현정 외, 2017: 4~5).

[그림 1] 우리나라 가계부채 추이



주 1) 2002sus 이후는 93SNA 기준으로 편제되어 시계열 단절
 2) 음영은 경기 수축국면을 표시
 자료 : 김현정 외(2013) 그림 1 발췌

2. 청년 부채부담의 현황

앞에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 가계부채 수준은 총량적 측면에서, 그리고 부채부담의 측면에서 지속적으로 증가하는 경향을 보인다. 그렇다면, 청년들의 부채부담은 어떤 변화 양상을 보이고 있는가? 여기서는 청년 부채부담의 실태를 학자금 대출, 가계부채, 개인대출, 대부업 이용자, 개인회생 신청자 수 등을 통해 확인하였다.

청년들의 부채 문제를 논할 때 가장 먼저 거론되는 것은 학자금대출이다. 대학진학률이 70% 수준인 상황에서 대다수의 청년들은 학자금 대출을 받는다. 국가장학금제도로 다수의 학생들이 장학금을 받고 있으나, 날로 높아지는 대학등록금과 학교생활에 필요한 기본적 생활비를 충당하기에는 어려운 실정이다. 교육부와 대학교육협회의가 작성한 '2019년 8월 대학정보공시 분석 결과'에 따르면, 대학생의 1인당 교육비는 전년도에 비해 2.1% 증가했는데, 1인당 장학금은 1.2% 감소하였다. 반면, 한국장학재단에서 1년간 학자금 대출을 받은 학생의 수는 46만2,672명으로 전년도보다 1만9천명(4.3%) 증가했다. 대학교육연구소(2014)에 따르면 정부 학자금 대출자 수는 2005년 18만명에서 2014년 148만명으로 증가했고, 대출잔액도 5천억원에서 12조3천억원으로 증가했다. 9년 만에 24배로 폭증한 것이다. 정부 학자금대출 연체자도 증가하였는데, 2006년 1만8천명이었던 연체자는 2014년 8만1천명으로 증가했다. 신용유이자 수 역시 2007년 3,785명에서 2014년 4만명으로 크게 증가하였다(대학교육연구소, 2014).

통계청의 가계금융복지조사에 따르면 2018년 30세 미만 청년 가구주의 총부채는 2,397만원으로 2016년 1,681만원에 비해 42.6% 증가했는데, 이는 같은 기간 전체 가구주의 총부채가 12.1%(2016년 6,719만원, 2018년 7,531만원) 증가한 것과 크게 차이가 난다(통계청, 2017; 2018). 취업한 청년들의 부채 문제도 심화되고 있다. 통계청(2019)이 발표한 임금근로자의 부채 실태에 따르면, 전 연령대 중 20대와 30대의 대출 증가율이 가장 높았다(〈표 1〉). 청년 임금근로자 개인의 평균대출이 2017년에 비해 38.5% 증가했고, 30대 임금근로자의 대출도 15.9% 증가했다.

〈표 1〉 임금근로자의 연령대별 개인대출 및 연체율

(단위: 만원, %, %p)

구분		개인대출						연체율 (대출잔액 기준)		
		평균대출			중위대출			전체	은행	비은행
		전체	은행	비은행	전체	은행	비은행			
2018.12월(p)	29세 이하	1,093	644	449	1,200	1,999	812	0.53	0.19	1.01
	30~39세	5,301	3,586	1,715	5,000	5,000	1,978	0.38	0.15	0.86
	40~49세	5,958	3,931	2,027	5,000	5,000	2,046	0.53	0.21	1.14
	50~59세	4,981	3,058	1,923	4,053	4,338	2,000	0.68	0.29	1.30
	60~69세	3,252	1,664	1,589	2,919	2,900	1,800	1.00	0.37	1.67
	70세 이상	1,450	702	748	2,230	2,500	1,542	0.55	0.24	0.84
2017.12월	29세 이하	789	412	378	1,029	1,500	785	0.52	0.19	0.88
	30~39세	4,627	3,094	1,533	4,343	4,706	1,740	0.35	0.13	0.79
	40~49세	5,673	3,739	1,935	4,833	5,000	1,988	0.49	0.19	1.05
	50~59세	4,967	3,068	1,898	4,000	4,193	1,902	0.60	0.26	1.14
	60~69세	3,259	1,753	1,507	2,919	2,960	1,740	0.90	0.30	1.59
	70세 이상	1,503	738	765	2,228	2,499	1,557	0.58	0.23	0.91
증 감 (증 감 륜)	29세 이하	304 (38.5)	232 (56.3)	71 (18.8)	171 (16.6)	499 (33.3)	27 (3.4)	0.01	0.00	0.13
	30~39세	674 (14.6)	492 (15.9)	182 (11.9)	657 (15.1)	294 (6.2)	238 (13.7)	0.03	0.02	0.07
	40~49세	285 (5.0)	192 (5.1)	92 (4.8)	167 (3.5)	0 (0.0)	58 (2.9)	0.04	0.02	0.09
	50~59세	14 (0.3)	-10 (-0.3)	25 (1.3)	53 (1.3)	145 (3.5)	98 (5.2)	0.08	0.03	0.16
	60~69세	-7 (-0.2)	-89 (-5.1)	82 (5.4)	0 (0.0)	-60 (-2.0)	60 (3.4)	0.10	0.07	0.08
	70세 이상	-53 (-3.5)	-36 (-4.9)	-17 (-2.2)	2 (0.1)	1 (0.0)	-15 (-1.0)	-0.03	0.01	-0.07

출처: 통계청(2019). '2018 일자리행정통계 임금근로자 부채', p5 표 발췌.

청년들의 낮은 신용은 청년들의 부채부담을 높이는데 주된 요인으로 작용한다. 금융실적이 없는 청년들 다수가 10등급 중 6등급 이하의 낮은 신용등급을 받게 되고, 이 때문에 제1금융권 일반은행에서 대출을 받기 어려운 상황에 놓인다. 이는 청년들이 고리대부업이나 편법대출인 '내구제 대출'을 이용하게 만든다. 2018년 김병욱 의원실이 금융감독원에서 제출받은 '연령대별 대부업 개인신용대출 현황'에 따르면 대부업체 상위 20개에서 대출을 받은 사람은 182만3천명으로, 대출총액은 8조9천452억원이었다. 이 중 20대

는 22만6,915명, 30대는 54만5,663명으로 전체 차주(채무자)의 12.4%, 29.9%를 차지했다. 특히 20대와 30대는 연체율이 높고, 24% 이상의 초고금리를 부담하는 경우가 많았다. 20대의 연체율은 7.0%, 30대 연체율은 6.0%로 전체 연령대 중 가장 높았으며, 20대 대부업 이용자의 89.6%가 초고금리 이용자였다. 이에 더해 개인파산에 있어서도 20대의 증가 경향이 뚜렷하다. 내지갑연구소에 따르면, 20대의 개인파산 접수건은 2013년 628건에서 2018년 811건으로 29.1% 증가했다. 이는 다른 연령대의 개인파산 신청자 수가 감소한 것과 대조적이다. 이장연과 임영주(2014)가 NICE 가계신용활동인구(4.1천만명) 자료를 이용해 7등급이하 저신용등급으로 분류된 가계차주의 신용등급 변화를 분석한 결과, 20대와 무직, 자영업인 경우 신용하락 비율이 높은 것을 확인하였다. 20대 고, 중신용 차주 중 27.9%, 30대 차주의 16.2%가 저신용으로 하락하였으며, 임금근로자에서 장여업, 임금근로자에서 무직으로 고용상태가 변화한 경우 저신용하락율도 18.0%, 15.4%에 달했다.

요컨대, 최근 청년들의 부채부담은 증가했을 것으로 여겨진다. 청년들이 가진 금융 취약성, 최근 청년층이 놓인 과중채무 위험을 유발하는 사회경제적 조건들을 고려할 때 과거에 비해 최근 청년들의 부채부담이 커졌을 것으로 예상된다. 하지만 여러 증거에도 불구하고, 어떤 청년들이 부채로 인해 부정적인 경험을 하게 되고, 그러한 부채부담이 어떤 양상으로 나타나는지에 대해서는 충분히 연구되지 않았다. 따라서 본 연구는 청년가구의 부채부담 변화와 부채부담이 청년 중 어떤 집단에 집중되는지 확인하였다.

제2절 분석방법

1. 청년 부채 분석에 있어서 쟁점

청년의 부채부담을 분석하기에 앞서 몇 가지 쟁점을 확인할 필요성이 있다. ‘청년’ 부채부담의 식별, 부채와 부채부담을 어떻게 정의할 것인가, 그리고 청년 부채부담 변화를 어떻게 분석할 것인가에 관한 것이다.

첫째, 청년 부채부담의 측정이다.³²⁾ 우리나라 청년이 아동에서 성인으로 이행하는 과정은 비교적 순차적으로 이루어지고 있다. 성인이행기 과업은 교육, 취업, 결혼, 출산과 양육(부모 됨), (주거)독립으로 구성되는데, 우리나라 청년들은 취업후 결혼을 하고, 부모에게서 독립한다(이병희 외, 2010). 자산과 부채를 조사할 때 대부분의 조사는 가구단위로 이루어진다. 부채부담이 개인보다는 가계부채를 중심으로 논의되기 때문이다. 가구단위로 부채를 조사할 경우, 부모와 동거하는 청년들의 부채부담을 식별하기 어렵다. 이는 우리나라의 청년 빈곤율이 다른 국가들보다 낮은 것과 같은 맥락에서 이해할 수 있다(김문길 외 2017; 김수정, 2010; Byun, 2019). 초혼 연령이 남자는 33.2세, 여자는 30.4세인 점을 고려할 때(통계청, 2018), 19~34세 청년 다수는 부모 가구의 가구원이므로, 청년 개인을 단위로 부채부담을 측정하면 부모의 부채부담을 분석하는 오류가 발생한다. 대안은 청년 가구주의 부채부담을 분석하는 것인데, 이 경우에도 제약이 따른다. 독립을 미루는 경향을 고려할 때, (특히 20대) 청년 가구주는 준비없이 이른 시기에 가구를 구성하였거나, 부모의 도움으로 이른 시기 안정적으로 독립한 상당히 이질적인 집단으로 구성될 가능성을 배제하기 어렵다.

둘째, 부채부담의 정의와 측정이다. 본 연구에서 부채는 가계부채(household debt)를 의미한다. 가계부

32) 고용지표를 산출할 때 청년은 15~29세로 정의한다. 그러나 최근 교육의 연장, 학교에서 노동시장으로 이행의 지체를 고려할 때 청년 연령을 30대로 연장할 필요성이 제기되고 있으며, 현재 국회에 계류 중인 ‘청년기본법’은 청년을 19~34세로 정의하고 있다. 본 연구도 이를 따라 청년을 19~34세로 정의했다.

채는 “가구 구성원 개인이 다른 개인이나 기관에 지불해야 할 부채의 총량” 이다(노대명 외, 2017: 39). 부채의 구성과 부채부담을 어떻게 측정할지에 대해서는 매우 다양한 방식이 적용되고 있다. 가계금융복지조사는 부채를 금융부채와 임대보증금으로 구분해 조사하고 있으며, 금융부채에 담보대출, 신용대출, 신용카드 관련 대출, 기타대출이 포함된다. 한국복지패널조사는 금융기관대출, 일반사채, 카드빚, 전세보증금(돌려줄 돈), 외상, 미리탄겅돈, 기타부채에 대해 조사하고 있다. 청년의 부채 의미의 이중성을 판단하기 위해서는 대출의 용도를 확인할 필요가 있다. 청년세대의 부채부담 변화를 분석한 Houle(2014)는 청년 부채부담의 계층간 차이를 확인하면서, 유리한 가족배경을 가진 청년이 교육, 주택구매를 위한 대출을 이용하는 비중이 높고, 불리한 청년은 이자가 높은 무담보대출을 이용하는 경우가 많다고 보고하였다.

셋째, 부채부담의 변화는 두 가지 방식으로 확인할 수 있다. 패널자료를 이용해 동일한 대상의 부채부담 변화를 추적하거나, 두 시기의 동일 연령대의 집단의 부채부담을 비교 분석하는 것이다. 부채의 변화를 설명하는 이론에는 개인이 소비를 조정해 일정 수준의 부채를 유지한다는 항상소득가설, 생애주기에 따라 초기에는 부채가 증가하고 중장년기에는 저축하며 노년기에는 저축으로 생활한다는 생애주기가설, 그리고 행동경제학 관점에서 주관적 선호에 따라 금융소비자의 선택이 달라진다는 전망이론 등이 있다(노대명 외, 2017: 38). 부채부담 변화를 종단적으로 확인할 경우, 항상소득가설과 생애주기가설을 확인할 수 있는 장점이 있다. 하지만 이 경우, 최근 청년들이 경험하는 부채부담이 과거에 비해 실제 커졌는지를 확인하는데 제약이 따른다. 이를 위해서는 서로 다른 출생코호트가 동일한 연령이었을 때 부채부담에 있어서 어떤 차이가 나타나는지 확인할 필요가 있다(Houle, 2014).

2. 분석 전략

본 연구는 이상의 세 가지 쟁점과 관련해 다음과 같은 분석 전략을 채택하였다. 첫째, 청년의 부채부담을 확인하기 위해 청년 가구주의 부채부담을 분석하되, 청년이 속한 모든 가구의 부채도 함께 확인했다. 또한 전체 가구, 전체 개인과 청년을 비교해 청년 부채의 특이성을 확인하였다. 또한 청년기라는 생애과정 특성에 따라 부채부담이 달라지는지 확인하기 위해 성인이행기 주요 과업과 부채부담의 관계를 탐색적으로 분석했다. 둘째, 청년 부채의 이중성을 확인하기 위해서는 부채의 용도를 확인할 필요성이 있으나, 자료의 한계로 부채의 종류-금융, 사채, 신용카드, 기타 등-를 반영해 구성 변화를 확인하였다. 부채부담은 가처분소득 대비 부채총액 비율과 과중채무(over-indebteness)로 측정하였다. 과중채무는 연구자마다 다른 방식으로 측정하고 있는데, 본 연구는 European Commission(2014)의 기준을 적용해 부채총액이 가처분소득의 100%를 넘는 경우를 과중채무라고 정의했다.³³⁾ 셋째, 본 연구의 목적은 청년의 부채부담 변화를 확인해 최근 청년들이 경험하는 채무로 인한 어려움을 실증자료를 통해 확인하고, 부채부담으로 인해 불안정한 경제여건을 경험한 청년들이 누구인지 확인하는 것이다. 출생코호트 비교를 통해, 2006년 청년보다 2017년 청년의 부채부담이 증가하였는지를 확인하였다. 한편, 특정 시점 부채부담이 높은 집단이 이후 생애에도 부채로 인한 어려움을 경험하는지 확인하기 위해 2006년 19~34세 청년 가구주가 2017년 31~45세가 되기까지의 부채부담 변화를 종단적 잠재계층분석방법을 적용해 확인했다. 다음 <표 2>는 본 연구의 연구문제와 분석방법을 정리한 표이다.

33) 과중채무를 측정하는 방식은 측정하는 변수의 특성에 따라 객관적 방식, 주관적 방식으로 나뉘며, 객관적 방식도 활용하는 변수-부채총액, 부채구성, 자산, 부채, 소득, 상환비용(원금, 이자) 등-와 과중채무 여부를 가르는 임계점-30%, 40%, 100%, 300% 등-에 따라 상당히 다양한 방식이 적용되고 있고, 이에 관해 합의된 정의는 없다. 과중채무의 정의와 측정에 대해서는 Du Caju와 동료들(2016), 노대명 외(2017), 박운태·노정현(2017)을 참고하기 바란다. 본 연구는 자산이 매우 적은 청년층의 특성을 고려할 때, 자산대비 부채 비율을 활용할 경우, 청년층의 내적 격차를 확인하기 어려울 것이라고 판단해 EC(2014)의 기준을 적용하였으나, 후속연구에서는 보다 다양한 기준을 적용해 청년들의 과중채무 현황을 확인할 필요성이 있다.

〈표 2〉 연구문제 및 분석방법 개요

연구문제	분석대상	분석전략	분석방법
연구문제1) 청년 가구주의 부채는 어떻게 변화하였는가?	1972~1998년생 가구주	출생코호트 비교	전체 가구, 청년 개인, 청년 가구주의 부채부담, 과중채무, 부채구성 변화 비교 : 빈도분포, 평균 가처분소득 대비 부채 비율과 성인이행기 과업의 관계 변화 분석 : 분위회귀분석(Quantile regression analysis)
연구문제2) 청년 가구주의 부채부담의 종단적 변화 양상은 어떠한가?	1972년~1987년생 가구주	종단분석	2006년부터 2017년 11년간 가처분소득 대비 부채 비율, 과중채무의 종단적 변화 부채부담 변화의 유형화 : 집단중심추세분석 (Group-based trajectory model)

3. 분석 자료

본 연구는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 공동으로 조사하고 있는 한국복지패널 자료 2차연도부터 13차연도 자료를 활용하였다. 한국복지패널조사자료는 저소득을 과대표집한 자료로 부채로 인해 어려움을 경험할 가능성이 큰 취약집단의 부채를 측정하는데 적합하며, 2005년부터 2017년까지 조사가 완료되어 청년 부채의 변화를 확인함에 있어서도 부채의 코호트 비교와 종단적 변화를 동시에 분석할 수 있다는 장점이 있다.

〈표 3〉은 본 연구의 분석대상인 청년층과 청년 가구의 특성을 간략히 요약한 것이다. 2006년 기준 만 19~34세인 청년은 1972년부터 1987년생이다. 이들은 88올림픽과 빠른 경제성장이 이루어졌던 1980년대부터 1990년대에 아동기를 지나고, 청소년기에는 IMF 외환위기로 다수의 중장년 가장들이 해고를 경험하게 되는 등 전 사회적으로 극심한 경제적 불안정을 경험하였다. 20대에는 신용카드 대란으로 신용불량자가 양산되었는데, 정부의 신용회복지원 정책이 본격화된 시기이기도 하다. 2017년 기준 만19~34세 청년은 1983년생부터 1998년생이다. 이들은 2008년 글로벌 금융위기로 장기적 경기침체가 시작되는 시기에 아동기를 경험했다. 고등교육이 보편화되었으나 대학등록금 상승으로 교육으로 인한 가계부담이 커졌다. 맞춤형 국가장학금제도가 시행되고 학자금대출제도가 확대되었다. 그러나 대학을 졸업한 뒤인 청년기에는 계속된 경기침체와 10%를 넘는 높은 청년실업으로 인해 취업하지 못하고 상시적 고용불안정을 경험하였으며, 경제적 불평등의 심화로 인해 노동시장 이행 성과가 출신 배경에 의해 계층화되는 양상이 포착되기 시작했다.³⁴⁾

34) 본 연구는 코호트 비교방법을 활용하고 있으나, 패널자료를 이용해 각 시점 청년층의 대표성을 담보하기 어렵다. 이는 본 연구의 한계이다. 한편, 두 집단의 관측시점 차이(11년)가 집단을 구성하는 연령 구간(15년)보다 커서 두 집단에 동일 사례가 포함되어있다(1983년생~1987년생). 동일 사례이지만 부채를 측정한 연령시점이 2006년에는 20대 초반이고, 2017년에는 30대 초중반이므로 각기 다른 연령집단의 특성을 반영한다고 간주했다. 정확한 코호트 비교는 후속연구의 과제로 남긴다.

〈표 3〉 분석대상 개요

조사시기 및 연령	출생연도	가구	아동, 청소년, 청년기 사회경제적 맥락
2006년 19~34세	1972년~1987년생	763	아동기 : 88올림픽, 경제성장 청소년기 : IMF 외환위기 청년기 : 2004 신용카드 대란, 신용회복지원 정책 2004 모기지론 시행, 낮은 청년실업률
2017년 19~34세	1983년~1998년생	321	아동기 : 2008 글로벌 금융위기, 경기침체 청소년기 : 맞춤형 국가장학금, 학자금 대출제도 청년기 : 장기 경기침체, 높은 청년실업률 가계부채 확대 시기

제3절 분석결과

1. 대상자의 일반적 특성

〈표 4〉는 분석대상의 인구사회학적 특성을 정리한 것이다. 2006년보다 2017년 청년과 청년 가구의 특성은 전체 집단과 명확하게 구분되는 것을 알 수 있다. 가구 특성을 중심으로 살펴보면, 2006년 여성가구주는 전체 가구의 16.7%에서 2017년 22.13%로 증가했다. 19~34세 청년 가구에서 이러한 경향은 더욱 강하게 나타난다. 청년 가구 중 여성 가구주는 2006년 16.6%에서 2017년 26.4%로 9.8p% 증가하였다. 전체 가구주의 교육수준은 전반적으로 상승했으나 변화의 폭이 크지 않았다. 그러나 청년 가구주의 교육수준은 크게 높아졌다. 2006년 고졸이하 청년 가구주는 45.5%, 4년제 대학 이상 졸업자는 38.4%였다. 2017년 고졸이하 청년 가구주는 28.5%로 감소하고, 4년제 대학을 졸업한 고학력자는 49.9%로 증가했다. 이러한 경향은 아버지의 교육수준에서도 유사하게 나타났다. 전체 가구주의 현재 상태를 보면, 2006년에 비해 2017년에 미취업자가 증가하고 자영업자가 감소했으며 비정규직과 정규직은 큰 변화가 없었다. 이와 달리, 청년 가구주의 현재 상태는 미취업자, 자영업자, 정규직 임금근로자가 증가하고 비정규직은 감소한 것으로 나타났다. 이는 청년층 전체의 상태 변화에서 비정규직이 증가한 것과는 다른 결과다. 고용불안정으로 인해 독립가구를 구성하기 어려운 현재 청년들의 현실이 반영된 결과라고 유추할 수 있다. 소득수준을 보면, 전체 2006년과 2017년 모두 청년 가구의 평균 가구균등화 가처분소득은 전체 가구보다 높았다. 그러나 소득분포를 보면 다소 다른 경향을 보인다. 전체 가구의 소득수준을 5분위로 나누고 청년 가구가 하위(20%), 중간(20~80%), 상위(20%)에 얼마나 포함되는지 확인한 결과, 2006년에 비해 2017년에 하위 20%에 위치하는 청년 가구와 상위 20%에 해당하는 가구의 비중이 감소하였는데 특히 상위에 속한 가구의 비중이 큰 폭으로(2006년 35.4%, 2017년 18.6%) 감소한 것을 확인했다. 이는 청년 가구주의 경제적 상황이 열악해졌음을 보여준다. 한편, 청년가구 중 단독가구의 비중이 크게 증가하였으며, 배우자가 있는 경우, 자녀가 있는 가구 비중은 감소했다. 이는 청년 1인가구의 증가, 비혼과 만혼, 초저출산 경향과 맥을 같이 한다.

〈표 4〉 분석대상의 일반적 특성

변수	전체		19~34세 청년		전체 가구		19~34세 청년 가구		
	2006년	2017년	2006년	2017년	2006년	2017년	2006년	2017년	
여성(%)	49.76	50.13	53.35	47.24	16.74	22.13	16.56	26.35	
연령(%)	19~24세	8.31	7.88	33.14	37.24	1.15	1.02	6.68	12.22
	25~29세	8.13	6.62	32.42	31.27	5.48	2.59	32.64	30.94
	30~34세	8.63	6.66	34.44	31.49	10.16	4.77	60.52	56.84
가구 지위	가구주	34.26	36.64	22.95	14.52				
	배우자	23.83	24.32	22.75	10.68				
	자녀	18.62	19.59	26.27	35.27				
	기타	23.29	19.44	28.03	39.54				
교육 수준	고졸 이하	71.38	63.05	35.10	27.07	66.78	61.04	45.50	28.49
	대학재학	5.70	5.02	21.40	22.68	0.50	0.32	1.67	2.00
	전문대 졸업	6.42	10.20	16.61	19.21	6.81	10.15	14.46	19.58
	4년제 졸업	16.50	21.74	26.88	31.04	25.91	28.49	38.37	49.93
부 교육 수준	중졸 이하	55.96	51.4	48.42	29.49	78.17	73.50	58.99	39.69
	고졸	19.72	20.61	35.36	43.13	14.95	18.85	29.49	41.75
	대학 졸업 이상	13.83	10.16	16.22	27.38	6.89	7.64	11.51	18.57
현재 상태	미취업	55.42	47.89	47.87	40.35	21.54	25.19	6.74	9.16
	자영업	8.97	8.57	3.15	3.36	20.92	17.93	8.73	9.60
	비정규직	13.72	18.51	17.58	21.98	22.27	21.05	28.16	16.70
	정규직	21.89	25.03	31.40	34.31	35.27	35.83	56.37	64.53
가구균등화가처분소득 (만원, sd)	1,614 (1,299)	2,526 (2,421)	1,760 (1,020)	3,836 (2,068)	1,542 (1,290)	3,260 (2,387)	1,741 (1,127)	3,226 (1,535)	
소득분포	하위 20%	20.01	20.01	4.22	3.96	20.01	20.01	4.22	2.99
	중간 20~80%	59.99	60.00	60.33	61.97	59.99	60.00	60.33	78.43
	상위 20%	20.00	20.00	35.44	34.08	20.00	20.00	35.44	18.58
대도시 거주(%)	45.10	41.52	45.10	45.90	43.63	40.62	45.51	41.63	
가구원 수 평균(sd)	3.53 (1.16)	3.31 (1.24)	3.43 (1.15)	3.35 (1.12)	3.02 (1.27)	2.73 (1.30)	2.53 (1.21)	2.02 (1.18)	
단독 가구(%)	8.34	14.03	6.03	6.91	14.66	21.71	26.13	47.57	
배우자 있음(%)	50.99	50.06	39.0	19.16	74.22	67.60	62.34	47.20	
자녀 있음(%)	61.59	66.13	87.22	88.89	85.67	85.79	56.88	33.33	
사례 수(명)	17,478	14,921	3,132	2,042	6,580	6,474	763	321	

주 : 아버지 교육수준을 알 수 없는 경우 어머니의 교육수준으로 대체함
 자료: 한국복지패널자료 2차(2006년), 13차(2017년) 자료를 이용해 분석함

2. 청년 부채의 변화 : 2006년, 2017년 비교

여기서는 청년 가구의 부채가 어떻게 변화했는지 확인하였다. 개인단위로 전체 사례와 청년, 가구단위로 전체가구와 청년 가구를 비교하였으며, 부채규모와 부채부담을 구분해 확인했다. 부채규모 변화는 부채가 있는 경우, 사채 혹은 기타부채가 있는 경우, 총부채 규모와 부채의 구성을 분석하였다. 부채부담은 가처분소득 대비 부채비율을 확인했다.

1) 부채의 규모와 구성

다음 〈표 5〉는 부채 규모의 변화이다. 부채가 있는 경우는 2006년보다 2017년에 그 비중이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 개인단위 전체, 청년, 전체 가구에서 동일하게 확인됐다. 그러나 청년 가구 중 부채가 있는 가구의 비중은 2006년 58.4%, 2017년 59.4%로 큰 변화가 없었다. 부채가 있는 가구의 비중에는 변화가 없으나 부채의 특성에 변화가 포착됐다. 2006년 전체 가구의 총부채 평균은 3,116만원이었는데,

2017년에는 4,541만원으로 약 53.6% 증가했다. 청년 가구의 총부채는 전체 가구의 변화보다 더 큰 폭으로 증가했다. 청년 가구의 총부채 평균은 2006년 1,985만원에서 2017년 4,010만원으로 100%이상 증가했다. 부채구성을 보면, 청년 가구의 부채 구성은 (돌려줘야 할)전월세 보증금 비중, 신용카드, 사채와 기타 부채는 감소하고 은행 부채가 큰 폭으로 증가했다. 주택담보 대출, 학자금대출 증가로 인한 영향이라고 유추할 수 있다.³⁵⁾

〈표 5〉 부채규모 변화

변수	전체		19~34세 청년		전체 가구		19~34세 청년 가구		
	2006	2017	2006	2017	2006	2017	2006	2017	
부채가 있는 경우(%)	66.57	59.92	66.78	62.24	61.62	54.94	58.39	59.42	
사채, 기타부채가 있는 경우(%)	14.94	10.82	13.46	12.77	14.47	10.03	12.26	10.11	
총부채	평균(만원)	3,565	5,224	3,299	4,479	3,116	4,541	2,155	3,863
	중위값(만원, 보유)	3,134	4,759	2,611	4,010	2,611	4,010	1,985	4,010
부채구성	은행 (%)	61.70	68.44	61.92	71.77	60.25	67.33	63.82	81.48
	전월세 보증금 (%)	18.11	17.83	17.35	12.38	17.57	18.03	7.68	2.63
	신용카드 (%)	7.75	3.75	9.13	4.38	8.16	4.01	14.13	4.54
	사채, 기타 (%)	12.67	10.01	11.91	11.47	14.22	10.66	14.44	11.35
사례 수	17,478	14,921	3,132	2,042	6,580	6,474	763	321	

주: 총부채는 2015년 소비자물가지수를 적용해 조정함
 자료: 한국복지패널자료 2차(2006년), 13차(2017년) 자료를 이용해 분석함

2) 부채부담

다음 〈표 6〉은 가처분소득 대비 부채비율을 이용해 과중채무 현황을 확인한 결과이다. 가처분소득 대비 부채비율은 전체, 청년, 전체 가구에서 모두 감소하였으나, 청년 가구만 유일하게 증가한 것을 알 수 있다. 청년가구의 가처분소득 대비 부채비율은 2006년 74.5%에서 2017년 102.9%로 29.4%p 증가했는데 전체 가구의 부채비율이 7.4%p 감소한 것과 대조적이다. 한편, 평균 비율과 중위 비율이 큰 차이가 있는 것으로 확인됐다. 이는 가처분소득 대비 부채비율 분포가 0에 치우치고, 채무가 많은 극단치의 영향에 민감할 수 있음을 보여준다. 과중채무 현황을 보여주는 지표인 총부채가 가처분소득의 100%를 초과하는 경우, ‘사채와 기타 부채가 가처분소득의 100% 초과하는 경우’에서도 유사한 경향이 확인됐다. 전체가구 중 총부채가 가처분소득의 100%를 넘는 과중채무 가구는 2006년 27.8%, 2017년 28.7%로 큰 변화가 없었는데, 청년가구 중 과중채무 가구는 2006년 20.0%, 2017년 30.2%로 10%p 가까이 증가했다. ‘사채, 기타 부채가 가처분소득의 40%를 초과하는 가구’ 비중도 전체 가구는 감소했으나, 청년가구는 2006년 3.9%에서 2017년 6.5%로 증가했다.

35) 2004년부터 시작된 주택담보대출(모기지론)은 2012년 10조원, 2018년에는 100조원을 넘어섰다(한국주택금융공사, 2019).

〈표 6〉 가치분소득 대비 부채비율

변수	전체		19~34세 청년		전체 가구		19~34세 청년 가구		
	2006	2017	2006	2017	2006	2017	2006	2017	
총부채 평균(만원)	3,565	5,224	3,299	4,479	3,116	4,541	2,155	3,863	
가치분소득 평균(만원)	3,768	6,177	3,970	6,704	3,351	5,233	3,235	4,179	
가치분소득 대비 부채비율 (%)	평균	113.11	106.92	94.11	88.60	110.50	103.06	74.51	102.9
	중위값	32.13	27.38	27.32	29.15	22.92	15.17	10.42	33.86
총부채가 가치분소득의 100% 초과	29.98	31.26	27.11	28.01	27.79	28.73	20.02	30.21	
'사채, 기타' 부채가 가치분소득 100% 초과	2.85	1.47	2.13	1.54	2.99	1.59	1.76	2.67	
'사채, 기타' 부채가 가치분소득 40% 초과	6.20	4.29	5.12	4.82	6.14	4.19	3.88	6.45	
사례 수(명)	17,478	14,921	3,132	2,042	6,580	6,474	763	321	

주: 총부채, 가치분소득은 2015년 소비자물가지수를 적용해 조정함
 자료: 한국복지패널자료 2차(2006년), 13차(2017년) 자료를 이용해 분석함

3) 청년 가구주 특성에 따른 부채부담의 변화

여기서는 청년 가구주의 교육 수준, 고용상태, 소득수준, 부의 교육수준에 따라 부채규모와 과중채무 수준이 어떻게 변화했는지 확인하였다.

〈표 7〉은 청년 가구주의 교육수준에 따른 부채 변화를 보여준다. 부채가 있는 가구 비중은 고등학교 졸업 이하 저학력 청년 가구주는 유사한 수준을 유지하고 전문대졸업의 경우 감소하였는데, 4년제 대학 졸업 이상의 고학력 청년 가구주만 유일하게 증가했다. 이는 사채, 기타부채에서도 유사한 경향을 보였다. 총부채 평균은 전체적으로 모두 증가하였는데, 가장 큰 폭으로 증가한 경우는 고학력 가구주였다. 4년제 대학 졸업 이상 청년 가구주의 총부채 평균은 2006년 2,507만원에서 2017년 4,812만원으로 80.6% 증가했다. 이는 고졸 증가율 49.5%, 전문대 졸업자 증가율 64.2%에 비해 큰 변화다. 부채구성 변화는 앞에서 살펴본 청년 가구주 전체의 변화와 큰 차이가 없었으나, 두드러진 점은 사채, 기타 부채 비중이 고학력 가구주에게서 유일하게 증가했다는 점이다. 이는 고학력 청년 가구주의 부채가 양적으로 증가했을 뿐만 아니라 질적으로도 변화가 있음을 보여준다. 마지막으로, 총부채가 가치분소득의 100%를 초과하는 과중채무 가구가 증가한 것으로 나타났다. 주목할 부분은 고졸 청년 가구주의 과중채무 비중이 가장 큰 폭으로 증가했다는 점이다. 고등학교 졸업 이하 저학력 청년 가구주의 과중채무 비중은 2006년 20.0%에서 2017년 34.0%로 14.0%p 증가했다. 이는 최근 저학력 청년 가구의 부채부담이 가중될 수 있음을 보여준다.

〈표 7〉 청년 가구주의 교육수준에 따른 부채의 변화

변수	고등학교 졸업 이하		전문대 졸업		4년제 대학 졸업 이상		
	2006년	2017년	2006년	2017년	2006년	2017년	
부채가 있는 경우(%)	61.59	61.95	59.12	54.08	54.18	59.96	
사채, 기타부채가 있는 경우(%)	17.67	13.33	10.73	7.81	6.18	9.05	
총부채 평균(만원)	1,806	2,700	1,349	2,215	2,888	5,218	
총부채 중위값(만원, 보유)	1,567	3,208	1,358	2,406	2,507	4,812	
부채구 성	은행 (%)	58.02	76.60	67.64	84.75	70.35	83.41
	전월세 보증금 (%)	8.49	0.58	2.87	1.87	8.48	4.18
	신용카드 (%)	14.99	10.90	15.74	3.07	12.26	1.04
	사채, 기타 (%)	18.58	11.92	13.81	10.30	8.91	11.37
총부채가 가처분소득의 100% 초과	20.00	34.01	15.10	18.19	21.91	32.61	
사례 수(명)	378	232	119	70	266	144	

주: 총부채는 2015년 소비자물가지수를 적용해 조정함
 자료: 한국복지패널자료 2차(2006년), 13차(2017년) 자료를 이용해 분석함

다음으로 청년 가구주의 고용상태에 따른 부채의 변화를 확인했다. 부채가 있는 가구 비중은 비정규직보다 정규직이 더 높았다. 비정규직과 정규직 모두 유사한 수준으로 부채가 증가했으나, 사채, 기타부채가 있는 가구 비중은 비정규직은 소폭 증가하고, 정규직은 소폭 감소한 것으로 나타났다.

〈표 8〉 청년 가구주의 고용상태에 따른 부채의 변화

변수	미취업		자영업		비정규직		정규직		
	2006년	2017년	2006년	2017년	2006년	2017년	2006년	2017년	
부채가 있는 경우(%)	53.56	30.02	63.30	44.78	54.08	60.33	60.35	65.53	
사채, 기타부채가 있는 경우(%)	21.88	12.81	15.32	12.54	13.20	14.50	10.16	8.23	
총부채 평균(만원)	1,346	973	3,671	2,071	1,796	1,186	2,196	5,232	
총부채 중위값(만원, 보유)	1,567	1,043	3,134	1,604	2,089	1,351	1,876	5,165	
부채 구성	은행 (%)	45.90	56.17	57.15	81.47	59.10	66.81	68.92	86.63
	전월세 보증금 (%)	4.27	0.00	16.61	4.47	7.20	0.00	6.80	3.23
	신용카드 (%)	17.49	9.66	12.23	6.92	13.45	13.33	14.38	1.86
	사채, 기타 (%)	32.33	34.16	14.00	7.15	20.42	19.86	9.93	8.27
총부채가 가처분소득의 100% 초과	26.91	5.05	28.95	19.00	19.79	20.49	17.93	37.97	
사례 수(명)	58	27	73	21	212	66	420	207	

주 1) 총부채는 2015년 소비자물가지수를 적용해 조정함
 2) 2017년 미취업, 자영업은 사례 수가 적으므로 해석에 주의가 필요함
 자료: 한국복지패널자료 2차(2006년), 13차(2017년) 자료를 이용해 분석함

총부채 규모도 차이가 있었다. 미취업, 자영업자, 비정규직 모두 총부채 규모가 감소하였는데, 정규직만 유일하게 총부채가 증가하고 증가폭도 컸다. 2006년 정규직 청년 가구주의 총부채 평균은 2,196만원에서 2017년 5,232만원으로 1.38배 증가했다. 그 결과, 총부채가 가처분소득의 100%를 초과하는 과중채무 가구 비중도 정규직만 두드러지게 증가하였다. 정규직의 과중채무 가구 비중은 2006년 17.9%에서 2017년 37.9%로 20%p 증가했다. 이러한 결과는 부채가 갖는 이중성을 단적으로 보여준다. 정규직은 안정적 직장을 기반으로 더 많은 대출을 받을 수 있고, 그만큼 미래를 위한 투자와 소비효용을 높일 수 있다. 즉, 최근 청년 가구에서 보이는 정규직, 비정규직 간 부채 변화의 차이는 부채에 관한 부정적 통념에서 벗어난 해석의 필요함을 보여준다. 사례 수의 제약으로 결과 해석이 제한적이지만, 미취업자와 비정규직의 부채구성 변화는 긍정적 부채와 부정적 부채의 쏠림이 어떤 양상으로 나타나는지 유추하게 해준다. 미취업자의 부채금액은 30%p 이상 감소했고, 부채구성을 보면 사채, 기타 부채가 차지하는 비중이 1/3을 넘어섰다.

이러한 경향은 비정규직도 유사하게 포착된다.

〈표 9〉는 청년 가구의 소득분위별 부채의 변화를 보여준다. 전체 가구의 소득분포를 5분위로 나누고, 이를 하위 20%, 중간, 상위 20%로 구분한 상태에서 각 소득분위별 부채의 변화를 확인했다. 하위20%에 해당되는 청년 가구주의 수가 적어서 해석이 제한적이지만, 하위 20%는 부채규모는 증가하고 부채부담은 감소했다. 또한 부채 중위값을 보면, 소득 하위 집단 중 부채가 있는 경우 편차가 매우 커졌음을 알 수 있다. 소득 하위 청년 가구주의 평균 부채는 2006년 2,088만원에서 2017년 2,601만원으로 소폭 증가하였는데, 중위값은 2,089만원에서 9,624만원으로 4배이상 증가했다. 과중채무 가구 비중은 소득 중간 집단에서 큰 폭으로 증가했다. 특히 소득분위 20%~80%인 가구주 중 과중채무 가구 비중은 2006년 18.4%에서 2017년 30.2%로 약 11.8%p 증가했다. 이는 소득수준이 높지 않은 청년 가구주가 채무 상황에 있어서 어려움이 증가할 수 있음을 보여준다.

〈표 9〉 청년 가구의 소득분위별 부채의 변화

변수	하위 20%		중간(20~80%)		상위 20%		
	2006년	2017년	2006년	2017년	2006년	2017년	
부채가 있는 경우(%)	70.09	33.36	57.52	58.66	58.93	66.82	
사채, 기타부채가 있는 경우(%)	26.03	1.19	13.79	8.60	7.81	17.92	
총부채 평균(만원)	2,088	2,601	1,718	3,680	3,033	4,836	
총부채 중위값(만원, 보유)	2,089	9,624	1,567	3,099	2,538	4,812	
부채 구성	은행 (%)	35.72	72.80	61.78	82.53	71.19	78.30
	전월세 보증금 (%)	8.60	0.00	6.38	2.76	10.09	2.34
	신용카드 (%)	20.09	23.63	16.07	5.05	9.64	1.06
	사채, 기타 (%)	35.58	3.56	15.88	9.64	9.08	18.30
총부채액이 가처분소득의 100% 초과 사례 수(명)	44.44	22.36	18.43	30.22	20.73	31.21	
	38	11	514	251	211	59	

주 1) 총부채는 2015년 소비자물가지수를 적용해 조정함
 2) 하위 20%의 경우 사례 수가 적으므로 해석에 주의가 필요함
 자료: 한국복지패널자료 2차(2006년), 13차(2017년) 자료를 이용해 분석함

마지막으로, 부채의 계층화-세대간 이전-를 확인하기 위해 아버지 교육수준에 따른 부채의 변화를 확인했다. 부채가 있는 가구 비중은 전체적으로 큰 차이가 없었다. 총부채 평균은 앞서 확인한 교육수준, 고용 상태에 따른 부채 규모와 다소 다른 결과를 보였다. 고학력, 정규직인 경우 부채규모가 큰 것으로 나타났는데, 부교육에 있어서는 아버지가 중졸이하 저학력인 경우 부채액이 가장 많았다. 이는 부모로부터 재정 지원을 받기 어렵기 때문인것으로 해석할 수 있다. 하지만 과중채무 가구 비중은 아버지 교육수준이 전문대 이상인 고학력인 경우 가장 높게 나타나 일관된 경향을 확인하기 어려웠다. 부채의 계층화에 대해서는 보다 정교한 분석이 요구된다.

〈표 10〉 부 교육수준에 따른 부채의 변화

변수	중졸 이하		고졸		전문대 이상		
	2006년	2017년	2006년	2017년	2006년	2017년	
부채가 있는 경우(%)	63.07	59.49	55.31	59.32	42.31	59.39	
사채, 기타부채가 있는 경우(%)	13.22	8.36	11.50	12.25	9.31	8.86	
총부채 평균(만원)	2,090	4,623	2,405	3,320	1,848	3,464	
총부채 중위값(만원, 보유)	1,776	4,010	2,089	3,930	3,134	4,411	
부채 구성	은행 (%)	62.86	82.68	62.21	81.18	76.52	79.88
	전월세 보증금 (%)	8.19	0.91	8.81	3.61	0.00	4.10
	신용카드 (%)	14.41	7.01	14.61	2.87	10.35	2.99
	사채, 기타 (%)	14.60	9.39	14.45	12.35	13.13	13.03
총부채액이 가처분소득의 100% 초과 사례 수(명)	20.75	28.86	20.17	29.71	15.98	34.30	
	469	120	218	146	75	54	

주: 총부채는 2015년 소비자물가지수를 적용해 조정함

자료: 한국복지패널자료 2차(2006년), 13차(2017년) 자료를 이용해 분석함

3. 가처분소득대비 부채비율과 주요 성인이행 과업의 관련성

〈표 11〉은 가처분소득대비 부채비율을 종속변수로, 주요 인구사회학적 특성과 성인이행기 과업(교육, 취업, 독립, 결혼, 부모됨)을 독립변수로 투입한 분위회귀분석 결과이다. 부채비율 분포가 치우쳐져 있으므로 이를 보완할 수 있는 분위회귀분석을 적용했다. 사례 수의 제약으로 각 분위별(1~5분위 혹은 1~10분위) 차이를 확인하지 않고, 중위와의 차이를 중심으로 확인했다. 중위 기준 분위회귀분석은 편향된 분포로 인한 편의를 줄여주며, 결과의 계수는 일반화최소자승 회귀모형과 유사하다. 한편, 각 변수와 부채비율의 인과관계를 확인하기 어려우므로 변수간 관계 변화를 탐색적으로 확인했다.

〈표 11〉 부채부담과 성인이행 과업의 관계 변화 : 가처분소득 대비 부채 비율에 대한 분위회귀분석

변수		전체 청년			청년 가구		
		Pool	2006년	2017년	Pool	2006년	2017년
2017년 청년(=1)		0.027 (0.02)			0.210*** (0.04)		
성별(남성=1)		0.052** (0.02)	0.055** (0.02)	0.023 (0.02)	0.027 (0.02)	0.021 (0.02)	-0.119** (0.04)
연령		-0.004# (0.00)	0.002 (0.00)	-0.007* (0.00)	0.018*** (0.00)	0.012*** (0.00)	0.024** (0.01)
최종교육 (고졸이하)	전문대	0.008 (0.02)	0.021 (0.03)	-0.007 (0.03)	-0.060* (0.03)	-0.050 (0.03)	-0.286*** (0.05)
	4년제 이상	0.018 (0.03)	-0.020 (0.03)	0.087* (0.03)	-0.033 (0.02)	-0.037 (0.03)	-0.167** (0.05)
현재 상태 (미취업)	비정규	-0.115*** (0.03)	-0.135*** (0.03)	-0.014 (0.04)	0.003 (0.03)	-0.016 (0.03)	0.095* (0.04)
	정규직	-0.162*** (0.02)	-0.223*** (0.03)	-0.031 (0.03)	0.046 (0.03)	-0.020 (0.03)	0.122** (0.05)
거주지역(대도시=1)		-0.010 (0.02)	0.037# (0.02)	-0.001 (0.02)	-0.006 (0.02)	-0.008 (0.02)	0.021 (0.05)
건강상태(나쁨=1)		0.056 (0.06)	-0.106*** (0.03)	0.427*** (0.06)	0.248 (0.18)	-0.005 (0.10)	0.761 (0.40)
혼인상태(기혼=1)		0.282*** (0.03)	0.083* (0.03)	0.798*** (0.06)	0.275*** (0.05)	0.173*** (0.04)	0.852*** (0.16)
자녀 유무(자녀 있음=1)		-0.011 (0.02)	0.053# (0.03)	0.006 (0.03)	0.021 (0.05)	0.003 (0.03)	-0.010 (0.20)
부모동거(동거=1)		0.044* (0.02)	0.122*** (0.03)	0.007 (0.03)			
부모 교육 (고졸미만)	고졸	0.084*** (0.02)	0.080** (0.02)	0.052* (0.03)	-0.000 (0.02)	-0.029 (0.02)	-0.021 (0.04)
	전문대 이상	0.089** (0.03)	0.008 (0.03)	0.198*** (0.04)	-0.077** (0.03)	-0.104*** (0.03)	-0.066 (0.07)
Constant		0.294*** (0.06)	0.200* (0.08)	0.242** (0.08)	-0.489*** (0.12)	-0.224** (0.08)	-0.432* (0.19)
N		5,154	3,128	2,026	1,082	762	320

주 : 괄호 안은 Roburst S.E. ***p <.001, **p <.01, *p <.05, #p <.10
 자료: 한국복지패널자료 2차(2006년), 13차(2017년) 자료를 이용해 분석함

먼저 2006년과 2017년 자료를 통합하고 연도더미로 부채비율의 변화가 통계적으로 유의미한지 확인하였다. 부채에 영향을 미칠 수 있는 변수를 모두 통제하였을 때, 청년 개인을 대상으로 하였을 때 부채비율의 변화는 통계적으로 유의미하지 않았다. 그러나 청년 가구주를 대상으로 했을 때, 가처분소득 대비 부채비율은 유의미하게 증가한 것으로 나타났다. 이는 최근 청년 가구주의 부채부담이 높아졌음을 보여준다.

전체 청년을 대상으로 한 분석에서 2006년과 2017년의 차이를 보여주는 연도더미 변수는 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 청년이 속한 전체 가구의 부채 변화를 반영한 것이기 때문일 수 있다. 여성일수록, 미취업에 비해 비정규직이거나 정규직일수록 건강상태가 좋을수록 가처분소득 대비 부채비율이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 정규직의 부채부담이 큰 것으로 나타났던 결과와 상반되는데, 경제적으로 독립하지 않고 학교에 재학 중인 집단이 분석에 포함되어 그 결과가 혼재된 것으로 보인다. 기혼인 경우는 가처분소득 대비 부채비율이 높았다. 자녀유무 변수는 2006년에만 제한적 수준에서 정적인 관계를 보였다. 부모와 동거여부도 2006년에만 통계적으로 유의한 정적 관계를 보였고, 2017년에는 계수의 크기가 크게 감소하고 통계적 유의도를 상실했다. 이는 부채가 가구단위로 측정되기 때문에 부모와 동거해 경제적 안정성을 확보하는 청년과 그렇지 않은 청년의 차이가 명확히 드러나지 않기 때문인 것으로 보인다. 한편, 아버

지 교육수준이 높을수록 부채비율이 높게 나타났고, 이러한 경향은 최근 코호트에서 더 커졌다. 대출에 대한 접근성과 채무상환능력이 반영된 결과로 보인다.

청년 가구 대상 분석에서 2006년과 2017년의 차이를 보여주는 연도더미 변수는 통계적으로 유의미했다. 이는 최근 청년 가구의 부채부담이 가중되었음을 확인해준다. 2006년에는 연령, 혼인상태, 부교육만이 통계적으로 유의미했으나, 2017년에는 성별, 연령, 교육, 현재 상태, 혼인상태가 부채비율과 통계적으로 유의미했다. 연령이 많을수록 부채비율이 증가하였는데, 이는 나이가 들면서 집을 구매하고 자녀를 키우며 부채가 증가하게 되는 생애주기시설이 반영된 결과라고 할 수 있다. 교육의 경우, 2006년에는 통계적으로 유의미하지 않았으나 2017년에는 부채비율과 부적 관계를 나타냈다. 이는 앞에서 확인한 바와 같이 저학력 청년 가구의 부채부담이 가중되었음을 재확인하게 해준다. 한편, 고용상태에서 미취업보다 비정규직, 정규직의 부채비율이 더 높았는데 채무상환 능력이 반영된 결과로 보인다. 또 다른 한편으로는 분석대상이 가구주이기 때문에 미취업 청년 가구주가 갖는 금융기회의 제약을 보여준다. 결혼한 경우 부채비율이 높았고 이는 최근 코호트에서 크게 증가했다. 경제적으로 자립할 수준이 되어야 결혼해서 독립하는 우리나라의 성인이행 순서를 고려할 때 청년 가구주 중 기혼자는 경제적으로 유리한 상태일 수 있고, 이들이 가진 부채는 주택구매 등 자산형성을 위한 부채라는 점에서 가처분소득 대비 부채비율이 높을 수밖에 없다. 부의 교육수준은 2006년에 통계적으로 유의하게 정적관계를 나타냈으며, 2017년에는 계수의 크기가 감소하고 통계적 유의도를 상실했다. 2006년에는 가족배경이 유리한 경우 청년 가구의 부채부담이 적어지는 계층효과가 확인되었으나, 2017년에는 그 관계를 확인하기 어려웠다. 이는 청년 가구를 대상으로 부채를 확인하는 것으로 인한 한계일 수 있다. 부모로부터의 독립, 결혼이라는 가족형성 과업 이행이 계층화된 상황에서 청년 가구의 특성은 이미 편향되었을 가능성이 크다. 즉, 경제적으로 안정된 상황에서 독립한 청년과 준비 없이 독립한 청년이 혼재된 상황이기 때문에 계층효과를 명확하게 확인하기 어려울 수 있다. 또한 부채가 갖는 이중적 특성을 고려할 때 가처분소득 대비 부채비율보다는 부채의 구성과 활용도를 기준으로 차이를 확인할 필요성도 제기된다. 이를 확인하지 못한 것은 본 연구의 한계이다.

4. 청년 가구 부채의 종단적 변화 : 2006년 청년가구의 부채 종단적 잠재계층분석

여기서는 청년 가구 부채의 종단적 변화를 탐색적으로 확인했다. 2006년 가구 중 11차 조사 중 7개 연도 이상 조사된 청년 가구를 분석대상으로 설정하였다. 2006년도 조사대상 전체 가구와 19~34세 청년 가구의 11년간의 부채 변화, 즉, 19~34세 청년 가구주가 31~45세가 되기까지 부채의 변화를 보여준다. 한편, 19~34세 청년의 경우 군입대, 교육 등으로 패널조사 진입, 이탈, 재진입 등 변동을 고려해야 한다. 따라서 본 연구에서는 전체 조사기간의 11개연도 자료 중 조사 누락 등으로 인한 결측을 최대 4개 연도까지 허용했다. 먼저 종단적 추이의 평균적 변화를 확인하고, 이어서 집단내 이질성을 확인하기 위해 종단적잠재계층분석방법인 집단중심추세분석(Group-based trajectory analysis)을 적용해 부채 변화 궤적을 유형화했다. 가처분소득 대비 부채비율은 분포의 편향을 고려해 zero inflated 모델을 적용해 궤적함수를 추정했고, 과중채무 비중은 이분변수이므로 logit 모델을 적용했다. 적합한 유형의 수는 Nagin(2005)이 제안한 BIC 값 변화, 유형별 분포의 크기, 궤적의 시각적 형태 등을 고려해 판단했다.³⁶⁾

전체적 부채 변화 경향을 확인한 결과는 다음과 같다. <표 12>, <그림 1>, <그림 2>는 전체 가구와 청년 가구의 가처분소득 대비 부채 비율, 부채가 가처분소득의 100%를 초과하는 과중채무 가구 비중

36) 집단중심추세분석방법의 절차와 유형 판단 기준에 대해서는 박미희와 홍백의(2014), 변금선(2018)을 참고하기 바란다.

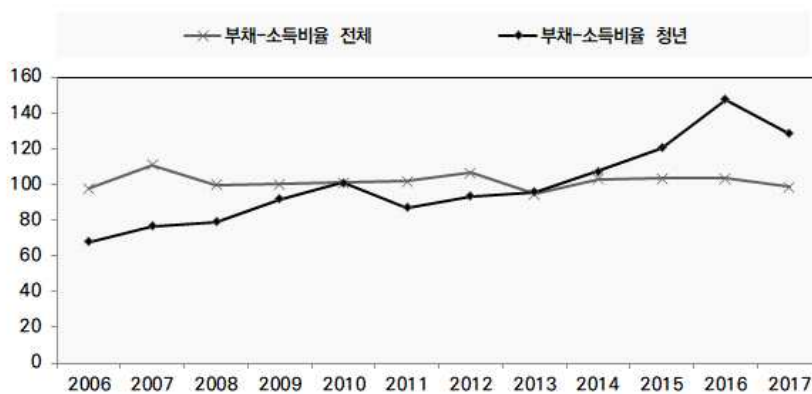
의 종단적 변화를 보여준다. 전체 가구의 부채 변화는 부채를 설명하는 이론 중 항상소득가설이 지지됨을 보여준다. 전체 가구의 가처분소득 대비 부채비율과 과중채무 가구 비중은 큰 변화없이 초기값이 유지되는 것을 알 수 있다. 그러나 청년 가구의 부채 변화는 전체 가구와는 다른 경향을 보인다. 가처분소득 대비 부채비율(그림 2)은 지속적으로 증가해서, 19~34세 청년이 26~41세가 되는 시점인 2013년 이후에는 전체 가구 부채비율을 넘어선다. 과중채무 가구 비중(그림 3)은 점진적으로 감소하는 경향을 보이는데, 19~34세 청년 가구주가 22~37세가 되는 시점에는 전체 가구의 비중보다 낮아지는 것으로 나타났다. 이상의 결과는 청년 가구주의 부채 변화를 설명하는데 있어서 항상소득가설보다는 생애주기가설이 적합할 수 있음을 보여준다.

〈표 12〉 전체 가구 및 청년 가구의 부채 변화 : 2006년 조사 가구의 11년간의 종단적 변화

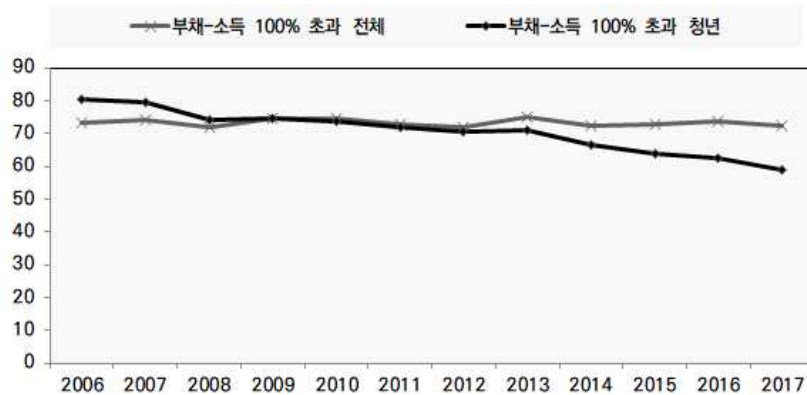
구분	연도	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
부채-소득 비율	전체	97.77	111.0	99.61	99.96	100.9	101.8	106.5	94.39	103.1	103.3	103.5	98.73
	청년	67.82	76.69	78.88	91.94	100.8	87.20	93.51	95.66	107.3	120.5	147.4	128.3
부채-소득 100% 초과	전체	73.03	74.26	72.07	74.39	74.75	72.95	71.95	75.25	72.46	72.75	73.75	72.13
	청년	80.27	79.55	74.06	74.38	73.81	71.95	70.35	70.94	66.59	63.67	62.60	59.05
사례 수	전체	4,493	4,473	4,462	4,476	4,473	4,480	4,468	4,460	4,282	4,027	3,845	3,674
	청년	500	500	497	499	490	500	498	496	481	448	429	410

자료: 한국복지패널자료 2차(2006년)~13차(2017년)까지 자료를 이용해 분석함

[그림 2] 전체 가구, 청년 가구의 가처분소득 대비 부채비율 변화 (2006년~2017년)



[그림 3] 전체 가구, 청년 가구의 과중채무 비율 변화 (2006년~2017년)



앞의 분석은 전체 가구와 청년 가구의 평균적 경향을 보여주지만, 부채의 변화는 각 가구의 특성에 따라 분화될 수 있다. 따라서 부채 변화의 다양한 유형을 확인하기 위해 집단중심추세분석을 적용해 부채 변화 궤적을 유형화했다.

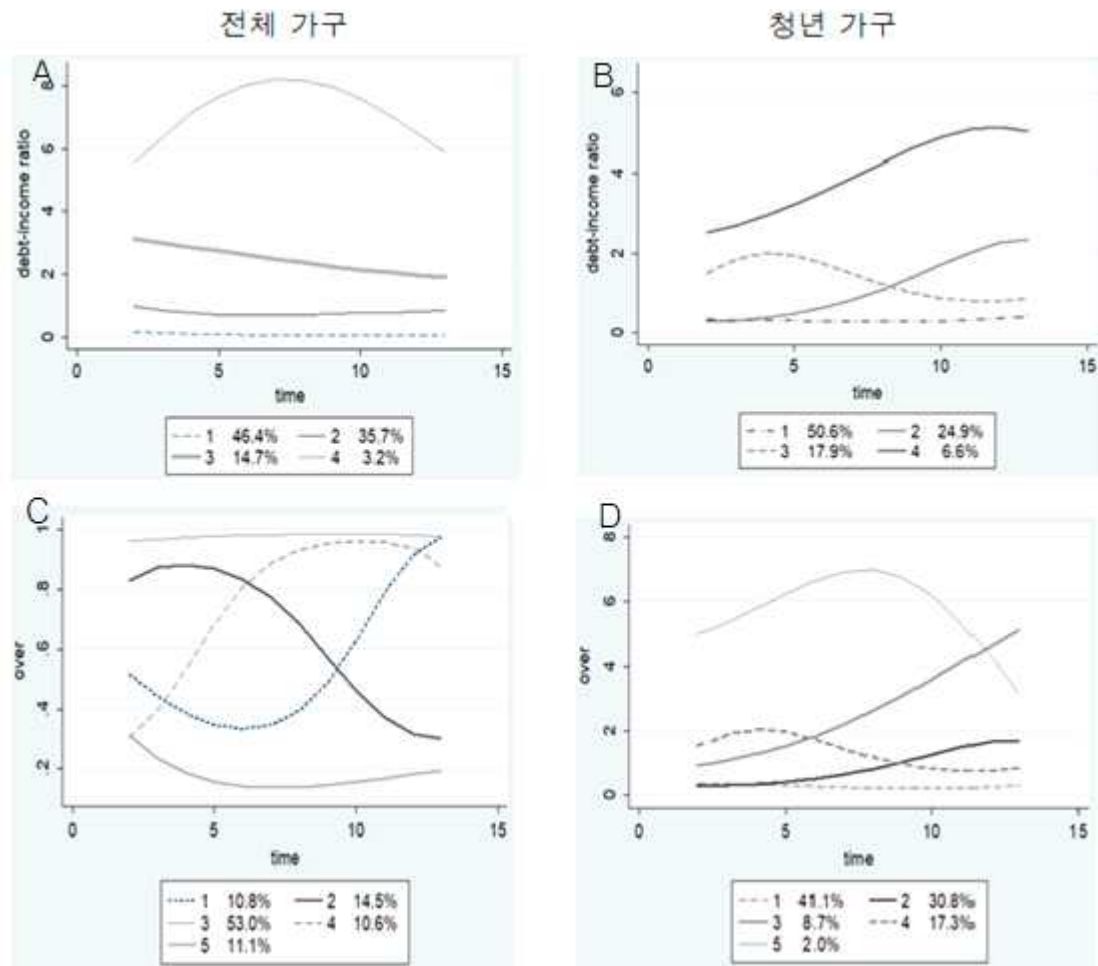
먼저, 가처분소득 대비 부채비율의 변화 궤적을 보면 전체 가구는 총 4개로 유형화됐고, 많은 유형이 부채 비율이 20% 미만에서 유지되는 것으로 확인됐다. 변화가 관측되는 유형은 연령이 높아지면서 부채가 감소하는 유형(A3, 14.7%)과 부채가 증가하다가 감소하는 유형(A4, 3.2%)이 있었는데, 부채가 증지속적으로 증가하는 유형은 발견되지 않았다. 청년 가구도 총 4개로 유형화됐는데, 전체 가구와 다른 양상을 보였다. 가장 많은 비중을 차지한 유형은 전체 가구와 마찬가지로 소득-부채 비율이 20% 미만으로 유지되는 유형(B1, 50.6%, B3, 17.9%)이었다. 전체 가구와 비교할 때 두드러진 차이는 연령이 높아지면서 부채가 점차 증가하는 2개의 유형이 발견됐다는 점이다. 두 유형은 부채가 증가하는 기울기는 유사했으나, 절대적 소득-부채 비율의 수준은 크게 차이가 났다. B2 유형(24.9%)은 소득-부채 비율이 굉장히 낮은 수준이었다가 연령이 높아지면서 20% 이상으로 증가하는 집단이며, B4 유형(6.6%)은 소득-부채비율이 20%에서 50% 이상으로 증가하는 집단이다.

이어서 과중채무 비중의 변화 궤적은 전체 가구와 청년 가구 모두 각각 5개로 유형화 됐다. 이 역시 소득-채무 비율과 상당히 다른 양상을 보였다. <그림 4>의 도표 C와 D는 각 시점별 과중채무 가구가 될 확률의 변화를 보여준다. 전체 가구와 청년 가구 모두 과중채무가 될 확률이 매우 낮은 수준에서 유지되는 가구의 비중이 50%이상인 것으로 나타났다. 그러나 나머지 가구의 과중채무 가구에 속할 확률은 상당히 이질적으로 유형화됐다. 전체 가구는 과중채무 상태를 계속 유지하는 집단(C5, 11.1%)였고, 나이가 많아지면서 과중채무 확률이 급격히 증가하는 집단(C1, 10.8%, C4, 10.6%)도 큰 비중을 보였다. 감소하는 경우는 14.5%였다. 이와 달리, 청년 가구주의 과중채무 상태에 놓일 확률이 시간이 지나면서 증가하다가 감소하는 집단은 2.0%(D5)에 불과했고, 20% 미만으로 유지되는 집단도 확인됐다 (D4, 17.3%, D1, 41.1%). 소득-부채비율 유형에서 확인한 바와 같이 연령이 높아지면서 과중채무 가구가 될 확률이 증가하는 집단도 발견됐다(D2, 30.8%, D3, 8.7%).

이상의 분석 결과는 청년 가구의 부채에 대한 정책 대응방안을 마련함에 있어서 일반적 가계부채와는 다른 접근이 필요함을 보여준다. 특히 전체 가구에서 명확히 드러나지 않은 부채부담이 지속적으로 증가하는 집단도 부채의 수준에 따라 다른 변화 양상을 보이는 것으로 나타났다. 이는 청년 가구의 부채 변화가 각 가구의 특성에 따라 이질적인 변화 과정을 경험하고, 그에 따라 부채부담에서 비롯되는 서로 다른

불안정성을 경험할 수 있음을 유추할 수 있다.

[그림 4] 전체 가구, 청년 가구의 부채의 변화 유형 궤적(2006년~2017년)



제4절 결론

본 연구는 청년의 부채 변화를 확인하기 위해 한국복지패널자료를 이용해 두 출생코호트를 대상으로 19~34세 시점 부채부담을 비교 분석하고, 2006년 청년 가구주를 대상으로 11년간 종단적 부채부담의 변화 유형을 탐색적으로 분석했다. 분석 결과, 최근 청년의 부채부담이 높아진 것을 확인하였으며, 부채부담은 주로 저학력, 미취업자에 집중된 것을 확인하였다. 또한 청년 가구주의 종단적 부채 변화를 확인한 결과, 청년기 부채부담 변화 유형은 연령 변화에 따라 지속적으로 높아지는 양상으로 나타났으며, 이는 전체 가구주의 부채부담 변화 유형이 부채가 감소하거나 낮은 상태에서 유지되는 유형에 집중된 것과 대조적이었다. 이는 새로운 가구를 형성해 경제적으로 안착해야 하는 청년기에 경험한 부채부담이 중장년기에도 이어질 수 있음을 보여준다.

본 연구의 몇 가지 발견에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계가 있다. 앞서 청년부채 분석의 쟁점에서 언급한 바와 같이, 청년의 부채부담을 식별함에 있어서 청년 가구주로 대상을 한정할 경우 열악한

청년과 안정적 청년이라는 이질적 집단을 하나의 집단으로 상정하고 분석하는 오류를 범할 수 있다. 성인 이행기 과업과 청년 부채부담의 관계 분석에서 저학력자, 기혼자, 정규직의 부채부담이 높게 나타난 것은 분석대상의 이질성이 반영된 결과로 보여진다. 따라서 본 연구의 결과는 잠정적으로 해석할 필요가 있으며 후속 연구에서는 청년 가구주의 이질성을 고려해 연구를 설계할 필요가 있다. 둘째, 본 연구는 청년 부채의 변화를 확인하기 위해 출생코호트 비교, 종단적 잠재계층분석 방법을 활용했다. 출생코호트 비교에서는 정책대상으로서의 청년의 정의를 따르기 위해 분석대상 청년의 연령을 19~34세로 설정하였다. 이 때문에 두 시기 청년집단에 매우 다양한 사회경제적 경험을 한 다른 세대가 혼재되었다. 세대론의 세대구분을 기준으로 할 때 2006년 청년 코호트에는 70년대생인 정보화세대와 80년대 후반생인 밀레니얼세대가, 2017년 청년코호트에는 80년대 초반인 정보화세대와 80년대 후반부터 90년대생인 밀레니얼세대가 포함되어 있다. 부채 변화를 설명하는 이론 중 하나인 전망이론을 고려할 때, 각 세대마다 각기 다른 금융태도, 소비 문화를 가질 수 있고 이는 청년 부채의 변화를 설명하는데 있어서 핵심 요인이 될 수 있다. 후속연구에서는 세대구분을 고려한 코호트 비교 역시 필요할 것으로 보인다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 청년의 부채를 실증적으로 확인한 첫 연구라는 점에서 학술적, 정책적 의미를 갖는다. 본 연구에서 명확하게 증명하지는 못하였으나, 청년 가구주에게 부채는 이중적 의미를 가지며 이는 청년 부채에 대응하는 사회정책 방향 설정을 위한 기초정보를 제공한다. 청년기 성인이행의 어려움을 지원하기 위한 정부의 정책이 대출 중심으로 이루어지고 있는 상황(학자금대출, 전월세대출 등)에서 청년들의 부채부담이 가중될 수 있다는 우려의 목소리도 있다. 본 연구의 결과는 청년 부채부담 완화를 위해서는 청년 개인이 놓인 이질적 사회경제적 요건을 고려해야 하며, 청년기에서 중장년기로 이어지는 부채부담을 어떻게 완화할 것인지에 대한 고민이 필요함을 보여준다. 관련하여 다음과 같은 정책 대응이 필요하다. 첫째, 안정적인 성인이행을 위해 금융취약 청년층을 대상으로 금융접근성을 높이기 위한 지원을 강화해야 한다. 본 연구의 분석 결과, 부채총액, 부채부담은 상당히 이질적 특성을 가진 청년 집단에 집중되어 있었다. 이는 대출을 받을 수 있는 집단과 대출을 받기 어려운 집단의 성인이행 과정이 다른 양상으로 분화될 수 있음을 의미한다. 낮은 금리로 대출을 받기 어려운 취약 청년에게는 학자금, 주택 마련을 위한 대출 기회를 확대할 필요가 있다. 학자금 대출의 경우 국가장학금에서 소외된 집단, 그리고 대학 졸업 이후 대학원 진학에 어려움을 겪는 저소득가구에 집중되어 있으므로 이들을 위한 추가적인 대책도 필요하다. 둘째, 한편, 과중채무에서 벗어나지 못하는 청년가구들이 채무에서 벗어날 수 있도록 자산계획, 채무조정 등을 위한 금융상담제도를 보완할 필요가 있다. 셋째, 대출 확대중심의 청년정책의 방향에 대한 재검토가 필요하다. 본 연구에서 충분히 확인하지 못하였으나, 명확한 사실은 청년의 부채부담이 점차 커지고 있고 그 경향이 청년기 이후에도 지속되고 있다는 점이다. 현재 청년정책의 주된 부분을 차지하는 주거, 교육 관련 정책 대부분이 청년들에게 '빚'을 지게 하고 있다. 누가 대출을 받고, 누가 대출을 상환하지 못하는지를 확인해 현재 대출 중심의 청년정책의 방향성을 보완할 필요가 있다.

참고문헌

- Bryan, M., Tylor, M. and Veliziotis, M. Over-indebtedness in Great Britain: an Analysis using the Wealth and Assets Survey and Household Annual Debtors Survey, London: Department for Business, Innovation and Skills. 2010.
- Byun, G. 2019. "Changes in household poverty among South Korean young adults: Decomposition analysis for 1995, 2006 and 2016", International Journal of Social Welfare. 2019.
- Cecchetti, Stephen G., M. S. Mohanty and Fabrizio Zampolli. "The Real Effect of Debt" BIS Working Papers, 2011, No. 352.
- Chiteji, N. S. "To have and to hold: An analysis of young adult debt", Young, 60, 2007, 70.
- Côté, J., and Bynner, J. M. 2008. "Changes in the transition to adulthood in the UK and Canada: The role of structure and agency in emerging adulthood", Journal of youth studies, 11(3), 2008, 251-268.
- Du Caju, P., Rycx, F., and Tojerow, I, Unemployment risk and over-indebtedness: A micro-econometric perspective. 2015, National bank of Belgium.
- Disney, R., Bridges, S., and Gathergood, J. Drivers of Over-indebtedness. Report to the UK Department for Business, 2008.
- European Commission. The Over-Indebtedness of European Households: Updated Mapping of the Situation, Nature and Causes, Effects and Initiatives for Alleviating its Impact, 2014, DG Health and Consumers, Brussels.
- Furlong, A, "Revisiting transitional metaphors: Reproducing social inequalities under the conditions of late modernity", Journal of education and work, 22(5), 2009, 343-353.
- Furstenberg, F. F, "The intersections of social class and the transition to adulthood", New Directions for Child and Adolescent Development, 119, 2008, 1-10.
- Guldi, M., Page, M. E., and A. H. Stevens, "Family background and children's transitions to adulthood over time", Danziger, S., and Rouse, C. E. (Eds.). The Price of Independence: The economics of early adulthood, Russell Sage Foundation., 2007, 261-277.
- Keese M, "Triggers and Determinants of Several Households Indebtedness in Germany", Ruhr Economic Paper, 2009, No. 150.
- Kempson, E, Over-indebtedness in Britain, A report to the Department of Trade and Industry, 2002, London: Department of Trade and Industry.
- Nagin. D. S, Group-based modeling of development. 2005, Harvard University Press.
- Schoon, I, "Becoming adult: The persisting importance of class and gender", Gender inequalities in the 21st century, 2010. 19-39.

- 곽민주·이희숙·김민정. 2012. “주관적 부채부담에 따른 부채증가 가구의 특성과 영향요인”. 『소비자문제연구』, (43), 157-175.
- 김문길·김태완·임완섭·정은희·김재호·안주영·김성아·이주미·정희선·최준영. 2017. 「청년빈곤의 다차원적 특성분석과 정책대응 방안」. 한국보건사회연구원.
- 김수정. 2010. “청년층의 빈곤과 이행의 곤란”. 『사회보장연구』, 26(3), 49-72.
- 김학주. 2004. “가구주의 취업형태에 따른 가계의 부채부담 연구”. 『사회복지정책』, 20, 109-131.
- 김학주. 2005. “소득계층별 가계의 부채부담 연구”. 『사회보장연구』, 21(1), 119-147.
- 김주영·장희순. 2016. “가계부채의 결정요인과 변화특성 분석: 한국복지패널자료를 이용한 미시분석을 중심으로”. 『주거환경』, 14(1), 221-230.
- 김현정·손종칠·이동렬·임현준·나승호. 2013. “우리나라 가계부채의 증가 원인 및 지속가능성 분석”. 『한국은행 BOK 경제리뷰』.
- 노대명·박창균·박상금·한솔희·김솔휘. 2017. 「근로빈곤층의 부채에 대한 질적연구 부채 발생과 과급효과를 중심으로」. 한국보건사회연구원.
- 대학교육연구소. 2014. “학자금대출 신용유의자 4만635명”. 『정보공개청구 결과 보고』.
- 박문각. 2016. 『시사상식사전』. 박문각.
- 박미희·홍백의. 2014. “청년층의 노동시장 이행 유형과 그 결정요인”. 『사회복지정책』, 41(4), 21-49.
- 박정민·이승호. 2017. “가계부채와 기본적 욕구 결핍의 관계: 생계, 건강, 주거 차원을 중심으로”. 『사회복지정책』, 44(2), 87-110.
- 박운태·노정현. 2017. “가구 연령별 가계부채 상환위험요인에 관한 연구”. 『대한부동산학회지』, 35(2), 223-242.
- 배영목·김상미. 2014. “가계 금융부채의 연령별 특성과 과제”. 『사회과학연구』, 31(1), 1-26.
- 변금선. 2018. “학교에서 노동시장으로 이행의 계층화: 1970-80년대 출생코호트의 청년기 노동계적 비교”. 『한국사회복지학』, 70(3), 113-137.
- 변금선·김기현. 2019. “청년층의 삶의 질 격차에 관한 연구: 1988-1998년생 청년의 다중격차 실태 분석”. 『사회복지정책』, 46(2), 257-285.
- 이병희·장지연·윤자영·성재민·안선영. 2010. 「우리나라의 청년기에서 성인기로의 이행 실태」. 한국노동연구원·한국청소년정책연구원.
- 이장연·임영주. 2014. “금융위기 이후 저신용 가계차주 현황”. 『한국은행 BOK 이슈노트』.
- 이희숙·곽민주. 2013. “부채감소 가계와 부채증가 가계의 특성 비교”. 『Financial Planning Review』, 6(2), 63-80.
- 탁장한·박정민. 2017. “과중채무자의 사회경제적 박탈에 관한 연구”. 『사회복지연구』, 48(2), 173-201.
- 통계청. 2018. 『인구동향조사』. 통계청.
- 통계청. 2019. 『2018 일자리행정통계 임금근로자 부채』. 통계청.
- 한동익·최현자. 2012. “금융소외가계의 부채부담에 관한 연구”. 『Financial Planning Review』, 5(4), 73-99.

한국복지패널로 들여다본 청년의 생애사: Multistate Model로 그린 한국 청년의 취업, 결혼, 출산의 경로와 소득 집단별 비교

노법래(세명대학교 사회복지학과)

1. 서론

본 연구는 청년의 생애 경로를 관찰하고 소득수준에 따라 주요 생애사 경험이 어떻게 달라지는가에 대한 실증적인 규명에 목적을 두고 있다. 청년의 정의는 다양할 수 있으나 학술적 논의에서 청소년기를 일반적으로 24세까지 정의하는 경우가 많아 여기서는 25세부터 39세에 이르는 집단을 분석 대상으로 하였다. 아울러 해당 시기에 주요한 생애사적 경험이라고 할 수 있는 취업, 결혼, 출산을 중심으로 이들의 삶을 관찰하고자 하였다.

취업이나 결혼과 같이 삶에서 중요한 의미를 지니는 선택 사항에 대한 포기를 뜻하는 “~포세대” 라는 말이 한국 사회에서 더는 낯설지 않다. 취업, 결혼, 출산 등과 같은 생애사적 경험은 개인의 선택 사항이며 이와 같은 경험을 강요하는 것은 억압적이라는 점은 자명하다. 그러나 그와 같은 경험을 누릴 수 있는 것 또한 개인의 소중한 권리이며, 빈곤이나 경제적 불안정성의 심화와 같은 문제 때문에 중요한 생애사적 경험을 누릴 수 없다면 이는 권리의 박탈 상태로 보아도 될 것이다. 또한 현재까지의 문화적, 제도적 맥락 하에서 이들이 일반적으로 빈곤과 고립의 위험을 더 크게 경험할 수 있다는 점에서 불안정 계층의 확대로 이어질 가능성을 내포하고 있다.

복지국가 역사에서 청년이 정책의 주요 관심 집단으로 대두된 것은 그리 오래된 일이 아니다. 한국의 경우 1997년 외환위기와 2008년 세계 금융위기를 거치면서 글로벌 경쟁 체계의 심화, 노동시장의 유연화 등으로 청년 세대는 강도 높은 환경적 도전에 직면해 왔다. 1997년 외환위기의 경우 전연령에 걸쳐 자살률이 크게 높아지는 양상을 보였는데, 2008년의 경우는 특히 청년층의 자살률이 높아지는 특징을 보였다(노법래, 2014) 여기에 더해 2000년 이후 급속하게 진행된 탈산업화와 최근의 지능정보사회 출현 논의 등 급속한 산업 구조의 변화는 청년층의 삶의 불안정성을 더욱 가중하는 배경으로 작용하고 있다. 청년의 삶의 질과 관련성이 높은 실업률, 자살률, 건강 관련 지표 등에서 악화 양상이 관찰되는 것은 사회적 불안정성의 심화가 누적된 결과라고 할 수 있을 것이다.

본 연구는 이런 도전 상황을 살아가고 있는 한국 청년의 삶의 경로를 추적 관찰하고자 한다. 본 연구의 주된 관심사인 생애사에 대한 총체적 접근(holistic approach)은 삶의 다양한 경험들의 연결 구조를 전체적으로 다루는 방법론적 시도라고 할 수 있다(Pollock, 2006). 생애사를 전반적 수준에서 조망하고자 하는 이와 같은 접근은 생애사적 경험 간 존재하는 연결고리와 다양한 삶의 경로를 추적할 수 있게 해준다. 이를 통해 청년의 삶의 경로를 이해하고 각 생애사적 상태(status) 간 전이(transition) 정도를 실증적으로 관찰할 수 있을 것이다. 한국 청년의 삶을 실증적으로 조명하는 연구들 가운데 특정 설명 변인이 연구자의 관심에 따라 설정된 상태 이행(취업, 결혼, 출산 등) 미치는 영향을 개별적으로 다룬 연구는 있었다. 그러나 한국의 청년을 대상으로 삶의 경로를 전체적으로 조망하는 접근을 취한 실증

연구는 거의 없었다.

여기서는 한국 청년의 생애 경험을 취업, 결혼, 출산 경험의 조합을 중심으로 다루고 각 경험이 어떤 연결구조를 전체적으로 다루기 위해 multi-state model을 활용하기로 한다. 아울러 경제적 불안정이 청년의 생애 경험에 미치는 영향을 검토하기 위해서 소득 집단별로 생애 경로가 어떻게 달라지는지 관찰하고자 한다. 이상의 논의를 바탕으로 연구 문제를 요약하면 다음과 같다.

연구문제1: 한국 청년의 취업, 결혼, 출산 경험은 연령에 따라 어떻게 달라지는가?

연구문제2: 그와 같은 생애 경험은 소득 수준에 따라 어떻게 달라지는가?

2. 분석방법

1) 분석 데이터

본 연구는 한국복지패널 1차자료(2006년)부터 분석 시점에서 가장 최근 자료인 13차(2018년)자료를 결합하여 활용하고자 한다. 한국복지패널은 가구 구성, 소득 등의 변화와 관련된 주요한 변수가 제공되고 있으며, 상대적으로 장기간에 걸친 추적자료라는 측면에서 본 연구의 목적에 부합한다. 본 연구에서는 대상 자료에서 청년층으로 정의한 25세부터 39세까지의 자료를 활용하되 자료 전달에 따른 추정의 불안정성을 최소화하기 위해 6개 년도 이상 추적 관찰된 대상만을 분석에 포함하였다. 최종적으로 분석에 포함된 개인은 23,073명이었다.

본격적인 multistate model 분석에 앞서 진행한 자료 가공 과정은 크게 두 단계로 구성이 된다. 첫 단계는 개인의 연령별 상태(status)를 측정했다. 본 연구는 취업, 결혼, 출산 여부와 관련해서 6개의 상태를 분석에서 고려하였다. 6개의 상태는 “미취업-미혼”, “미취업-결혼”, “미취업-결혼-유자녀”, “취업-미혼”, “취업-결혼-무자녀”, “취업-결혼-유자녀” 로 나누었다.

물론 “미취업-미혼-유자녀” 와 같이 미취업 및 미혼 상태에서 자녀가 있는 경우도 있을 수 있지만 케이스가 극히 적어 분석에서 제외하였다. 이때, 자녀 여부를 측정하기 위해서 패널자료에서 제공하고 있는 “가구주와의 관계” 코드를 활용하여 다양한 조합의 가능성을 고려했다. 예를 들어, 같은 가구에 속한 가구원이 각각 “가구주”, “가구주의 첫째 자녀” 와 같은 경우와 “가구주의 첫째 자녀의 배우자” 와 “가구주의 첫째 자녀의 첫째 자녀” 등과 같은 경우도 모두 전자가 후자의 부모로 분류할 수 있도록 고려했다.

두 번째 단계는 6개 상태를 하나의 벡터로 연결한 시퀀싱(sequencing) 자료를 생성하고, 이 자료를 바탕으로 각 개인이 6개 상태의 진입 연령과 이탈 연령에 대한 정보를 구했다. 이때, 특정한 상태 변환을 경험하지 않은 경우는 관찰의 마지막 시점(연령)에서 우측절단(right-truncated)된 것으로 처리했다. 관측자료가 초기에 없는 좌측절단(left-truncated)된 케이스의 경우는 분석 대상 시점의 이전 시점(24세)에 “미취업-미혼” 상태에 있는 것으로 간주하고 분석에서 다뤘다.

2) 분석방법

반복측정 자료에서 특정한 사건 발생 확률을 추정하는데 일반적으로 생존분석(survival analysis)을 활용하게 된다. 생존분석은 사망과 같이 의학이나 생물학 분야에서 주로 다루는 사건 이외에도 시간의 흐름과 밀접한 관련성이 있는 생애사의 주요 사건(출산, 탈빈곤, 기업의 도산 등)의 발생을 추정하는 데에 다양하게 활용될 수 있다. 일반적인 생존분석은 한 가지 형태의 사건 발생을 다루게 되는데 분석에서 다루고자 하는 사건이 여러 가지이거나 특히, 특정한 사건의 발생이 이전의 또다른 사건 발생에 의해 영향을 받는 경로구조가 존재할 경우에는 multistate model을 활용하여 “사건의 흐름”을 모형화할 필요가 있다. 간단히 말해 multistate model은 매개 경로로 연결된 상태의 전환 구조를 다루는 방법이라고 할 수 있다(Putter et al., 2007).

예를 들어 본 연구처럼 출산 경험을 중요한 생애 경험으로 다룰 경우 출산에 큰 영향을 미치는 결혼이 매개 사건의 성격을 지닐 수 있는 것이다. 아울러 혼인은 취업 상황에 의해 영향을 받을 수 있다는 점에서 취업은 혼인과 출산으로 이르는 생애사에서 매개 사건이 될 수 있다. 따라서 취업, 결혼, 출산으로 구성된 상호 배타적인 생애사의 특정 상태(status)를 상정하고 각 상태에서 다른 상태로 시간에 따라 변환되는 확률을 구함으로써 청년기 주요한 생애 과업인 취업, 결혼, 출산과 관련한 사건의 흐름을 전체적으로 조망할 수 있게 된다. 아울러 각 이행 경로의 전환 곡선을 구하게 되면 분석에서 고려하는 시간적 범위(본 연구에서는 25세~39세)에서 각 상태의 시기별 비중을 추정할 수 있는 것이다.

시간 경과 t 에 따른 i 상태에서 j 상태로의 이행 수준(transition intensity 혹은 hazard rate)는 다음과 같이 일반화할 수 있다. 여기서 T 는 상태 i 에서 j 로 이행하는 전체 관측 시간을 의미한다.

$$\lambda_{ij}(t) = \lim_{\Delta t \downarrow 0} \frac{\text{Prob}(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t}$$

따라서 특정 시점(t)까지의 i 상태에서 j 상태로의 변환 비율(cumulative hazard)는 다음과 같이 구할 수 있게 된다.

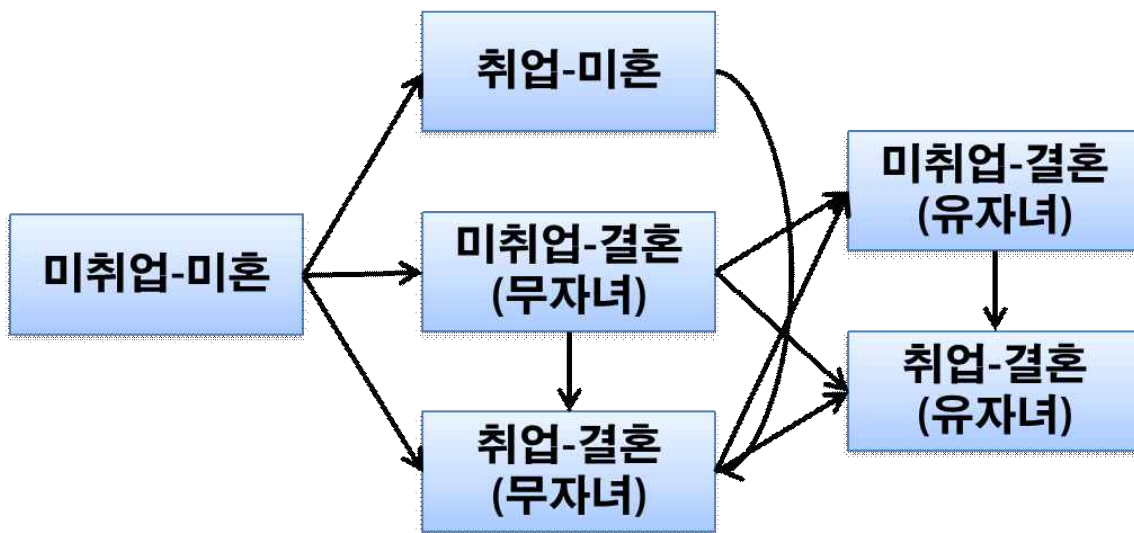
$$\Lambda_{ij}(t) = \int_0^t \lambda_{ij}(s) ds$$

여기서 한 가지 중요하게 고려할 점은 t 를 어떻게 정의하는가 하는 문제이다. 즉 t 를 초기 상태(initial state)에서 계속 측정된 값을 활용할 것인지(clock forward 방식), 매 상태 전환 시점별로 새롭게 측정할 것인지(clock reset 방식)를 택할 필요가 있다. 본 연구는 취업, 결혼, 출산과 관련된 사건 발생 확률이 연령에 전반적인 영향을 받는다고 가정하고 분석의 초기 시점인 25세부터 각 관찰 시점의 연령 차이를 경과 시간으로 정의하였다. 각 전환 경로별 이행 수준에 대한 분석 결과와 Markov model의 활용을 통해서 청년기 생애 경험(상태)의 연령별 비중을 추정할 것이다. 분석을 위해 R언어의 “mstate” 패키지(de Wreede et al. 2011)의 관련 함수를 활용하였다.

아래 [그림1]은 본 연구에서 다루는 청년층의 생애 경로 모형을 도식화한 것이다. 각 네모는 생애 경험 상태(status)를 의미하며 화살표는 모형에서 상정한 가능 이행 경로를 의미한다. 초기 상태(initial status)는 “미취업-미혼”이며 모형에서 최종상태(absorbing status)는 “취업-결혼-유자녀”인 경우로 설정하였다. 경로 모형을 세로로 세 단계로 나누어 본다면 미취업-미혼 상태에서 취업 혹은 결혼을 한 상태를 경유해 자녀가 있는 두 가지 주요 상태로 전환되는 경로를 지닌다고 할 수 있다.

본 연구의 생애 경로 모형에서는 취업, 미혼, 자녀(출산)와 관련해서 이전 상태로 전환되는 경우는 고려하지 않았다. 즉, 결혼 경험 이후 이혼 등으로 미혼 상태가 되거나 취업 이후 실직 등으로 인하여 미취업 상태가 되는 등 이전 상태로의 전환은 분석에서 고려하지 않았다. 본 연구의 분석 목적이 주요한 생애사적 사건의 경험 여부가 어떻게 누적되어 가는지 관찰하는 것에 있어 이전 단계로의 회귀는 고려하지 않은 것이다. 특히, 본 연구의 분석 모형에서 최종상태를 형성하는 주요 경험인 자녀 출산의 경우 이전 단계로의 회귀가 존재할 수 없기 때문에 분석상 어려움은 없다고 판단하였다.

[그림 1] 청년 생애 경험 경로 모형



3. 분석결과

1) 기술통계

분석 대상의 일반적 특성은 다음과 같다. 성별 분포의 경우 남성은 11,051명, 여성은 12,022명이었으며 비율은 각각 47.9%, 52.1%를 차지했다. 개인별 시기 전체에 걸친 가구균등화 경상소득 평균은 연4955.4만원, 표준편차는 2776.7이었다. 분석 대상의 중위 출생연도는 1979년이었으며 1971년생부터 1989년생까지 분석에 포함되었다.

〈표 1〉은 6가지 상태의 연령별 분포를 제시한 것이다. 25세에 가장 큰 비중을 차지하는 “취업-미혼”은 50.59%이었으며, 다음으로 “미취업-미혼”이 42.15%를 점하는 것으로 나타났다. 분석 대상 연령의 중위 수준에 해당하는 32세의 경우도 가장 큰 비중을 차지하는 상태는 33.03%의 “취업-미혼”이었는데, 다음으로 큰 비중을 차지하는 것은 24.34%의 “취업-결혼-출산” 상태였다. 분석의 최종 연령집단인 39세의 경우 “취업-결혼-출산” 집단이 52.93%로 가장 큰 비중을 차지하였으며, “미취업-결혼-출산”이 21.2%로 다음을 이었다.

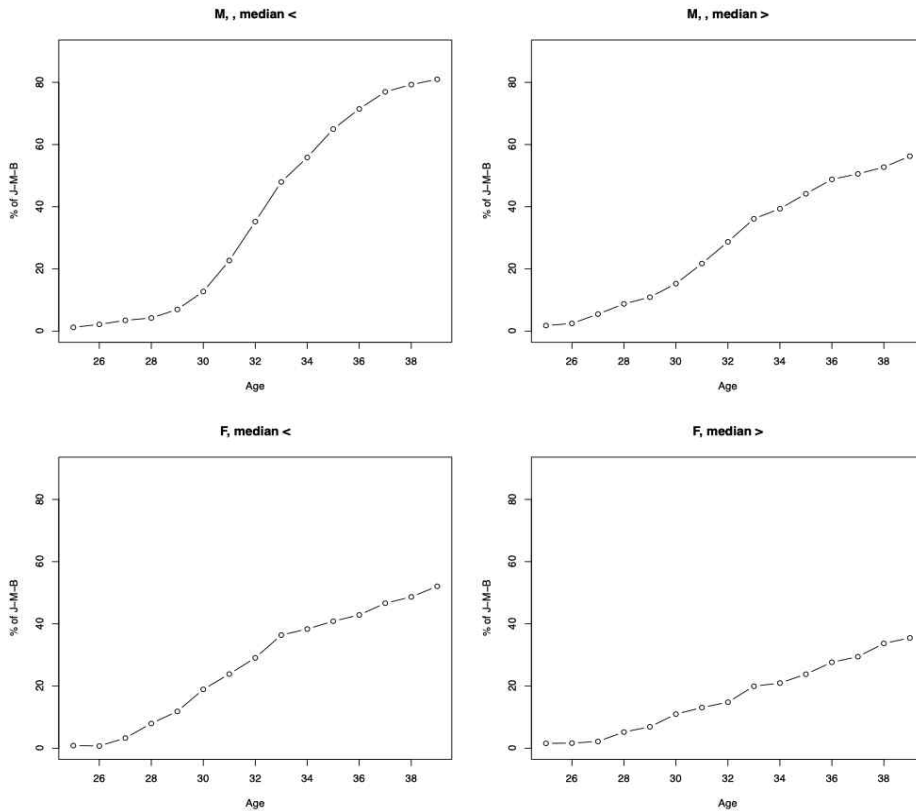
〈표 1〉 연령별 생애 경험 상태의 구성 비율

연령	상태(%)					
	미취업* 미혼	미취업* 결혼	취업* 미혼	취업* 결혼	미취업* 결혼* 자녀	취업* 결혼* 자녀
25	42.15	1.72	50.59	1.94	2.65	0.96
26	32.40	3.40	55.81	3.53	3.54	1.32
27	24.66	3.91	57.46	5.51	5.57	2.89
28	20.62	4.86	53.62	8.19	7.09	5.63
29	16.55	4.85	49.73	10.85	10.02	8.00
30	12.39	5.12	44.36	12.69	12.59	12.84
31	9.31	4.79	37.22	13.43	16.91	18.34
32	7.42	4.13	33.03	11.71	19.37	24.34
33	6.92	3.14	26.01	10.86	21.30	31.76
34	6.56	2.72	23.24	9.17	23.26	35.05
35	6.39	2.26	21.03	7.33	23.36	39.62
36	5.87	1.23	19.21	6.23	23.63	43.83
37	5.40	1.74	17.78	4.83	22.93	47.32
38	4.99	1.10	17.11	4.37	22.23	50.21
39	4.55	0.48	16.20	4.63	21.20	52.93

[그림 2]는 “취업-결혼-출산” 상태에 한정하여 연령별 비율 변화를 성별 및 소득 집단별로 나누어 비교한 결과를 제시한 것이다. 그림의 첫째 행은 남성(M)을, 둘째 행은 여성(F)에 대한 분석 결과를 의미하며 열 각각은 중위소득 이상(median <)과 중위소득 미만(median >) 집단을 의미한다. 네 집단 모두 연령이 높아짐에 따라 해당 상태가 차지하는 비율이 증가하는 추세를 보이고 있다. 남성-중위소득 이상의 집단의 경우는 특히 30대 초반에 비율이 급격히 상승하는 구간이 있는 것으로 나타났다. 전반적으로 남성이 해당 상태에 있는 경우가 많은 것으로 나타났다. 뒤에서 살펴보겠지만 이는 여성의 경우 남성의 경우 거의 관찰되지 않는 미취업 상태에서 결혼과 출산 경험을 가지는 경로가 많기 때문이다.

소득 수준 또한 해당 경험의 비율에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 남성의 경우 39세 시점에서 중위소득 이상 집단의 경우 80%이상이 이행한 것으로 나타났으나, 중위소득 이하 남성 집단의 경우는 50%를 근소하게 상회하는 비율을 보였다. 여성의 경우도 남성과 같은 큰 폭의 차이는 아니지만 소득 수준이 낮은 집단의 이행 비율이 낮은 것으로 나타났다.

[그림 2] “취업-결혼-출산” 상태의 연령에 따른 변화 비교



2) Multistate 추정결과

아래 [그림3] 은 multistate 분석 결과를 바탕으로 연령별 상태 변화에 대해 추정한 결과를 제시한 것이다. 가로축은 25세부터 39세까지의 연령을 나타내고 있으며, 세로축은 각 상태의 상대적 비율을 나타내고 있다. 그림은 연령에 따른 상태 비중의 변화를 나타내고 있다. 추정 결과 해당 상태가 거의 없는 경우는 별도의 상태명을 표기하지 않았다. 시기별 상태 비중의 추정치는 아래 <표2> 에 별도로 제시했다. [그림3] 의 좌측은 남성 집단을 우측은 여성 집단을 나타내고 있다.

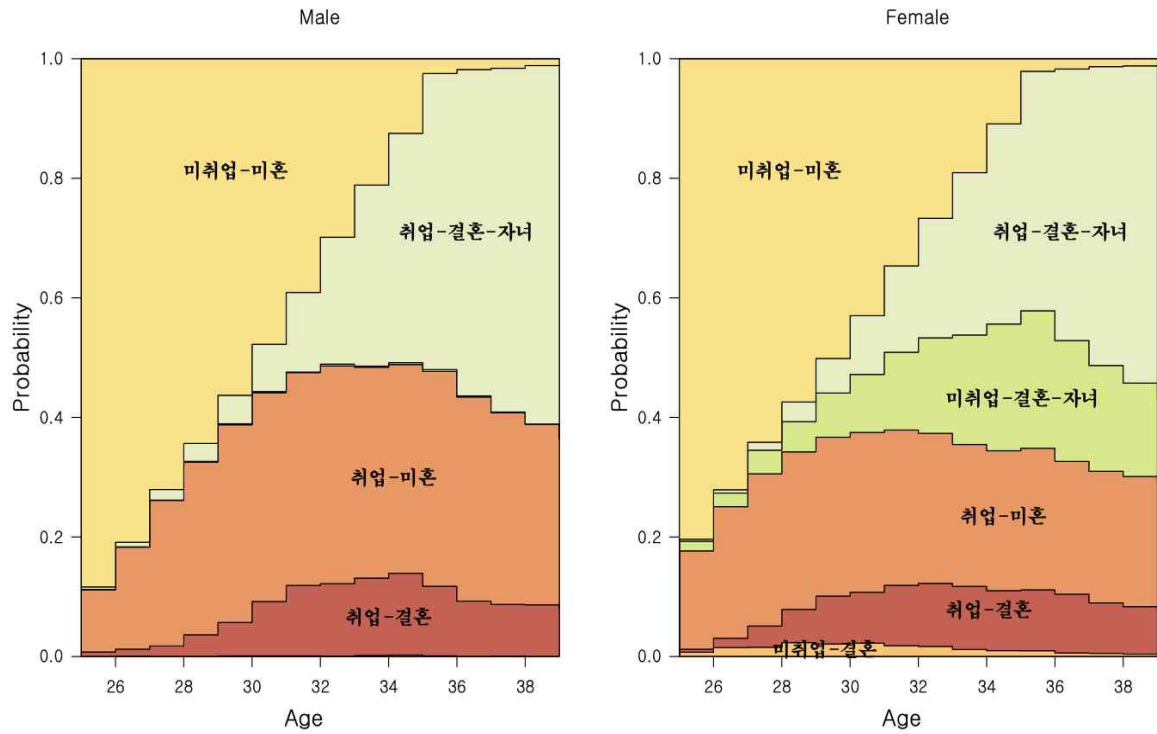
먼저 남성 집단에 대한 추정 결과를 살펴보면 25세 때 다수를 구성하던 “미취업-미혼” 상태가 지속적으로 감소하는 추세가 존재함을 알 수 있다. 34세 전후를 거치면서 “취업-결혼-자녀” 집단의 비중이 커지는 추세가 더욱 가속되는 패턴이 있는 것을 관찰할 수 있다.

여성의 경우 남성과 달리 “미취업-결혼-자녀” 집단이 일정한 비중을 차지하는 점을 확인할 수 있다. 이는 전업주부 상태로 지내는 경우가 남성에 비해 여성의 경우 두드러짐을 의미한다. 남성과 유사하게 25세 때 다수를 형성하는 “미취업-미혼” 집단이 연령이 높아짐에 따라 지속해서 감소하는 패턴이 관찰된다. 결혼상태와 관련있는 “미취업-결혼-자녀” 와 “취업-결혼-자녀” 가 30세를 넘어가면서 빠르게 증가하는 양상이 있음을 관찰할 수 있다. 아울러 34세를 넘어가면서 자녀가 있는 집단이 빠르게 증가하는 추세가 나타났다.

성별에 상관없이 공통적으로 나타나는 패턴 가운데 하나는 “미취업-미혼” 에 속하는 집단이 30세 중반을 넘어가면서 절대적인 비율은 낮지만 변화없이 일정하게 유지되는 패턴이 존재한다는 점이다. 아울러 같은 미혼 집단인 “취업-미혼” 도 일정한 비율을 차지하고 있으나 일정한 비율을 유지하고

있음을 알 수 있다. 이는 취업, 결혼으로의 이행을 하지 않는 특정한 인구 집단이 존재한다는 것을 의미하며, 이와 같은 “비이행” 궤적을 보이는 집단이 소득수준과 같은 공통된 집단 특성이 있을 수 있다는 탐색적인 시사를 준다.

[그림 3] 연령에 따른 생애 상태 비중 변화



<표 2> 연령에 따른 성별 생애 상태 변화 추정 결과

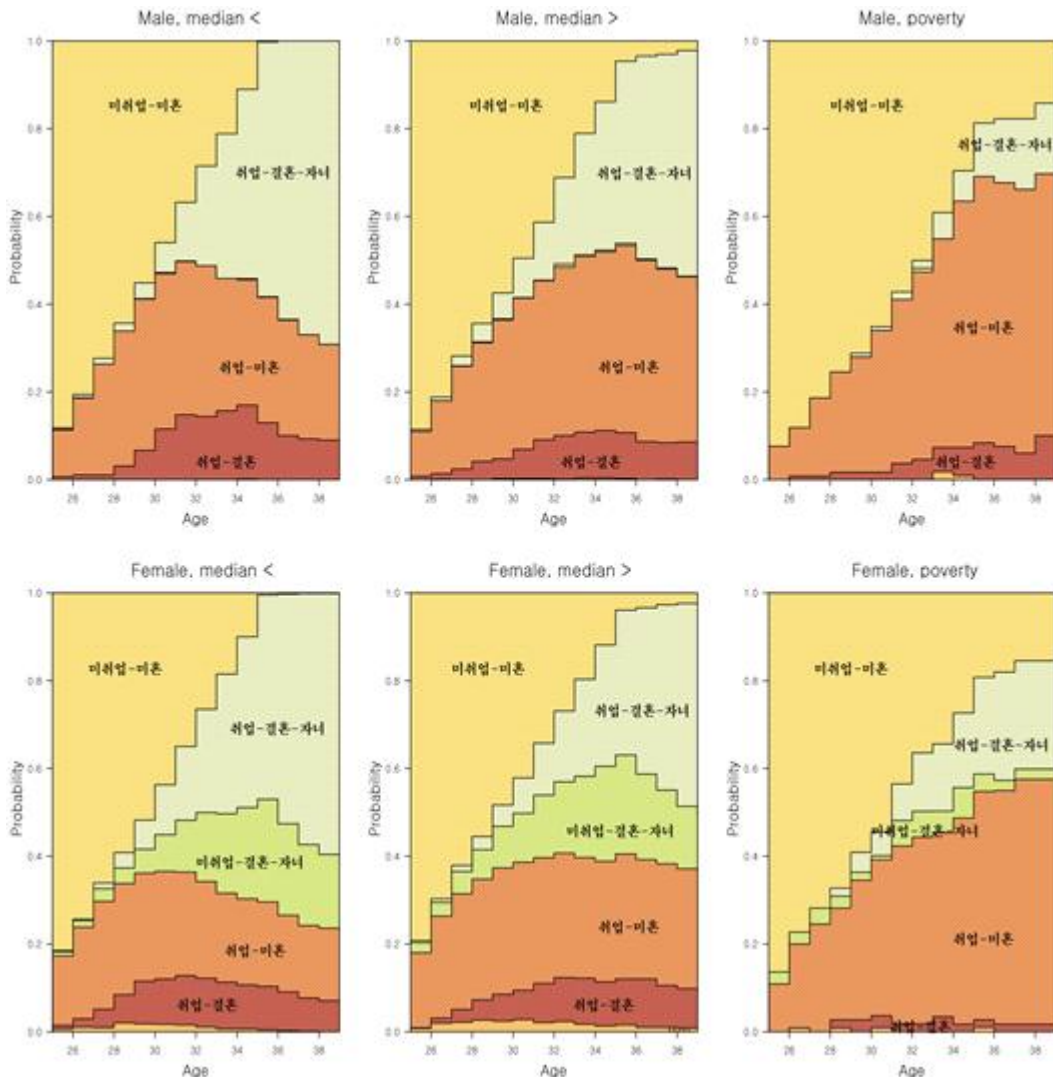
성별	연령	상태(%)					
		미취업* 미혼	미취업* 결혼	취업* 미혼	취업* 결혼	미취업* 결혼* 자녀	취업* 결혼* 자녀
남성	25	88.35	0.00	10.41	0.76	0.06	0.41
	30	47.77	0.12	34.93	9.09	0.18	7.91
	35	2.47	0.13	35.93	11.64	0.31	49.53
	39	1.14	0.00	28.22	8.17	0.06	62.41
여성	25	80.38	0.72	16.45	0.5	1.61	0.33
	30	42.98	2.23	26.73	8.53	9.70	9.82
	35	2.10	0.97	23.69	10.19	23.00	40.06
	39	1.12	0.20	21.19	7.63	13.94	55.92

[그림 4]는 앞에서 제시한 [그림 3]과 마찬가지로 연령에 따른 상태 변화를 집단별로 비교한 결과이다. <표 3>과 <표 4>는 남성과 여성의 연령별 상태 비율 추정치를 표의 형태로 제시한 것이다. 여기서는 성별 집단을 중위소득 이상 집단, 중위소득 미만 집단, 빈곤 집단으로 나누어 상태 비율 변화를 살펴본 것이다. 빈곤 집단은 평균 중위소득의 50% 미만의 평균치를 보여주는 집단으로 정의하였다.

소득수준이 낮을수록 “미취업-미혼” 상태에 있는 집단의 비중이 높은 패턴이 있는 것으로 나타났다. 특히, 빈곤집단의 경우 30대 초반까지는 “미취업-미혼”의 비중이 점차 감소했으나, 이후는 약 15%-20% 수준으로 일정한 비율을 지속해서 유지하는 것으로 나타났다. 이는 성별에 상관없이 동일한 패턴이 나타났다.

소득집단별로 가장 큰 비중 차이를 보낸 상태는 “취업-결혼-자녀”였다. 모든 소득 집단에서 30세 이전까지는 해당 상태에 속하는 비중이 높지 않았으나 이후 비중 변화는 소득 수준에 따라서 큰 차이가 있음을 알 수 있다. 중위소득 이상의 남성 집단의 경우 39세에 해당 상태에 속하는 집단이 약 71%였으나, 빈곤 집단의 경우는 약 16%에 그치는 것으로 나타났다. 여성의 경우 “취업-결혼-자녀”의 비중은 39세 때 중위소득 이상 집단의 경우 약 63%였으며, 빈곤집단의 경우는 약 25% 수준에서 머무는 것으로 나타났다.

[그림 4] 연령에 따른 생애 상태 비중 변화(성별 및 소득수준별)



〈표 3〉 연령 및 소득에 따른 생애 상태 추정(남성)

소득	연령	상태(%)					
		미취업* 미혼	미취업* 결혼	취업* 미혼	취업* 결혼	미취업* 결혼* 자녀	취업* 결혼* 자녀
중위 이상	25	88.19	0.00	10.62	0.72	0.12	0.36
	32	28.52	0.00	34.36	14.41	0.00	22.71
	39	0.00	0.00	20.50	8.43	0.00	71.07
중위 미만	25	88.52	0.00	10.21	0.81	0.00	0.46
	32	31.15	0.12	38.41	9.94	0.71	19.67
	39	2.19	0.00	35.18	8.25	0.13	54.24
빈곤	25	92.37	0.00	7.63	0.00	0.00	0.00
	32	50.04	0.00	42.73	4.61	0.89	1.73
	39	14.20	0.00	57.54	12.19	0.00	16.07

〈표 4〉 연령 및 소득에 따른 생애 상태 추정(여성)

소득	연령	상태(%)					
		미취업* 미혼	미취업* 결혼	취업* 미혼	취업* 결혼	미취업* 결혼* 자녀	취업* 결혼* 자녀
중위 이상	25	81.50	0.64	15.83	0.86	0.96	0.21
	32	26.48	1.09	22.04	11.11	15.71	23.56
	39	0.11	0.00	16.02	5.91	15.02	62.94
중위 미만	25	79.19	0.81	17.11	0.12	2.31	0.46
	32	26.90	2.36	28.38	9.99	16.24	16.14
	39	2.24	0.44	26.62	9.43	12.69	48.57
빈곤	25	86.36	0.00	10.91	0.00	2.73	0.00
	32	36.44	0.00	42.54	1.82	5.89	13.31
	39	15.45	0.00	55.81	1.73	2.33	24.67

4. 결론

본 연구는 25세부터 39세 사이의 청년 집단의 취업, 결혼, 출산과 관련된 생애사적 경험 과정을 실증적으로 관찰하고 소득 수준이 그와 같은 생애사적 경험에 어떤 영향을 미치는지 살펴보고자 하였다. 이를 위해서 본 연구는 한국복지패널 자료를 바탕으로 multistate model을 활용해 생애 경험의 이행경로를 추정하였다.

이상의 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 청년층의 생애사 이행 경로에서 성별 차이가 뚜렷한 양상이 있었다. 남성의 경우 대부분 취업 상태에서 결혼으로 이행하는 패턴을 보였다. 미취업 상태에서 결혼으로 이행하는 집단은 거의 없는 것으로 나타났다. 한편, 여성의 경우 미취업 상태에서 결혼으로 이행하는 집단이 일정한 비중으로 존재했으며, 이들 집단은 빠르게 출산으로 이행하는 것으로 나타났다. 따라서 자녀가 없는 “미취업-결혼” 상태는 상대적으로 적은 비중만을 차지했다.

둘째, 청년층의 생애 과정에는 소득이 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 성별에 상관없이 소득은 결혼과 출산에 영향을 미치는 중요한 요인임을 관찰할 수 있었다. 중위소득 이상의 소득집단에서는 30대 중반 이후 자녀가 있는 경우가 대다수를 이루는 양상을 모였으나, 중위소득 미만, 빈곤집단으로 갈수록 그 비중은 급격히 감소하는 것으로 나타났다. 특히 빈곤 집단 청년층의 경우 30대 후반에 이르러서도 대다수가 미혼 상태에 있는 것으로 나타났다.

셋째, 분석에 포함된 청년층 가운데 취업, 결혼, 출산 모두에서 아무런 생애 경험이 없는 집단이 있는 것으로 나타났다. 이들 집단은 빈곤 집단에서 주로 관찰되었다. 이와 같은 “미경험” 집단은 빈곤 집단에서 30 중반을 넘어가면서 약 15% 정도 수준을 일정하게 유지하는 것으로 나타났다. 일정 시점 이후부터 비중에서 변화가 거의 없다는 것은 이후 생애기에도 해당 상태를 유지하는 집단이 있음을 시사한다.

본 연구의 분석 결과를 바탕으로 정책적 함의를 도출하면 다음과 같다. 우선 한국의 저출산 상황과 관련해 결혼 및 출산과 관련된 생애사 경험이 소득 수준에 따라 달라진다는 본 연구의 분석 결과는 관련 정책에 대한 시각이 근본적으로 달라질 필요성이 있음을 제기한다. 그간 한국의 저출산 정책은 상당 부분 출산보조금 정책과 같이 단기 현금 정책에 치중한 측면이 있었다. 그러나 이와 같은 접근은 생애사 경험과 관련해 두 가지 측면에서 한계를 지닐 수 있다. 우선 이와 같은 정책은 출산 이전에 결혼에 대한 의사결정에는 거의 영향이 없다는 점이다. 한국 사회와 같이 결혼 후 출산이라는 패턴이 고정적이고 그 이외의 출산 경험에 대해서 상당한 사회문화적 저항이 존재하는 상황에서는 더욱 영향이 없을 가능성이 크다.

다음으로 소득에 따라 출산 경험이 달라진다는 분석 결과는 일견 현금성 유인 정책이 일정한 효과를 지닐 수 있음을 의미할 수도 있다. 그러나 경제적 요소가 출산 결정에 중요하다는 점은 역으로 대부분의 현금성 유인 정책이 단기적이며 출산과 양육에 따른 부담을 경감하기에는 부족할 수밖에 없다는 점에서 그 실효에 대한 의구심이 들게 만든다. 따라서 한국의 저출산 정책은 청년의 경제적 안녕과 직결된 노동시장 문제, 주택 문제와 같은 보다 근본적인 차원에서 접근할 필요가 있는 것이다.

또한 최근 청년의 결혼이나 출산과 관련한 의사결정이 개인주의의 심화와 같은 문화적인 요소가 강하게 작용하고 있다고 보는 시각도 한계가 많다고 할 수 있겠다. 물론, 개인의 삶을 중요하게 여기는

문화적인 추세가 결혼이나 출산에 영향 미칠 수도 있겠으나 그것이 경제적 요인과 비교했을 때 어느정도 설명력을 지니는가에 대한 설득력 있는 증거는 부족하다. 설사 개인주의적 문화의 확산을 인정한다고 해도 그와 같은 변화가 결혼이나 출산에 결정적인 영향을 미친다고 하기보다는 결혼 이후 가족 내 역할 변화에 영향을 미치는 요소로 작용할 가능성이 더 클 수도 있다. 프라이버시와 개인의 다양한 삶의 선택을 존중하는 서구 주요 국가에 비해 낮은 한국의 출산율을 개인주의 문화의 확산으로 설명하는 것은 한계가 있는 것이다.

한편으로 취업, 혼인, 출산과 관련한 생애 경험이 없는 집단이 일정한 비율로 유지되고 있음을 확인하였다. 취업, 혼인, 출산과 관련한 선택은 개인의 자유에 속한 영역이므로 이를 부정적 시각으로 바라보는 태도는 지양해야 할 것이다. 그러나 이들 집단이 노동시장, 가족을 통해 확보할 수 있는 자원이 한정되어 있다는 점에서 정책적인 고려가 필요하다고 할 수 있다. 부모 세대의 노쇠 및 사망, 그리고 본인의 취약한 사회적 자본 등의 문제로 이들이 이후 생애사에서 취약한 상황에 놓일 가능성이 크기 때문이다. 이들 집단이 빈곤 계층에 다수 관찰된다는 점에서 취약성은 더욱더 크다고 할 수 있다. 생애사의 주요 경험과 유리된 이들 “비경험” 집단이 주로 어떤 특성을 공유하고 있으며, 이들의 니즈가 무엇인지 체계적으로 검토할 필요성이 있을 것으로 보인다.

본 연구의 한계점과 향후 연구를 위한 제안 사항은 다음과 같다. 본 연구에서는 소득수준을 기준으로 집단 구분을 통해 각 집단의 경로 변화를 연령별 상태(status)의 비중 변화에 대한 비교를 중심으로 분석을 진행하였다. 취업, 결혼, 출산과 같은 주요 선택에 다양한 요인이 작용할 수 있는바 추후 연구에서는 여타의 인구사회학적 요인을 결합하여 소득이 미치는 영향을 보다 엄밀하게 추정하는 작업이 필요할 것으로 생각한다. 그리고 본 연구에서 소득을 가구소득으로 설정함에 따라 본인과 여타의 가족(특히, 부모)의 소득이 분리되어 분석에 포함되지 않은 한계를 지적할 수 있을 것이다. 경제적 자원의 다양성을 고려해 이를 분석에 반영한다면 소득과 생애 경험 사이의 관련성을 보다 체계적으로 관찰할 수 있을 것으로 기대한다.

참고문헌

- 노법래. (2013). 자아의 위기와 한국 자살발생의 인구학적 구조 변동: 자살에 대한 사회심리학적 접근. 보건사회연구, 33(4), 218 - 244.
- de Wreede, L. C., Fiocco, M., Putter, H. (2011). mstate: An R Package for the Analysis of Competing Risks and Multi-State Models. Journal of Statistical Software, 38(7).
- Pollock, G. (2007). Holistic Trajectories: A Study of Combined Employment, Housing and Family Careers by Using Multiple-sequence Analysis. Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society), 170(1), 167 - 183.
- Putter, H., Fiocco, M., Geskus, R. B. (2007). Tutorial in biostatistics: competing risks and multi-state models. Statistics in Medicine, 26(11), 2389 - 2430.

Session 2

제3주제 정신건강

1. 신규 빈곤진입 과정에서의 정신건강 변화
 2. 세월호 참사 전후의 한국 성인의 우울 궤적 분석: 분할함수 잠재성장 모형을 사용하여
-

신규 빈곤진입과정에서의 정신건강 변화

이종하 (인덕대학교 사회복지학과 조교수)

김윤희 (유한대학교 보건복지학과 조교수)

1. 서론

사회복지분야에 있어서 가장 오랜 관심사 중에 하나는 빈곤이다. 넓은 의미로 빈곤은 ‘인간다운 생활을 누리는데 필요한 최소한의 자원을 보유하지 못한 상태’라고 할 수 있다(장세훈, 2006). 이러한 빈곤문제는 경제적 결핍만을 의미하는 것이 아니라 다양한 기회의 결핍, 사회적 소외, 교육 등 다양한 결핍이 중첩되어 문제를 심화시키고 있다(박경숙 외, 2006). 심지어 한국사회는 저성장의 시대에 진입하면서 불평등이 더 심각해지며, 계층 간의 갈등이 깊어지고 빈곤탈출이 어려워지고 있다(장세훈, 2006).

장기화되는 빈곤문제에 있어서 정신건강의 문제가 병행되는 것은 심각한 결과를 초래할 수 있다. 선행 연구들은 빈곤과정에서의 사회적 스트레스가 정신건강문제를 발생시킨다고 설명하고 있다(Thoits, 1995; Aneshensel, 1992; Mirowsky and Ross, 1989). 빈곤상태와 같이 취약한 상황에서는 스트레스를 극복하기 위한 자원이 부족하고 더욱 나빠질 확률이 높아지는 것이다(이상문, 2008). IMF이후 한국사회는 경제적 어려움과 개인의 정신건강에 대하여 많은 연구들이 진행되어져 오고 있다(박상규, 이병하, 2004; 정기선, 2000; 문창진, 1998). 하지만 이 연구들은 빈곤계층의 정신건강을 횡단적으로 살펴보았을 뿐, 종단적으로 정신건강의 과정을 살펴보지 못하였다. 만약 빈곤의 진입과정에서 정신건강문제의 변화는 어떻게 나타나는지 살펴볼 수 있다면, 빈곤에 대한 개입의 관점을 다양하게 확대할 수 있을 것이다. 이왕원 외(2016)의 연구를 살펴보면 가족원이 우울과 가정불화가 2년 후의 경제박탈에 가장 유의미한 영향을 끼친다고 언급하였으며, 빈곤화 과정에서 정신건강의 문제를 중요한 요인으로 제시하였다.

정신건강문제와 사회경제적 상황에 대한 관계를 설명하는 이론으로 대표적인 것이 사회선택론과 사회원인론이다. 사회선택론은 개인의 특성과 정신건강문제가 그 사람의 사회경제적 지위에 영향을 미친다는 관점이며, 사회원인론은 사회경제적 환경이 개인의 특성과 정신건강문제에 영향을 미친다고 본다(Gupta, Huston, 2009). 즉, 빈곤한 환경으로 인하여 정신건강의 문제가 생기는지, 정신건강문제로 인하여 빈곤에 이르게 되는지에 대해서 살펴볼 필요가 있다. 많은 연구들은 사회원인론에 초점을 맞추는 경향을 보이고 있다. 빈곤의 문제가 지속되어서 알코올 중독 및 우울감이 증가한다고 보는 사회원인론 관점에서 진행된 연구(성준모, 2010; Koster et al, 2006; Dohrenwend, 1992)가 있는 반면, 정신건강문제로 인하여 빈곤문제가 심각해진다고 보는 사회선택론의 관점(Lever, 2005)도 있다.

본 연구에서는 앞의 이론적 관점을 바탕으로 하여 빈곤과 정신건강과의 관계를 보다 확실하게 규명하고자 종전에는 일반가구였으나 빈곤으로 진입한 신규빈곤가정의 정신건강의 변화상황을 살펴보고자 하였다. 신규빈곤에 진입의 경우 이전 2-3년간 빈곤과 관련된 사건이 지속적으로 발생하여, 정신건강 문제가 나타났다고 하면 사회선택론이 아닌 사회원인론으로 보는 것이 타당하다고 판단된다. 또한 빈곤진입 이후에도 정신건강의 문제가 어떻게 변화해나가는지 살펴보는 것이 중요할 것이다. 반면, 꾸준히 정신건강문제가 존재하며 일정 기간 동안에 정신건강문제에 대한 변화가 나타나지 않는다면, 사회선택론을 지지하는

결과라 생각할 수 있다. 이를 보다 분명하게 확인하고자 비빈곤이 계속 유지되고 있는 집단을 비교집단으로 상정하여 다집단분석을 통한 정신건강 궤적의 차이를 검증하였다. 이를 통해 빈곤한 대상자들의 정신건강 회복을 도모하기 위한 적절한 개입지점을 모색하고, 개입의 우선순위를 선정하는 데 있어서 보다 정확한 기초자료로 활용될 수 있을 것이다. 상기의 연구 목적을 달성하기 위한 연구질문은 다음과 같다. 첫째, 연구대상자의 정신건강 궤적은 어떠한가? 둘째, 연구대상자가 속한 집단에 따라 정신건강 궤적의 차이가 있는가? 셋째, 연구대상자의 정신건강 궤적의 예측요인은 무엇인가? 넷째, 연구대상자의 정신건강 궤적의 예측요인이 집단에 따라 다른가?

2. 이론적 배경

1) 빈곤요인과 빈곤화 과정

복지사회를 지향하는 국가는 빈곤에 대한 국가적 개입이 필수적이다. 사회적 연대를 중요한 가치로 하는 복지국가는 빈곤에 대한 적극적인 개입을 통하여 모든 국민이 안정된 삶을 영위할 수 있도록 해야 한다. 그러나 20세기에 들어와서 빈곤은 노동을 통해 탈 빈곤 할 수 있다는 단순한 인과론적 생각에 한계를 가지게 하였고, 다양한 원인과 더욱 복잡해진 요인들로 인하여 새로운 형태의 빈곤문화가 만들어졌다(남기민, 2010). 이러한 빈곤의 원인을 살펴보면 전통적인 빈곤원인으로서의 노령, 실업, 장애, 질병 등의 사회적 위험으로부터 노동시장의 유연화, 불안정한 고용, 저기술, 저임금 등의 신빈곤의 원인까지 다양한 위험요인들이 제시되고 있다(김영란, 2004).

빈곤에 대한 대책을 마련하기 위하여서도 빈곤층에 대한 규모를 파악하고, 생활실태를 조사하는 형태로 접근되었던 초기 연구와 탈 빈곤, 절대적 빈곤과 상대적 빈곤의 비교 등이 연구주제로 다루어졌고(석상훈, 김현수, 2012; 백학영, 구인회, 2010), 빈곤의 과정을 생애사 연구 등을 통하여 심층적으로 분석하기도 하였다(정미숙, 2007). 다양한 빈곤관련 연구에서 공통적으로 제시하고 있는 부분은 빈곤의 상황이 경제적 자원 부족만은 언급하는 것이 아니라 인적자원, 사회적 자원 등의 총체적 부족으로 인하여 불평등, 심리적 박탈, 문화적 가치로부터의 소외 등을 포함하는 복합적 의미로 빈곤이 정의된다는 것이다(장세훈, 2006). 또한, 기존의 노동을 통한 빈곤탈출을 기대했던 것과는 달리 열악한 저임금 노동과 고용의 불안정으로 일하지만 빈곤한 신빈곤층(New poverty)가 새로운 현상에 대한 적절한 대책이 제시되지 못하고 있다(김영란, 2004).

이혜숙과 임은하(2009)의 연구에서는 빈곤가정의 빈곤화 과정을 제시하면서 빈곤에 진입과정이 되는 우연한 사건(불안정한 직업, 건강문제, 실직, 중독, 불안정한 결혼 등)을 경험하고, 빈곤극복의지를 가지고 빈곤탈출을 위해 노력하지만, 지속적인 실패를 경험하면서 빈곤의 대물림이 되는 과정을 제시하였다. 물론, 빈곤극복의 의지와 사회적 자원, 가족의 응집력 등이 지속적인 빈곤탈출의 요인이 되고, 탈 빈곤이 나타나기도 한다. 하지만, ‘빈곤탈출률’이 6%로 나타나는 현실은 빈곤극복이 매우 어려운 상황임을 보여준다(정익중, 2005). 이러한 빈곤화 과정 안에서 지속적인 긍정적 자원(빈곤극복 의지, 가족의 응집력, 사회적 자원 활용 등)을 활용하기 위해서는 정신적 건강의 유지가 매우 필요하다고 판단된다.

2) 빈곤과 정신건강의 관계

많은 연구에서 빈곤층의 신체적 건강과 정신적 건강이 좋지 않다고 제시하고 있다(이민규, 2000; Caplan et al, 1989; Dooley, Caralano, 1980). 뿐만아니라 노숙자 중 62.2%가 알코올 의존상태이며, 신체화, 우울증, 불안, 공포불안, 정신병 등 정신과적 증상이 일반인에 비하여 현저히 높다고 보고하고 있다(김창엽, 2003). 또한 복지수급 빈곤층의 1/3정도가 우울하고 불안함을 느끼는 정신건강 문제를 가지고 있었다(박상규, 이병하, 2004). 엄태완(2008)은 빈곤한 상태가 이어지면서 경제적 스트레스로 인한 우울감이 증가되기 때문에, 빈곤층에 대한 경제적 지원이 우울을 감소시키는 중요한 접근이라고 강조하였다. 이원진(2010)은 빈곤 지위변화와 우울간의 관계를 다양하게 분석하였는데, 기초생활보장 수급에 진입하는 것은 우울수준을 증가시킨다고 주장하였다.

윤명숙 외(2008)는 수급자집단에서는 일반인 집단에 비해 문제음주자 비율이 유의미하게 낮았으나, 알코올 의존자의 비율은 수급자 집단에서 높아지는 모습을 보였다. 즉, 알코올 문제가 문제음주에 머무르지 않고 심각한 의존의 상태로 넘어가는 비율이 많다고 할 수 있다. 또한 심한우울, 사회적 부적응, 불안, 불면 등 일반정신건강에 있어서도 수급자 집단이 취약했다고 보고하였다. 이용표(2001)는 수급자집단을 알코올 중독 유무로 나누어 살펴본 결과 알코올 중독 위험집단에게서 우울감이 높음을 검증하였다. 이것은 수급자 집단이 알코올 문제와 우울문제를 함께 가지고 있는 경우가 많다는 것을 나타낸다.

이와 같이 선행연구를 살펴보았을 때, 빈곤과 정신건강의 문제는 중요한 관계를 가지고 있다고 볼 수 있다. 하지만, 정신건강의 문제와 빈곤화 과정을 종단적 자료를 통해 검증을 한 연구자료는 찾아볼 수 없었고, 빈곤과 정신건강문제에 대한 인과관계에 대해 파악 할 수 있다면 빈곤문제를 접근하기에 더욱 효과적인 것이라 판단된다.

3) 사회원인론과 사회선택론

빈곤과 정신건강의 관계를 살펴볼 때 제시되는 이론은 사회원인론과 사회선택론이다. 사회선택론은 개인의 특성과 정신건강문제가 그 사람의 사회경제적 지위에 영향을 미친다는 관점이며, 사회원인론은 사회경제적 환경이 개인의 특성과 정신건강문제에 영향을 미친다고 본다(Gupta, Huston, 2009). 사회원인론 관점은 경제적 수준이 낮은 사람들이 높은 사람들보다 경제적 스트레스를 더 많이 경험하고, 그로 인해 정신건강관련 질병에 취약해진다는 관점(Link and Phelan, 1995; Dohrenwend and Levav, 1992)으로 빈곤문제에 대한 적극적인 개입이 필요함을 강조한다.

반면 사회선택론은 개인이 지닌 정신건강 문제로 인하여 사회경제적 수준이 낮아지는 현상이 발생한다고 보는 관점이다(정은희, 2015; Warren, 2009). 이 관점은 여러 가지 정신질환은 사회경제적 활동을 제한시키고, 소득이 안정적이지 못하게 되면 빈곤으로 들어가게 된다고 설명하며 어느 정도 설득력을 가진다. 하지만, 정신질환을 개인의 문제로 간주하다보면 빈곤문제에 대한 사회복지 시스템의 당위성을 훼손할 수 있기에 조심스러운 해석이 필요하다(김동하, 엄명용, 2016).

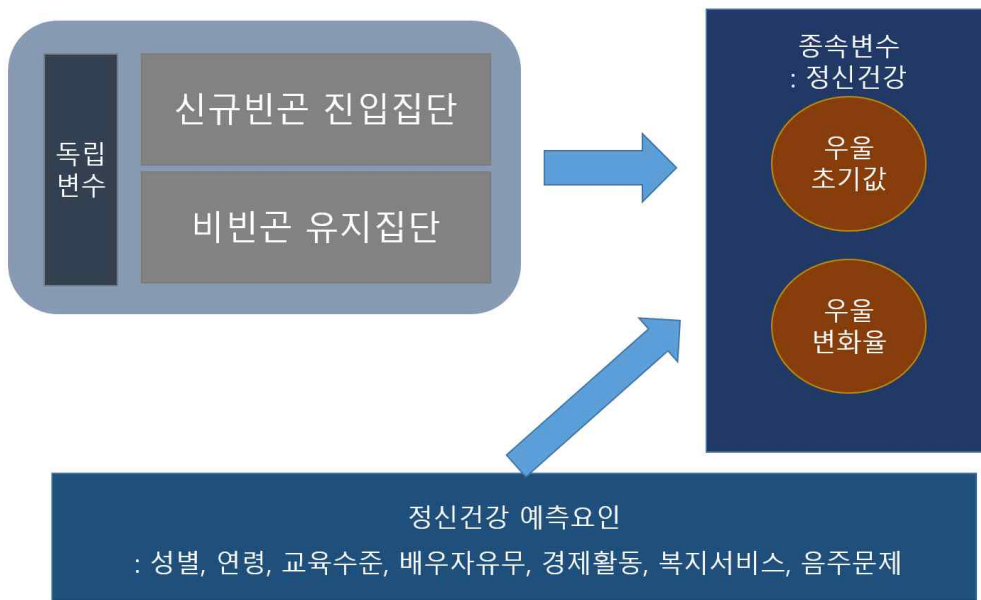
3. 연구방법

1) 연구모형

본 연구에서는 빈곤이 정신건강에 어떠한 영향을 미치는지를 종단적인 변화 과정안에서 보다 역동성 있게 살펴보고자 하였다. 이에 따라 빈곤집단으로 진입한 신규빈곤 진입 집단과 비빈곤유지집단의 두 집단의 정신건강 궤적을 영향요인과 함께 분석하였다. 통제변인은 성별, 연령, 교육수준, 배우자유무, 경제활동, 복지서비스, 음주문제로 상정하였고, <그림 1> 과 같이 연구모형을 설정하였다.

본 연구에 사용된 자료는 저소득층을 대상으로 하는 연구에 적합한 한국복지패널로 1차-13차년도까지의 데이터를 활용하였다. 본 연구의 주요 대상인 신규빈곤진입 집단은 1차부터 13차까지 중 본래는 비빈곤이었으나, 신규로 빈곤 진입한 이후 빈곤 상태가 지속적으로 유지되는 622명을 대상으로 하였다. 비교 집단은 1차부터 13차까지 비빈곤이 유지되고 있는 10061명으로 추출하였다. 정신건강에 대한 예측요인은 1차년도의 자료를 활용하였다.

[그림 1] 연구모형



2) 변수측정

(1) 종속변수 : 정신건강(우울)

정신건강을 대표하는 척도로 우울 척도를 사용하였다. 우울은 지난 일주일간의 기분을 묻는 11문항의 CES-D척도로 ‘극히 드물다’ (1)부터 ‘대부분 그랬다’ (4)의 4점 리커트로 측정하였다. 역문항 처리 후, 전체를 0, 1, 2, 3으로 리코딩 후 합산하였고, 점수가 높을수록 우울수준이 높다고 해석하였다(한국보건사회연구원, 서울대학교사회복지연구소, 2014). 전해숙과 강상경(2013)의 연구에서의 신뢰도는 .87이었고, 본 연구에서의 신뢰도 계수는 1차년도 .87을 시작으로 이후 년도도 높은 신뢰도가 유지되었다.

(2) 독립변수 : 1차부터 13차년도까지 비빈곤이 유지된 집단을 비빈곤유지집단(0) 일반가구였다가 빈곤으로 신규 진입한 경우는 신규빈곤집단(1)으로 코딩하였다.

(3) 예측요인 : 빈곤과 관련하여 본 연구대상자의 정신건강 궤적에 영향을 미칠 수 있는 7개의 요인들, 즉 성별, 연령, 교육수준, 배우자유무, 경제활동, 복지서비스, 음주문제를 예측변인으로 상정하였다. 성별은 남자(1), 여자(0), 연령은 연속변수, 교육수준은 고졸미만(0), 고졸이상(1), 배우자 유무는 배우자 있음(1), 배우자 없음(0)으로 리코드하여 사용하였다. 경제활동은 현재의 경제활동종사 상태를 실업자, 무급가족종사자, 비경제활동인구(0), 일용직, 임시직, 자활 및 공공근(1), 고용주, 상용직, 자영업자(2)로 리코드하여 상위 수준으로 갈수록 경제활동의 수준이 더 높은 것을 의미하는 형태로 변환하였다. 복지서비스는 지난 1년간의 복지서비스 이용경험을 10개 영역으로 나누어 서비스 경험이 있으면 '1', 없으면 '0' 으로 리코드하여 이를 총합산한 형태의 연속변수를 사용하였다. 복지서비스는 생계비지원, 의료비지원, 물품지원, 가정봉사서비스, 식사배달서비스, 주택관련서비스, 직업관련서비스, 상담, 약물상담, 가정폭력 상담이 포함되며, 점수가 높을수록 복지서비스 혜택을 많이 받은 것으로 해석한다. 음주문제는 음주상황에 대해 본인이 인식하는 정도를 4가지 형태로 질문하는 척도를 사용하였고, 점수가 높을수록 음주문제가 심각함을 의미한다.

3) 분석방법

빈곤이 정신건강에 어떠한 영향을 미치는지를 종단적 궤적 변화 안에서 살펴보기 위해 빈곤하지 않은 비교집단과의 집단간 차이를 통해 분석하였다. 분석은 SPSS 20.0과 AMOS 18.0을 사용하여 잠재성장분석과 다중집단분석을 실시하였다. 첫째, 각 집단에 따른 예측변인의 차이분석을 위해 χ^2 , Independent Samples T-test를 실시하였다. 둘째, 종속변수의 연도별 상관관계를 보기 위해 Correlation 분석을 실시하였다. 셋째, 연구대상자의 정신건강 궤적 분석을 위해 잠재성장모형을 활용하였다. 잠재성장모형의 무조건부 모형을 통해서 정신건강의 발달궤적을 추정하고(연구문제 1), 무조건부 모형의 다중집단분석을 통해서 각 집단별 정신건강 발달궤적을 추정(연구문제 2), 잠재성장모형의 조건부 모형 분석, 마지막으로 예측요인을 포함한 조건부 모형에 대하여 두 집단간에 예측요인에 차이가 있는지를 다중집단분석을 통해 분석하였다(연구문제 4). 결측치에 따른 문제를 없애고자, 완전 최대우도법을 사용하였다(Enders & Bandalos, 2001). 적합도 파악에는 절대적합지수인 χ^2 통계량, RMSEA와 증분적합지수인 NFI, CFI, TLI를 사용하여 검증하였다. RMSEA는 0.06이하면 적합하고, 0.10보다 크면 적합하지 않다고 본다. CFI, TLI는 0~1사이의 값을 가지며 0.9이상이면 적합도를 수용할 만하다고 판단한다(Hu & Bentler, 1999).

4. 연구결과

본 연구는 빈곤이 정신건강 궤적에 어떠한 영향을 미치는지를 규명하고자, 기존에는 일반가구였으나 신규로 빈곤진입하여 이후 빈곤이 유지되고 있는 집단과 이를 비교하기 위해 비빈곤이 유지되고 있는 집단을 상정하여 각 집단간 정신건강 궤적 변화에 어떠한 차이가 있는지를 살펴보고자 하였다. 연구결과는 다음과 같다.

1) 연구대상자의 일반적 특성

(1) 연구대상자의 일반적 특성

연령은 신규빈곤집단이 평균 4세가량 더 높았고, 집단간 차이는 통계적으로 유의하였다($t=-4.209$, $p < .001$). 교육수준은 두 집단 모두 고졸미만이 더 많았으나, 비빈곤유지집단에 비해 신규빈곤집단의 저학력 비율이 상대적으로 더 높았고, 이러한 차이는 통계적으로 유의하였다($\chi^2=101.838$, $p < .001$). 배우자 유무는 두 집단 모두 배우자가 있는 경우가 더 많았으나, 비빈곤유지집단에 비해 신규빈곤집단이 배우자가 없는 비율이 상대적으로 더 높았고, 이러한 집단간 차이는 통계적으로 유의하였다($\chi^2=86.678$, $p < .001$). 경제활동상태는 신규빈곤집단이 비빈곤유지 집단에 비해 보다 하위의 경제활동 상태인 비율이 상대적으로 더 높았고, 이러한 집단간 차이는 통계적으로 유의하였다($\chi^2=67.453$, $p < .001$). 복지서비스는 신규빈곤집단이 비빈곤 유지집단보다 더 많이 받은 것으로 나타났고, 이러한 차이는 통계적으로 유의하였다($t=-9.453$, $p < .001$). 한편, 성별, 음주문제는 두 집단간 차이 없이 유사한 양상을 보이는 것으로 나타났다 <표 1>.

<표 1> 연구대상자의 집단간 특성 차이(1차년도)($n=10683$)

구분	영역	신규빈곤집단(빈도, %)	비빈곤유지집단(빈도, %)	χ^2/t
성별	남자	247(43.6)	4357(45.9)	1.189
	여자	320(56.4)	5133(54.1)	
연령	M(SD)	58.80(24.2)	54.4(22.1)	-4.209***
교육수준	고졸미만	424(74.8)	5034(53.0)	101.838***
	고졸이상	143(25.2)	4456(47.0)	
배우자유무	배우자없음	209(47.4)	2041(26.9)	86.678***
	배우자있음	232(52.6)	5544(73.1)	
경제활동	실업, 무급가족종사, 비경제활동	274(60.5)	3934(50.7)	67.453***
	일용직, 임시직, 자활 및 공공근로	110(24.3)	1254(16.2)	
	고용주, 상용직, 자영업자	69(15.2)	2567(33.1)	
복지서비스	M(SD)	.4(.8)	.1(.3)	-9.453***
음주문제	M(SD)	.6(1.1)	.5(.9)	-1.444

*** $p < .001$

(2) 종속변수의 종단적 상관관계 및 기술통계

종속변수인 정신건강(우울)의 다변량 정규성을 검토한 결과, 왜도는 절대값 3미만, 첨도는 절대값 10미만으로 정규성 가정을 충족하는 것으로 나타났다. 다음으로 정신건강의 종단적 상관관계를 살펴본 결과, 전체집단 및 각 집단별 모두 1차~13차년도까지 유의한 정적 상관관계를 나타냈고, 다중공선성의 문제는 발견되지 않았다. 전체 집단의 정신건강(우울)수준의 평균은 1차년도 5.3점(5.6), 2차년도 5.4점(5.5), 3차년도 4.8점(4.9), 4차년도 4.5점(4.8), 5차년도 3.9점(4.7), 6차년도 3.7점(4.4), 7차년도 3.2점(4.2), 8차년도 3.3점(4.4), 9차년도 3.8점(4.5), 10차년도 3.2점(4.5), 11차년도 3.2점(4.5), 12차년도 3.1점(4.3), 13차년도 3.2점(4.4)으로 전반적으로 시간 경과에 따라 감소하는 양상을 보였고, 이는 임상적 우울의 기준인 8.8에는 못 미치는 수준이었다.

2) 분석결과

연구대상자의 정신건강 궤적 분석은 크게 무조건부 모형과 조건부모형으로 구분하여 각 단계별로 모형 적합도, 궤적분석 및 다중집단 분석, 정신건강 예측요인 파악의 순으로 분석을 시행하였다.

(1) 무조건부 모형의 정신건강 궤적 모형 적합도

정신건강의 변화는 시간의 흐름에 따라 일정하게 감소하는 현상을 보이는 가운데, 13개년동안 정신건강의 변화에 급격한 영향을 줄 만한 사건이 없었던 점을 감안하여 선형변화를 가정하고 무변화와 선형변화 모형을 비교한 결과를 제시하였다 <표 2>. 모형 적합도 분석 결과, 선형 변화의 경우 χ^2 값이 통계적으로 유의하나($\chi^2=2544.924$, $df=86$), 대안적 절대적합지수인 RMSEA값이 .052이고, 증분적합지수들도 모두 .9이상으로 수용가능하여 무변화 모형 보다 선형변화 모형이 연구대상자의 정신건강 궤적을 잘 추정하고 있는 모형으로 선택되었다.

<표 2> 연구대상자의 정신건강궤적 모형 적합도 비교

	χ^2	df	p값	RMSEA	NFI	TLI	CFI
무변화	6067.816	89	.000	.079	.799	.797	.801
선형변화	2544.924	86	.000	.052	.916	.913	.918

(2) 무조건부 모형 분석 : 정신건강 궤적의 초기치, 변화율(연구문제 1) <표 3>

연구대상자의 정신건강 궤적은 13년간 선형적으로 감소하는 형태를 보이는 것으로 나타났다. 정신건강의 전체 평균의 초기값과 기울기, 개인차 변량은 모두 통계적으로 유의미하여, 1차년도에서 정신건강의 초기 평균값은 4.787점이고($p < .001$), 매년 -.158만큼씩 정신건강(우울)이 감소하는 것으로 나타났다($p < .001$). 다음으로 변량의 초기값과 변화율 분석 결과, 초기 정신건강 수준이 개인에 따라 다양한 것으로 나타났고(11.823, $p < .001$), 변화율 역시 통계적으로 유의하여(.070, $p < .001$), 개인에 따라 정신건강이 다양하게 변화하고 있는 것을 알 수 있다. 즉, 초기 정신건강에도 개인차가 있을 뿐 아니라, 시간이 지남에 따라서 더 빨리 혹은 천천히 증가하거나 혹은 감소하는 사람 등 다양한 양상으로 변화할 수 있음을 나타내고 있다. 정신건강의 초기값과 변화율의 부적 상관관계가 유의하여($r=-.552$, $p < .001$), 초기 정신건강(우울)이 높은 사람일수록 시간의 경과에 따라 정신건강(우울) 수준이 낮은 사람보다 상대적으로 빠른 속도로 정신건강(우울)이 감소하는 현상을 볼 수 있다.

<표 3> 연구대상자의 정신건강 궤적 추정치

	Estimate	S.E.	C.R.
평균			
초기값	4.787	.044	109.030***
변화율	-.158	.004	-36.550***
초기값과 변화율의 상관	-.552	.022	-25.298***
변량			
초기값	11.823	.256	46.141***
변화율	.070	.003	27.879***

*** $p < .001$

(3) 무조건부 모형의 다중집단 분석 : 신규빈곤진입 여부에 따른 정신건강 궤적의 차이(연구문제 2) <표 4>

정신건강 궤적이 신규빈곤진입 여부에 따라 동질한지 이질적인지를 판단하기 위해 무조건부 모형에 대한 다중집단분석 결과, 집단간 차이가 유의하여, 각 집단별로 정신건강 궤적의 차이가 있는 것으로 나타났다($\chi^2=2126.132$, $df=2$, $p<.001$). 각 집단별 모형적합도는 모두 수용가능한 모형적합도를 보이는 것으로 분석되었다. 신규빈곤진입 여부에 따른 정신건강 궤적의 차이 분석 결과, 신규빈곤진입 집단은 초기 우울값이 8.741점($p<.001$)에서 매년 -0.312 점($p<.001$)씩 정신건강(우울)이 감소되는 것으로 나타났다. 초기값과 변화율간의 상관관계가 유의하여 초기 정신건강(우울)이 높을수록 시간의 경과에 따라 정신건강(우울)수준이 낮은 사람보다 상대적으로 빠른 속도로 우울이 감소하는 현상을 볼 수 있다($r=-1.336$, $p<.001$). 또한 초기값의 변량(23.505, $p<.001$)과 변화율의 변량(.154, $p<.001$)이 모두 유의하여 초기 정신건강(우울)과 이후 변화양상 및 속도에서 유의한 개인차가 발생할 수 있는 것으로 나타났으며, 이를 토대로 초기값과 변화율에서 개인간 차이를 살펴보는 조건부 모형분석이 가능함을 알 수 있었다. 비빈곤유지 집단은 초기 정신건강(우울)이 4.561점($p<.001$)에서 매년 -0.150 점($p<.001$)씩 감소되는 것으로 나타났다. 초기값과 변화율간의 상관관계가 유의하여 초기 정신건강(우울)이 높을수록 시간의 경과에 따라 정신건강(우울)수준이 낮은 사람보다 상대적으로 빠른 속도로 우울이 감소하는 현상을 볼 수 있다($r=-.473$, $p<.001$). 또한 초기값의 변량(10.194, $p<.001$)과 변화율의 변량(.064, $p<.001$)이 모두 유의하여 초기 정신건강(우울)과 이후 변화양상 및 속도에서 유의한 개인차가 발생할 수 있는 것으로 나타났으며, 이를 토대로 초기값과 변화율에서 개인간 차이를 살펴보는 조건부 모형분석이 가능하게 되었다.

다음으로 집단별 조건부 모형을 분석하기 위해 신규빈곤진입집단과 비빈곤 유지집단간의 형태동일성, 절편요인의 평균동일성, 기울기 요인의 평균동일성을 검증하였다. 형태동일성 검증 결과, χ^2 는 2651.617($df=172$)로 통계적으로 유의하나, RMSEA값이 .037이고, NFI, TLI, CFI가 모두 .90 이상으로 형태동일성이 성립되었다. 다음으로 절편요인의 평균동일성을 검증한 결과, χ^2 는 2850.652($df=173$)로 통계적으로 유의하나, RMSEA값이 .038이고, NFI, TLI, CFI가 모두 .90 이상으로 제약을 가해도 모형 1에 비해 나빠지지 않아 절편 요인의 평균 동일성이 성립되었다. 다음으로 기울기요인의 평균동일성을 검증한 결과, χ^2 는 2905.839($df=174$)로 통계적으로 유의하나, RMSEA값이 .038이고, NFI, CFI가 모두 .90 이상으로 제약을 가해도 모형 2에 비해 크게 나빠지지 않아 기울기요인의 평균 동일성이 성립되었다. 이를 통해 모형에 제약을 가하여도 모형적합도가 나빠지지 않고 여전히 높은 수준에서 적합한 바, 집단별로 비교를 수행하기 위한 조건이 충족되었다고 보았다.

〈표 4〉 신규빈곤진입 여부에 따른 무조건부 모형의 정신건강 궤적 추정치

		Estimate	S.E.	C.R.		
신규빈곤진입 집단	평균					
	초기값	8.741	.258	33.903***		
	변화율	-.312	.027	-11.745***		
	초기값과 변화율의 상관	-1.336	.188	-7.100***		
	변량					
	초기값	23.505	2.085	11.275***	▪ 집단간 차이 유의도 : $\chi^2=2126.132$, $df=2$, $p < .001$	
변화율	.154	.022	7.045***			
비빈곤 유지집단	평균					
	초기값	4.561	.043	106.855***		
	변화율	-.150	.004	-34.747***		
	초기값과 변화율의 상관	-.473	.021	-23.059***		
	변량					
	초기값	10.194	.235	43.363***		
	변화율	.064	.002	26.473***		

*** $p < .001$

(4) 조건부 모형 분석 : 정신건강 궤적 예측요인(연구문제 3) 〈표 5〉

연구문제 3에서는 정신건강 궤적의 예측요인이 포함된 조건부 모형의 분석을 실시하였다. 조건부 모형의 적합도는 χ^2 이 2918.912($df=174$)로 통계적으로 유의하나, RMSEA값이 .038이고, NFI, TLI, CFI가 모두 .90 이상으로 모형이 자료에 잘 적합하는 것으로 나타났다. 표준화 경로계수를 중심으로 정신건강 궤적에 영향을 미치는 예측변인들을 분석한 결과는 〈표 5〉와 같다.

성별에 따른 연구대상자의 정신건강 궤적은 초기치, 변화율 모두 유의하여, 남자보다 여자가 출발점에서 정신건강(우울) 수준이 더 높았으나($b=-.176$, $p < .001$), 시간이 지남에 따라서 남자가 여자보다 정신건강(우울)의 감소속도가 더 느린 것으로 나타났다($b=.113$, $p < .001$). 연령은 초기치와 변화율 모두 유의하여, 연령이 높을수록 출발점에서 정신건강(우울)수준이 높았고($b=.320$, $p < .001$), 시간이 지남에 따라서 연령이 높은 사람들의 정신건강(우울)감소속도가 느려서 연령에 따른 정신건강(우울) 수준의 격차는 시간이 지남에 따라 커지는 것으로 나타났다($b=.102$, $p < .001$). 교육수준은 초기치만 유의미한 차이를 보이고 변화율은 유의미하지 않았다. 학력이 더 낮은 경우가 초기 정신건강(우울)수준이 더 높았고($b=-.107$, $p < .001$), 시간이 지나도 그 차이가 지속되는 것으로 나타났다($b=-.017$, ns). 배우자 유무는 초기치와 변화율 모두 통계적으로 유의하여 배우자가 없는 경우 출발점에서 정신건강(우울)수준이 더 높았으나($b=-.181$, $p < .001$), 시간이 지남에 따라서 배우자가 있는 경우가 없는 경우보다 정신건강(우울)의 감소속도가 더 느린 것으로 나타났다($b=.063$, $p < .01$). 경제활동은 초기치만 유의미한 차이를 보이고 변화율은 유의미하지 않았다. 경제활동수준이 가장 낮은 상태일수록 초기 정신건강(우울)수준이 더 높았고($b=-.064$, $p < .001$), 시간이 지나도 그 차이가 지속되는 것으로 나타났다($b=-.017$, ns). 복지서비스는 초기치와 변화율 모두 유의하여, 복지서비스를 받은 경우가 출발점에서의 정신건강(우울)수준은 높았으나($b=.065$, $p < .001$), 서비스

수혜자는 13년동안에 걸쳐 상대적으로 더 빠른 속도로 정신건강(우울)이 감소하는 것으로 나타났다($b=-.040$, $p < .05$). 음주문제는 초기치와 변화율 모두 유의하여, 음주문제가 심할수록 출발점에서의 정신건강(우울)수준은 높았으나($b=.152$, $p < .001$), 음주문제가 있을수록 상대적으로 더 빠른 속도로 정신건강(우울)이 감소하는 것으로 나타났다($b=-.111$, $p < .001$). 독립변인인 신규빈곤진입여부에 따라 분석한 결과, 초기

치와 변화율 모두 유의하여, 비빈곤 유지집단보다 신규빈곤진입 집단이 출발점에서 정신건강(우울)수준이 높았고($b=.208, p < .001$), 시간이 지남에 따라서 신규빈곤집단이 더 빠른 속도로 정신건강(우울)이 감소하는 것으로 나타났다($b=-.125, p < .001$).

〈표 5〉 조건부 모형: 연구대상자의 정신건강 궤적 예측요인(전체 집단)

정신건강 궤적	1차년도 예측요인	전체 집단			
		B	S.E.	C.R.	std b.p
정신건강 초기치	←성별	-1.213	.096	-12.618	-.176***
정신건강 변화율	←성별	.060	.010	5.784	.113***
정신건강 초기치	←연령	.049	.002	25.274	.320***
정신건강 변화율	←연령	.001	.000	5.775	.102***
정신건강 초기치	←교육수준	-.734	.084	-8.734	-.107***
정신건강 변화율	←교육수준	-.009	.009	-1.004	-.017
정신건강 초기치	←배우자 유무	-1.320	.095	-13.952	-.181***
정신건강 변화율	←배우자 유무	.035	.010	3.465	.063***
정신건강 초기치	←경제활동	-.245	.051	-4.817	-.064***
정신건강 변화율	←경제활동	-.005	.005	-.922	-.017
정신건강 초기치	←복지서비스	.651	.122	5.330	.065***
정신건강 변화율	←복지서비스	-.031	.013	-2.365	-.040*
정신건강 초기치	←음주문제	.563	.066	8.587	.152***
정신건강 변화율	←음주문제	-.032	.007	-4.443	-.111***
정신건강 초기치	←신규빈곤진입여부	3.042	.177	17.187	.208***
정신건강 변화율	←신규빈곤진입여부	-.141	.019	-7.451	-.125***

*p < .05, **p < .01, ***p < .001

(5) 조건부 모형의 다중집단 분석 : 신규빈곤진입여부별 정신건강 궤적에 미치는 영향(연구문제 4) 〈표 6〉

조건부 모형의 다중집단 분석으로 예측변인들을 투입하여 집단간 다중집단분석을 실시하였다. 모형의 적합도는 χ^2 이 3096.574(df=326)로 통계적으로 유의하나, RMSEA값이 .028이고, NFI, CFI가 .91 이상으로 모형의 적합도가 충족되었다. 연구대상자의 정신건강 궤적의 집단별 차이가 유의한지를 확인하기 위해 아무런 제약도 가하지 않은 조건부 모형의 기저모형($\chi^2=3096.574, df=326, p < .001$)과 두 집단간 동일하다고 제약을 가한 제약모형($\chi^2=3123.935, df=340, p < .001$)의 χ^2 값의 차이가 유의한 것으로 분석되었다($\Delta\chi^2=27.361, \Delta df=14, p < .001$). 이는 집단간 차이가 없다는 귀무가설을 기각한 것으로 집단간 정신건강수준에 있어 예측변인들 중 적어도 한 개 이상은 집단간 차이가 있음을 나타내고 있다. 사후검증으로 집단간 경로 차이를 분석하고자 Critical Ratio를 추정하였다³⁷⁾. 사후검증 결과, 총 3개의 경로에서 집단별로 유의미한 차이가 나는 것으로 나타났다.

집단간 경로차이가 나는 예측요인은 성별의 초기치와 변화율, 음주문제의 초기치에서 유의한 차이를 나타내었다. 먼저 성별의 정신건강 궤적에 대한 초기치 및 변화율의 영향력의 크기는 비빈곤집단보다 신규빈곤진입집단에서 상대적으로 더 강하게 나타났다(신규빈곤진입집단=-.218, 비빈곤집단=-.181, CR=3.869, $p < .001$; 신규빈곤진입집단=.233, 비빈곤집단=.105; CR=-2.149, $p < .05$). 즉, 두 집단 모두 출발점에서는 남자보다는 여자의 경우 정신건강(우울) 수준이 더 높았고, 시간이 갈수록 여자의 정신건강(우울)의 감소속도는

37) Critical Ratio가 1.96이상이면 두 집단간 차이가 .05 수준에서 유의미함을 의미.

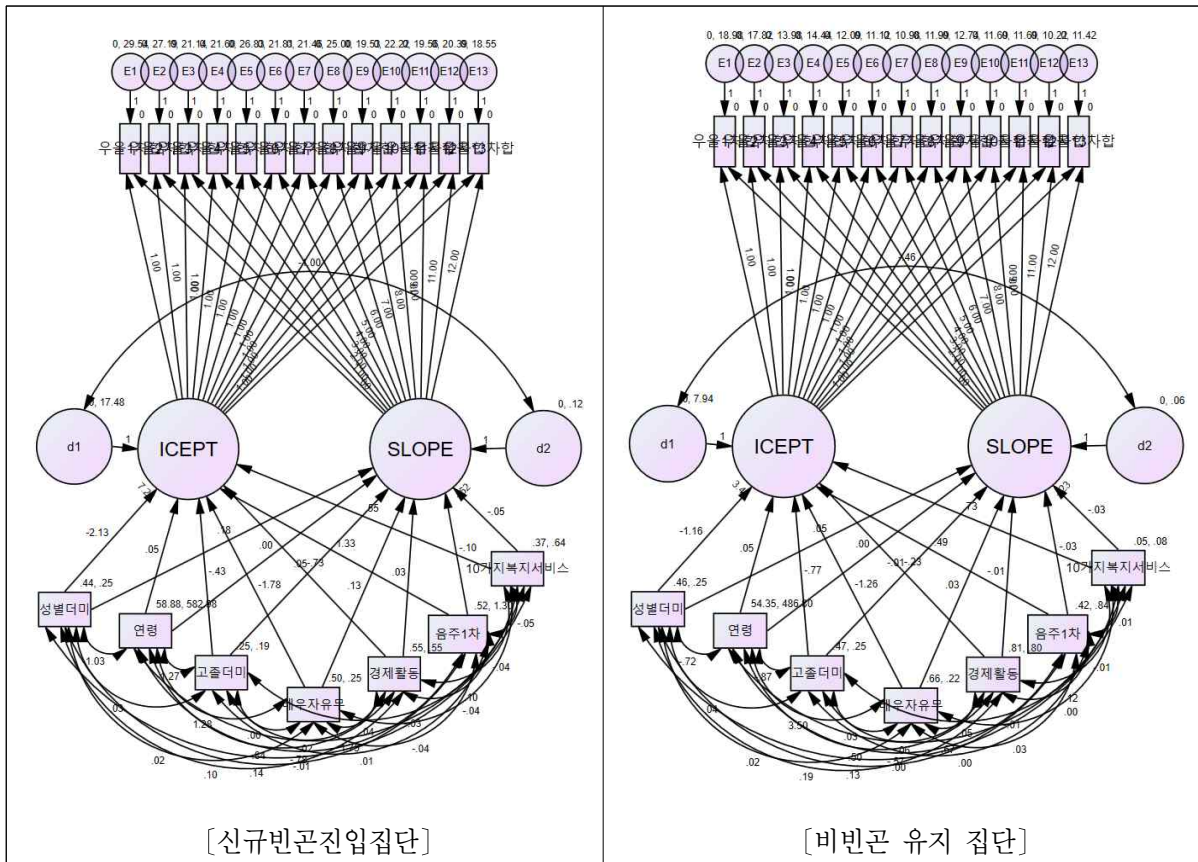
느려져 성별에 따른 정신건강의 격차는 커지는 것으로 나타났다. 성별에 따른 정신건강 궤적 변화는 비빈곤유지 집단보다는 신규빈곤집단에서 더 두드러지게 나타났다. 다음으로 음주문제가 정신건강(우울) 궤적의 초기치에 미치는 영향력은 집단간 유의미한 차이가 있었고, 초기치에 대한 영향력의 크기는 신규빈곤진입 집단에서 상대적으로 더 강하게 나타났다(신규빈곤진입집단=.312, 비빈곤집단=.141, $CR=-4.025$, $p < .001$). 신규빈곤진입 집단에서는 음주문제가 심각할수록 정신건강(우울)의 문제가 높아졌고, 이러한 양상은 신규빈곤진입 집단이 비빈곤유지 집단에 비해 더 많은 영향을 받음을 알 수 있었다.

〈표 6〉 조건부 모형: 연구대상자의 신규빈곤여부 집단별 정신건강 궤적 예측요인

정신건강 궤적	1차년도 예측요인	신규빈곤진입집단				비빈곤유지집단				집단간 경로차이 유의도(CR유의 도)
		B	S.E.	C.R.	std b.p	B	S.E.	C.R.	std b.p	
우울 초기치	←성별	-2.125	.562	-3.781	-.218***	-1.157	.096	-12.032	-.181***	3.869***
우울 변화율	←성별	.182	.059	3.090	.233**	.053	.010	5.132	.105***	-2.149*
우울 초기치	←연령	.047	.011	4.388	.232***	.049	.002	24.715	.339***	
우울 변화율	←연령	.003	.001	2.934	.201**	.001	.000	5.418	.101***	
우울 초기치	←교육수준	-.428	.589	-.725	-.038	-.767	.083	-9.207	-.120***	
우울 변화율	←교육수준	.047	.061	.770	.053	-.010	.009	-1.106	-.020	
우울 초기치	←배우자 유무	-1.780	.524	-3.400	-.184***	-1.258	.095	-13.217	-.184***	
우울 변화율	←배우자 유무	.131	.055	2.389	.170*	.027	.010	2.639	.050**	
우울 초기치	←경제활동	-.731	.357	-2.049	-.112*	-.228	.050	-4.525	-.064***	
우울 변화율	←경제활동	.033	.037	.889	.064	-.005	.005	-.996	-.019	
우울 초기치	←복지서비스	.548	.320	1.716	.091	.734	.144	5.107	.065***	
우울 변화율	←복지서비스	-.047	.033	-1.409	-.097	-.028	.015	-1.813	-.031	
우울 초기치	←음주문제	1.328	.337	3.946	.312***	.491	.066	7.430	.141	-4.025***
우울 변화율	←음주문제	-.095	.037	-2.551	-.280*	-.027	.007	-3.714	-.097	

*p <.05,**p <.01, ***p <.001

[그림 2] 조건부 모형



5. 논의 및 결론

빈곤과 정신건강의 영향관계에서 시간의 흐름에 따른 역동적인 변화 양상을 살펴보고자 예측요인들을 포함하여 분석하였다. 특히 신규빈곤집단의 정신건강의 변화 양상을 보다 분명하게 살펴보고자 비빈곤 유지집단을 비교집단으로 설정하여 두 집단의 종단적 변화를 비교분석하였다. 주요하게 도출된 네 가지 결론은 다음과 같다.

첫째, 연구대상자의 정신건강 궤적은 13년의 시간이 지나는 동안 꾸준히 감소하였다. 이러한 선형적 감소 현상은 대상은 다르지만 한국복지패널을 활용한 연구들과 일치하는 결과를 나타내었다(전해숙, 강상경, 2013; 조혜정, 서인균, 2012). 우울과 같은 정신건강의 부정적인 측면이 꾸준히 감소하는 현상에 대해서는 전해숙과 강상경(2013)은 부정적인 영향을 감소시키는 회복력으로 설명하였고, 이현주(2013)와 Joem(2000)은 부정적인 면에 대한 면역 증가로 설명하였다. 한편 허만세(2014)는 우울 궤적 안에 존재하는 다양한 하위집단 가운데, 낮은 우울을 유지하는 집단의 편승 영향으로 인해 전체 평균감소에 영향이 나타날 가능성으로 우울 감소 현상을 설명하였다.

둘째, 우울과 같은 부정적인 정신건강의 감소 현상에도 불구하고 빈곤이 있는 경우는 여전히 정신건강의 부정적 측면이 높았다. 이는 경제적인 상황이 정신건강에 부적인 영향을 미친다는 다수의 기존 연구들의 결과와 일치하는 결과이다(이왕원 외, 2016; 성준모, 2010; 이원진, 2010; 엄태완, 2008; 최영, 2008; Koster et al, 2006; Peter et al., 2005; Mustillo et al., 2003; Thoits, 1995; Aneshensel, 1992; Dohrenwend,

1992; Mirowsky and Ross, 1989)

셋째, 신규빈곤집단과 비빈곤유지집단에 따른 정신건강 수준은 불평등 양상을 보이는 것으로 확인되었다. 두 집단의 정신건강이 점점 긍정적인 형태로 변해가고 있는 방향성은 일치하나, 고저의 차이는 유지되는 양상을 보였다. 즉 비빈곤유지집단과 신규빈곤집단간의 정신건강 수준의 차이가 시간이 지나도 계속 차등있게 유지되는 양상을 보여 정신건강의 불평등 양상의 고착화 현상을 확인할 수 있었다(강상경, 권태연, 2008; 장세훈, 2006). 신호성(2009)과 이혜숙과 임은하(2009)는 불평등이 고착화되고 ‘가난의 되물림’ 같이 세습되는 것이 문제라고 지적하며, 이로 인해 계층의 이동이 이루어지지 않아 결국 불평등 양상은 평행선을 그리며 지속되는 것을 지적하였다. 이를 통해 빈곤은 우울과 같은 부정적인 정신건강의 문제를 야기하는 가장 큰 원인임을 확인함과 동시에 계층간 간극을 줄이기 위한 노력이 필요함을 확인하는 결과라 할 수 있다.

넷째, 신규빈곤집단은 비빈곤유지 집단에 비해 정신건강에 취약한 상태로 특히 성별과 음주문제가 신규 빈곤집단에서 더 민감하게 작용하는 것을 확인할 수 있었다. 이는 여자가 남자에 비해 더 정신건강문제에 취약하다는 기존의 연구와 일치하는 내용이다(Melchior et al., 2013; 윤명숙 외, 2008; 이상문, 2008; 김창엽, 2003; 이용표, 2001). 또한 음주문제의 경우 빈곤하지 않은 경우보다 더 정신건강에 부정적인 영향을 미치는 정도가 빈곤집단에서 더 큼을 확인할 수 있었으며, 이는 시간이 지남에 따라 유지되는 양상으로 이어져 빈곤이 지속되는 악순환을 초래할 가능성을 높여주는 현상으로 설명할 수 있다(성준모, 2010; Koster et al, 2006; Dohrenwend, 1992).

이상으로 논의한 결과들을 바탕으로 빈곤대상자들의 정신건강을 위해 실천적·정책적으로 제시할 수 있는 함의는 다음과 같다.

첫째, 빈곤 대상자들의 상황적 악순환의 고리를 끊기 위해 이들에 대한 정신건강 접근에 관한 보다 강화된 사회적 개입이 이루어져야 한다. 이에 저소득 편향(pro-poor)의 정책을 통한 정신건강 불평등 양상을 완화할 수 있는 정책이 요구된다(신호성, 2009). 빈곤한 대상은 개입시 정신건강에 관한 접근이 동시에 이루어져 빈곤으로 인한 정신건강의 부정적 문제가 생기지 않도록 예방적인 차원부터 접근하는 정책마련이 필요하겠다. 또한 현재 각 지역에 설립되어 있는 정신건강복지센터를 중추기관으로 하여 사회복지의 각 영역에서 빈곤한 대상자들의 정신건강을 어떻게 접근할 것인지에 대한 개입 수퍼비전 체계 마련이 필요하다.

둘째, 빈곤한 대상자들의 개입에 있어 정신건강에 폭넓게 영향을 미치는 부분들과 특히 민감하게 작용하는 부분들을 모두 고려한 실천적 개입이 이루어져야 할 것이다. 빈곤대상자들은 대상의 구별없이 사회복지 전 영역에서 개입하게 되는 바, 이들의 정신건강에 부정적인 영향을 미치는 요인들을 파악하고, 특히 빈곤한 경우 더욱 민감하게 영향을 미치는 요인들, 특히 성별이나 음주 문제 등에 있어 개입할 부분이 없는지 점검해 보아야 할 것이다.

마지막으로 본 연구가 가지는 제한점이 있다. 첫째, 2차자료 활용에 따른 예측변인 선정의 제한이 있는 부분이다. 둘째, 정신건강은 13개년도에 걸쳐 분석하였으나, 예측변인은 1차년도를 기준으로 하여 13년간 함께 변했을지 모르는 시변예측변인들에 대한 분석은 포함하지 못하였다. 셋째, 신규빈곤진입 집단은 샘플 플수의 부족으로 빈곤 진입 시점이 비일률적으로 다양하다. 종단연구 수행이 가능한 샘플 확보를 위해 2차년도 이후부터 빈곤으로 진입, 이후 빈곤이 유지되고 있는 대상자를 한 집단으로 선정할 수 밖에 없는 한계가 있었다.

참고문헌

- 강상경·권태연, 2008, “사회경제적 지위가 우울수준에 미치는 영향의 생애주기별 차이에 대한 탐색적 고찰”, 「정신보건과 사회사업」 30: 332-355.
- 김동하·엄명용, 2016, “가구소득, 주양육자 우울, 청소년 공격성 간의 종단적 상호교류관계 검증: 자기회귀차지연모형을 이용하여”, 「사회복지연구」, 47(1): 151-178.
- 김영란, 2004, “신빈곤의 발생구조와 빈곤정책 변화에 관한 연구: 근로빈민을 중심으로”, 「사회복지정책」, 20: 245-273.
- 김창엽, 2003, 「빈곤과 건강」, 한울아카데미.
- 남기민, 2010, 「사회복지정책론」, 서울: 학지사.
- 문창진, 1998, “실업의 보건사회학: 빈곤과 건강과의 관계”, 「보건과 사회과학」, 3: 67-82.
- 박상규·이병하, 2004, “빈곤층의 심리적 특성에 관한 연구”, 「한국심리학회지: 상담 및 심리치료」, 16: 813-824.
- 박경숙·김남줄·손태홍·장세훈·허미영·이진석·나금실·한상진·원숙경·박병철, 2006, 삶의 기회, 동아대학교 출판부.
- 백학영·구인회, 2010. “비정규 노동과 근로빈곤의 관계: 임금차별과 근로시간의 영향을 중심으로”. 「노동정책연구」, 10(3): 87-117.
- 서연숙, 2011, “중고령자의 사회경제적 지위에 따른 건강수준 연구”, 「한국노년학」, 31(4): 1135-1153.
- 석상훈·김현수, 2012, “노인빈곤의 실태와 결정요인 분석- 생애 근로이력과의 연관성을 중심으로”. 「재정학연구」, 5(3): 99-124.
- 성준모, 2010, “소득수준별 가구 경제요인이 우울에 미치는 영향에 대한 종단적 고찰”. 「한국사회복지학」. 62(1): 109-132.
- 신호성, 2009, “건강수준 및 의료이용의 형평성과 정책과제”, 「보건복지포럼」, 26-35.
- 엄태완, 2008, “빈곤층의 경제적 스트레스와 우울 관계에서 자기효능감과 사회적 지지의 효과”. 「정신보건과 사회사업」, 28(1): 36-66.
- 윤명숙·김성혜·채완순, 2008, “기초생활보장수급자들과 일반인의 문제음주와 정신건강 비교연구”, 「한국알코올과학회지」. 9(2): 13-26.
- 이민규, 2000, “실직자의 정신건강과 강인성 및 사회적 지지간의 관계”, 「한국심리학회지 임상」, 19: 549-561.
- 이상문, 2008, “빈곤계층의 정신건강에 관한 연구: 3년간의 패널연구 조사를 중심으로”, 「한국사회학」, 42(3): 119~152.
- 이왕원·최윌·김문조, 2016, “한국 저소득층 가구의 빈곤화 과정에 관한 연구: 자기회귀차지연 모형을 통한 다중박탈 양상의 종단적 분석”, 「가족과 문화」 28(1): 162-206.

- 이용표, 2001, "알코올중독 기초생활보장수급자와 일반수급자의 정신건강 특성, 주관적 삶의 질 및 서비스 욕구에 관한 비교연구: 자활사업의 재활프로그램 대상자를 중심으로", 「한국알코올과학회지」, 2(2): 5-12.
- 이원진, 2010, "국민기초생활보장제도 수급지위 변화와 우울의 관계", 「한국사회복지학」, 62(4): 249-274.
- 이혜숙·임은하, 2009, "빈곤가정의 빈곤화 과정 연구", 「한국가족복지학」, 26: 255-294.
- 이현주, 2013, "노년기 우울의 종단적 변화: 연령집단별 차이와 위험요인", 「노인복지연구」, 61: 291-318.
- 장세훈, 2006, "빈곤층의 내부 구성과 빈곤화 과정", 「경제와 사회」, 9: 179-207.
- 전해숙·강상경, 2013, "장애인의 우울궤적 관련요인에 대한 탐색적 연구", 「재활복지」, 17(2): 41-67.
- 정기선, 2000, "경제위기가 정신건강에 미치는 영향", 「한국사회학」, 34: 389-416.
- 정미숙, 2007, "저소득 여성가구주의 빈곤화 과정에 대한 연구", 「한국사회복지학」, 59(4): 191-216.
- 정은희, 2015, "한국사회 우울과 소득의 종단적 상호관계: 사회 원인가설과 선택가설 검증을 중심으로", 서울대학교 대학원 박사학위논문.
- 정의중, 2005, "빈곤아동과 문화예술교육: 프로젝트 I의 성과와 가능성", 「사회과학연구」, 11: 99-119.
- 조혜정·서인근, 2012, "신체장애인의 우울발달궤적 예측요인: 한국복지패널을 이용하여", 「장애와 고용」, 22(1): 87-112.
- 최영, 2008, "독거노인의 경제수준, 건강상태, 사회적 지지가 우울에 미치는 영향", 「사회과학연구」, 24(4): 103-123.
- 한국보건사회연구원, 서울대학교사회복지연구소, 2014, "한국복지패널 8차년도 조사자료 user's guide".
- 허만세, 2014, "CES-D로 측정된 우울증상 변화궤적의 잠재계층 탐색-GMM을 활용한 한국복지패널 데이터의 재분석", 「한국사회복지학」, 66(1): 307-331.
- Aneshensel, C. S. 1992, "Social Stress: Theory and Research.", *Annual Review of Sociology*, 18: 15-38.
- Caplan, R. D., Vinokur, A. D., Price, R. H., and Van Ryu M. 1989, "Job seeking, Reemployment, Mental health; A randomized field experiment in coping with job loss", *Journal of Applied Psychology*, 74: 759-769.
- Dohrenwend, B., and Levav, I., 1992, "Socioeconomic status and psychiatric disorders: The causation-selection issue", *Science*, 255(5047): 946.
- Dooley, D., and Caralano, R. 1980, "Economic Change as a cause of behavioral disorder", *Psychological Bulletin*, 87: 450-468.
- Dohrenwend, B., I. Levy, P. Shrout,, S. Schwartz, G. Naves, B. Link, A. Skodol, and A. Stueve., 1992, "Socioeconomic Status and Psychiatric Disorders: The Causation-Selection Issue". *Science* 255: 946-952.
- Gupta, A. E., & Huston, A. C., 2009, "Depressive symptoms and economic outcomes of low income women: A review of the social causation, social selection, and interactionist hypotheses", *Social*

Issues and Policy Review, 3: 103-140.

- Hu, L. T., & Bentler, P. M., 1999, "Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Structural equation modeling", A multidisciplinary journal, 6(1): 1-55.
- Joem, A. F., 2000, "Does old age reduce the risk of anxiety and depression? A review of epidemiological studies across the adult life span", Psycholigocal Medicine, 30: 11-22.
- Koster, A., H. Bosma., G. I. J. M. Kempen., B. W. J. H. Penninx., A. T. F. Beekman., D. J. H. Deeg nd J. van Eijk., 2006, "Socioeconomic Differences in Incident Depression in Older Adults : The Role of Psychosocial Factors, Physical Health Status, and Behavioral Factors." Journal of Psychosomatic Research, 61: 619-627.
- Link, B. G., and Phelan, J., 1995, "Social conditions as fundamental causes of disease", Journal of Health and Social Behavior, 36: 80-94.
- Melchior, M., Chastang, J., Head, J., Goldberg, M., Zins, M., Nabi, H., & Younès, N., 2013, " Socioeconomic position predicts long-term depression trajectory:A 13year follow-up of the GAZEL cohort study", Molecular Psychiatry, 18(1): 112-121.
- Mirowsky, J. and C. E. Ross, 1989, 「Social Causes of Psychological Distress.」, New York: Aldine de Gruyter.
- Mustillo, S., Worthman, C., Erkanli, A., Keeler, G., Angold, A., & Costello, E. J., 2003, "Obesity and psychiatric disorder: Developmental trajectories", Pediatrics, 111(4): 851-859.
- Peter, F. M., Verhaak, Heijmans, M. J., Peters, L., & Rijken, M., 2005, "Chronic disease and mental disorder", Social science & medicine, 60(4): 789-797.
- Thoits, P. A. 1995, "Stress, Coping, and Social Support Processes: Where are We? What Next?", Journal of Health and Social Behavior(Extra Issue), 53-79.
- Warren, J. R., 2009. "Socioeconomic status and health across the life course: A test of the social causation and health selection hypotheses", Social Forces, 87(4): 2125-2153.

세월호 참사 전후의 한국 성인의 우울 궤적 분석

: 분할함수 잠재성장모형을 적용하여

Longitudinal trajectories of depression in Korean adults before and after Sewol ferry disaster

: using a piecewise latent growth model

김성용(서울대학교 사회복지연구소 선임연구원)

본 연구의 목적은 2014년 세월호 참사로 인해 우리나라 성인 인구의 우울 궤적이 변화하였는지 탐색적으로 확인하는 데 있다. 분석을 위해 분할함수 잠재성장모형을 활용하였으며, 한국복지패널조사 7차년도 ~ 13차년도의 자료 중 7차년도 우울 수준에 대해 응답한 만 19세 이상 성인 13,903명에 대한 자료를 사용하였다. 주요 연구결과는 첫째, 우울 궤적의 무조건부 모형 분석 결과 우울 수준은 세월호 참사가 일어나 9차년도에만 일시적으로 증가하였다가 10차년도부터 일정하게 유지하는 궤적을 보여준다. 둘째, 예측요인을 투입한 조건부 모형 분석 결과, 우울 궤적의 불평등은 유지(성별, 교육수준, 만성질환유무, 유배우자), 완화(가족갈등, 자아존중감), 심화(연령, 소득수준, 주거열악, 사회활동참여) 양상으로 구분되었다. 이는 인구 사회학적 요인이 우울궤적의 격차를 심화시키는 요인임을 의미한다. 셋째, 세월호 참사로 인한 우울 수준의 일시적 변화를 완충하는 요인은 낮은 연령과 높은 학력수준과 높은 소득수준, 6개월 만성질환이 없는 건강상태, 배우자가 있는 경우로 나타났다. 연구 결과를 바탕으로 세월호 참사의 영향으로 나타난 한국 성인 인구의 우울 궤적 변화에 대한 함의를 논의하였다.

제1절 서론

2014년 4월 16일 오전 전라남도 진도군 관매도 부근 해상에서 인천에서 제주로 향하는 정기여객선 세월호가 전복되어 침몰하였다. 이 사고로 전체 승객 476명 중 304명이 죽거나 실종되었고 침몰 과정과 정부의 무능하고 미흡한 구조활동이 생생하게 보도되면서 우리 사회는 큰 충격과 트라우마를 겪었다. 세월호 참사 이후 한국 사회에 광범위하게 나타난 집합적 우울 현상과 직·간접적 외상은 사회과학에서 주요한 연구주제로 등장하였다. 즉, 세월호 참사의 의미를 사회학적으로 규명하거나(김명희, 2015; 김종엽, 2014; 김홍중, 2015; 이현정, 2016), 직·간접 피해자들의 외상 경험을 질적 연구를 통해 발견하고자 하는 연구가 주로 다루어졌다. 외상 경험에 대한 사회복지학적 관점의 연구들은 세월호 참사의 유가족이나 재난 수습에 참여한 사회복지사, 심리상담사, 정신과 전문의 등의 전문인력이 경험한 간접적 외상과 성장경험에 초점을 맞추고 있다(김수영 외, 2017; 이나빈 외, 2017; 이동훈·신지영, 2016). 또한 세월호 참사를 언론 보도를 통하여 간접 경험한 일반 국민들의 심리·정서적 고통에 초점을 맞춘 연구들도 횡단연구를 통해 다루어지고 있다(손승희, 2014; 이흥표 외, 2016; 정의문, 2015).

재난이나 재해로 인한 개인의 심리 내적 변화를 잘 파악하기 위해서는 종단자료를 활용한 연구가 더 적절할 수 있다(Bonanno, 2004). 국외 연구에서는 테러나, 지진, 홍수 등 재난재해 발생 이후에 심리적 외

상으로 인한 우울이나 스트레스 등 정신건강 수준의 종단적 변화에 대한 연구가 상대적으로 활발하게 이루어지고 있다(Nandi et al., 2009; Norris et al., 2009; Salguero et al., 2011).

그러나 세월호 참사와 같은 재난이나 외상으로 인한 일반 국민 전체의 정신건강 수준의 변화를 종단적으로 관찰한 국내 연구는 아직 알려진 바가 없다. 이에 본 연구는 세월호 참사를 사회적 재난이자 국민 전체에게 심리적 스트레스를 주는 외상적 사건으로 규정하고, 세월호 참사 전후의 한국 성인의 우울 수준의 종단적 변화가 나타나는지 확인하고자 한다. 이를 위해 먼저 세월호 참사와 관련된 국내외 선행연구 및 재난에 대한 국외 종단연구를 간단히 살펴보고자 한다. 그리고 세월호 참사 전후의 우울 궤적을 기존의 종단연구방법을 적용하여 분석할 수 있는지 확인하기 위해 국내의 패널자료를 활용한 우울 궤적 연구의 동향을 간략히 살펴본다.

세월호 참사라는 특정 시점 전후의 우울 궤적이 어떻게 변화하는지 탐색적으로 살펴보기 위해 분석자료는 한국복지패널의 7차-13차 자료를 이용하며, 분석방법으로는 분할함수 잠재성장모형으로 분석하고자 한다. 이러한 분석방법이 의미하는 바는 세월호 참사의 영향으로 우리나라 전체 성인인구의 평균적인 우울 수준이 어떤 궤적을 보여주고 있는지를 살펴보는 것이며, 다른 한편으로 세월호 참사 후에 나타난 우리 사회의 집합적 우울 수준의 변화는 어떤 의미를 가지고 있는지 파악하고자 하는 것이다. 만약 세월호 참사 이후에 나타난 우울 수준의 변화 궤적이 이미 알려진 일반적인 우울 궤적과 상이하다면, 이러한 변화 궤적이 의미하는 바는 무엇이며 이에 영향을 미치는 예측요인이 무엇인지도 살펴보고자 한다. 이를 구체적인 연구질문으로 나타내면 다음과 같다.

첫째, 세월호 참사 전후 시점에서 한국 성인 인구의 우울 궤적은 어떠한가?

둘째, 세월호 참사 전후 시점을 포함하는 한국 성인 인구의 우울 궤적을 예측하는 요인은 무엇인가?

제2절 문헌 연구

1. 세월호 참사와 재난 사회복지, 그리고 정신건강

2014년 세월호 참사는 우리 사회에 크나큰 충격과 슬픔, 분노를 준 사건으로 지금까지도 희생자들과 유가족에 대한 추모의 분위기가 이어지고 있다. 세월호 참사는 대다수 국민들에게 단순히 선박이 침몰하여 사상자가 발생한 사고가 아니라 국민의 안전을 위해 노력해야 할 '국가가 국민을 구조하지 않은 사건'으로 상징적으로 표현된다(박민규, 2014). 사고가 발생한 2014년 말에 있었던 한 언론사의 국민여론조사에서도 광복 이후 가장 중요한 사건이 무엇인지에 대한 질문에 세월호 참사(13.9%)가 한국전쟁(15.5%) 다음 순위를 차지하여, 세월호 참사는 국민들에게 큰 심리적 충격을 안겨준 사건으로 평가되고 있다(한겨레신문, 2015; 한소정, 2017).

연구자들은 세월호 참사를 국민 모두에게 심리적 스트레스를 주는 외상적 사건으로 규정한다(김명희, 2015; 김중엽, 2014; 이동훈 외, 2017). 특히, 세월호 참사 이후 한국 사회가 체험한 집합적 우울 현상을 김홍중(2015)은 '마음의 부서짐'으로 재명명하고 희생자에 대한 사회적 애도가 좌절되고, 주권자로서의 권리가 훼손되는 과정에서 집합적 무기력이 학습된 것으로 설명하고자 하였다. 다른 연구자들도 세월호 참사로 인해 한국의 대다수 개인들이 경험하는 분노와 우울 현상을 사회적 고통(이현정, 2016), 집단 트라우마(문희정 외, 2017; 이진의 외, 2014) 등으로 설명하고자 하였다.

사회복지실천 및 임상 영역에서는 재난 사회복지적 측면에서, 혹은 정신건강 영역에서 접근하는 연구가

상대적으로 활발하게 수행되어왔다. 근래에도 경주지진(현진희 외, 2018)이나 이천 집중호우(이현주·권지성, 2015)와 같은 자연재해가 발생한 현장에서 피해자 및 실무자의 경험을 이해하고 개입하려는 사례연구가 대표적이다. 세월호 참사에 대해서도 정신적 외상을 경험한 유가족(김유진 외, 2018; 이나빈 외, 2017; 이동훈 외, 2017), 친구(이동훈 외, 2016; 하민정, 2018), 지역사회 주민(이진숙 외, 2018; Yang et al., 2018), 사고수습에 참여한 구조요원이나 정신건강전문요원(이나빈 외, 2017; 이동훈·신지영, 2016; Oh et al., 2019), 사회복지사(김수영 외, 2017)를 대상으로 이들의 경험에 초점을 맞춘 질적연구 등이 주로 수행되었다.

외상적 사건은 이를 경험하는 관련자들에게 여러 가지 심리적 영향을 미칠 수 있다. 세월호의 침몰로 인해 충격적인 방식으로 가족이나 이웃의 사별을 경험하는 경우를 특별히 외상적 상실(traumatic loss)라고 하며(Walsh, 2007), 희생자의 유가족과 같은 직접 경험자에게는 상실 경험으로 인해 분노나 죄책감, 우울, 불안, 무력감, 외로움, 외상후 스트레스 등의 심리·정서적 고통을 경험하게 만들고 대인관계나 직장생활 등의 삶의 전반에서도 위기를 경험하도록 한다(이동훈 외, 2017; 조선휘·강영신, 2015). 세월호 생존 학생의 복잡한 슬픔(complicated grief)에 대한 연구에서는 사고 20개월 이후에도 연구대상 중 24.5%가 여전히 복잡한 슬픔을 가지고 있음이 확인되었다(Lee et al., 2018).

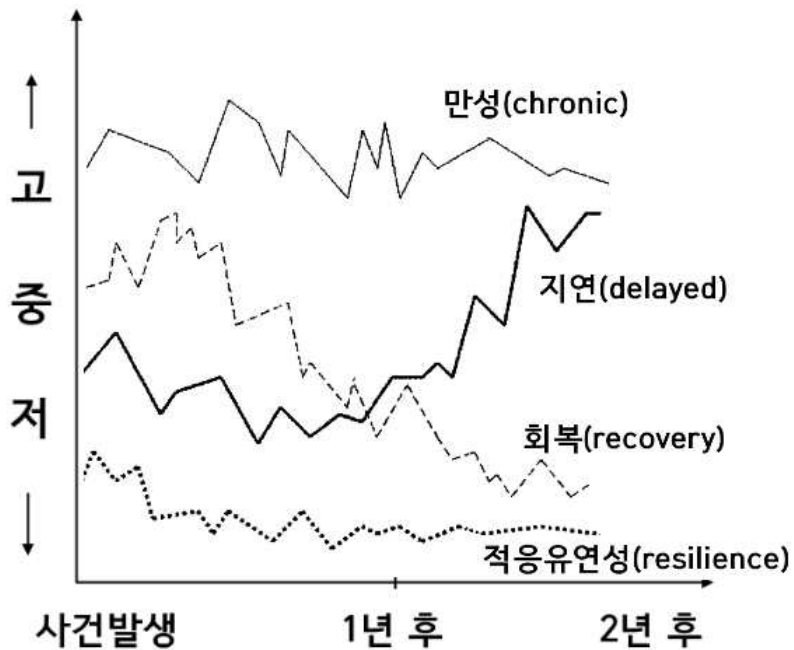
외상적 사건의 간접 경험자 또한 이와 유사한 심리적 경험을 할 수 있다는 연구가 다수 수행되었다. 참사 3개월 이후에 세월호 참사와 직접적 관련이 없는 청소년을 대상으로 이루어진 연구에서는 연구대상 중 72.2%가 간접 외상을 경험한 것으로 나타났고(손승희, 2014), 참사 발생 5개월 후 세월호 참사와 직·간접적 관계가 없는 대학생을 대상으로 매체 노출을 통한 간접외상을 분석한 연구에서는 연구대상의 27.6%가 매체노출을 통해 간접외상이 나타났다고(정의문, 2015). 다만, 세월호 참사 후 6개월 시점에서 대학생들의 우울·불안감에 미치는 요인을 분석한 연구에서는 대중매체를 통한 재난사건 보도에 자주 노출되더라도 우울·불안 수준은 증가하지 않았다는 연구결과도 보고되었다(김은영, 2016). 세월호 뉴스 노출을 통해서 죽음불안과 외상 당시의 위기를 유발하는 경로를 통해 외상후 스트레스 증상을 증가시킬 수 있음을 확인한 연구도 있다(이홍표 외, 2016). 그러나 이러한 연구들은 모두 단일 시점의 횡단 자료를 이용한 연구로서 세월호 참사로 인한 심리적 영향이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화하는지 밝혀내지는 못하는 한계가 있다.

2. 재난으로 인한 정신건강 변화에 대한 종단연구

Bonanno(2004)는 외상이나 트라우마를 경험하더라도 대부분의 사람들은 레질리언스 특성 때문에 기능 특성에 있어 사소하고 일시적인 장애를 보일 것이라고 설명하였다. 즉, 가까운 사람을 죽거나 외상사건의 발생할 때 사건발생 직후부터 기능장애 상태가 심각하고 지속되는 ‘만성’(chronic), ‘지연’(delayed), ‘회복’(recovery), ‘적응유연성’(resilience) 4가지의 반응 유형을 보일 것이라고 설명하면서, 상실이나 외상적 경험에도 불구하고 정상적인 기능을 유지하거나 빠른 시간 내에 회복하는 경우가 많다는 여러 실증 연구들을 제시하였다.

아동에 대한 레질리언스 개념이 성인들에게도 흔히 나타날 수 있다는 Bonanno의 견해는 이후 재난이 발생했을 때 피해당사자들의 다양한 정신건강 궤적을 밝혀내려는 연구들로 이어졌다. 예를 들어, Norris 등(2009)은 1999년 멕시코 대홍수와 2001년 뉴욕 911 테러에 대한 종단데이터를 수집하여, 외상 후 스트레스 반응 궤적이 어떤 유형으로 나타나는지 분석하였다. 총 6개의 예상 궤적 중에서 ‘저항’(resistance), ‘레

[그림 1] 대인관계 상실 및 외상사건 후 기능장애 변화 패턴 (Bonanno, 2004, 수정)



질리언스'(resilience), '회복'(recovery), '만성역기능'(chronic dysfunction)의 4가지 궤적이 가장 빈번하게 나타났다는데, 이 중 낮은 수준에서 큰 변화 없이 안정적인 저항 유형이 40.1%, 일시적으로 감소하거나 증가하나 여전히 낮은 수준인 레질리언스 유형이 13.3%로 상대적으로 높은 비율을 차지하였다. Nandi 등 (2009)은 뉴욕 911 테러 참사 이후 뉴욕시민의 우울 수준을 참사 발생 6개월 후부터 총 4차에 걸쳐 수집하여 우울 변화 궤적을 추적하였다. 분석 결과 5개의 우울 궤적 유형 중 저항 유형이 39.4%로 가장 높은 비율로 나타났다.

이러한 연구들은 정신건강 궤적을 평균적으로 분석하기보다는 시간의 흐름에 따라 다양한 하위 유형으로 세분화하여 이해한다는 점에서 후술할 국내 연구동향과 일견 유사하게 보이지만, 재난이라는 시점 이후의 변화를 살펴본다는 점에서 큰 차이가 있다.

3. 국내 패널자료를 활용한 우울 궤적 연구 동향

성인 인구의 우울에 대한 국내의 종단연구는 한국복지패널 및 한국고령화연구패널을 활용한 연구가 상대적으로 활발하게 이루어져 왔다. 한국복지패널조사의 경우 CESD-11으로 측정되는 우울 변수가 포함되어 매년 조사되고 있으며, 저소득층 가구를 과대표집하여 취약계층을 포함하는 전체 성인 인구의 우울 변화를 추적하기에 적합한 자료이다. 2년마다 조사가 이루어지는 한국고령화연구패널에서 우울은 CESD-10 척도로 측정되고 있는데, 전국의 45세 이상의 중고령자를 표본으로 하기 때문에 노년기 및 성인의 우울에 대한 종단연구에 많이 활용되어 왔다.

패널자료를 활용한 국내 성인 인구의 우울에 대한 종단연구를 연구대상 및 분석방법에 있어서 몇 가지 특징이 있다. 이를 정리하면 아래 <표 1> 과 같다.

〈표 1〉 패널데이터를 활용한 우울에 대한 선행연구

연구 대상	연구	분석자료	분석방법	결과 및 궤적
성인 전체	강상경·권태연(2008)	한국복지패널 1차	GLM	청장년기 → 노년기 우울 증가
	성준모(2010a)	한국복지패널 1-2차	패널회귀분석	우울 감소
	성준모(2010b)	한국복지패널 1-3차	패널회귀분석	저소득 중년여성 우울 감소
	성준모(2012)	한국복지패널 1-4차	패널회귀분석	베이비붐세대 남성 우울 감소
	성준모(2013)	한국복지패널 1-4차	패널회귀분석	우울 감소
	권태연(2011)	한국복지패널 1-3차	잠재성장모형	우울 감소
	권태연(2012)	한국복지패널 1-3차	잠재성장모형	우울 감소
	허만세(2014)	한국복지패널 1-5차	잠재성장혼합모형	5 유형 (유지, 완만상승, 급격감소후유지, 고수준감소증가, 상승후 감소)
	정은희·강상경(2014)	한국복지패널 1-7차	잠재성장모형	우울 감소
	강상경 외(2015)	한국복지패널 1-8차	잠재성장모형	우울 감소
	정은희(2018)	한국복지패널 1-8차	잠재성장모형	우울 감소
노인	전해숙·강상경(2009)	한국복지패널 1-3차	잠재성장모형	우울 감소
	이현주(2013)	고령화연구패널 1-3차	잠재성장모형	우울 증가
	김진현(2015)	한국복지패널 1-7차	잠재성장모형	우울 감소
	전해숙(2017)	한국복지패널 7-9차	잠재성장모형	초고령노인 우울 증가
	허원구(2017)	고령화연구패널 1-4차	잠재성장모형	우울 증가
	강은나·최재성(2014)	한국복지패널 1-5차	잠재성장혼합모형	4 유형 (감소, 증가후감소, 증가, 안정)
	김명일(2017)	한국복지패널 1-9차	준모수적집단중심 모형	4 집단 (안정, 저수준유지, 위험경계, 고수준 유지)
	김사현·김소진(2019)	고령화연구패널 1-6차	집단중심궤적모형	5 유형 (최저, 저수준, 감소, 증가, 고수준)
장애인	김향아(2019)	한국복지패널 1-12차	잠재성장혼합모형	남성 2유형 (감소, 유지) 여성 4유형 (증가, 고수준감소, 저수준감소, 유지)
	조혜정·서인균(2012)	한국복지패널 1-4차	잠재성장모형	신체장애인 우울 증상 감소
	전해숙·강상경(2013)	한국복지패널 1-5차	잠재성장모형	우울 증상 감소
	박정숙 외(2009)	한국복지패널 1-3차	RM ANOVA 등	신체장애인 우울 감소
기타	유창민(2017)	한국복지패널 1-10차	잠재성장모형	장애인-비장애인 모두 우울 감소
	박민경·전혜정(2014)	한국복지패널 1-6차	잠재성장모형	자살생각있는 베이비부머(220명) 우울 감소
	강석임·전희정(2013)	한국복지패널 1-3차	잠재성장모형	기혼여성 우울 감소

첫째, 연구방법이 점차 구체화되는 방향으로 변화하고 있다. 초기의 종단연구들은 비교적 시점이 짧은 기간 동안의 패널자료를 활용하고, 잠재성장모형을 활용하여 연구대상의 평균적 궤적에 대한 연구가 상대적으로 많다(권태연, 2011; 전해숙·강상경, 2009, 2013). 점차 패널자료 축적이 진행되면서 보다 장기간 시점에 대하여, 잠재성장혼합모형 및 준모수적 집단중심모형을 적용하여 전체 평균 궤적보다는 하위집단별 궤적을 유형화하려는 방향으로 구체화되고 있다(강은나·최재성, 2014; 김사현·김소진, 2019; 허만세, 2014)

둘째, 연구 대상 측면에서 전체 성인 인구를 대상으로 하는 연구보다는 특정 인구집단을 대상으로 수행되는 연구가 많으며, 특히 노년기 인구를 대상으로 하는 연구가 상대적으로 활발하다(김명일, 2017; 김진현, 2015; 이현주, 2013). 또한 장애인(전해숙·강상경, 2013; 조혜정·서인균, 2012)이나 여성(강석임·전희정, 2013), 베이비부머(박민경·전혜정, 2014), 초고령노인(전해숙, 2017)과 같이 인구집단을 보다 좁히거나 인구집단별로 궤적을 비교하는 연구(유창민, 2017)가 수행되고 있다.

셋째, 한국 성인 인구의 우울 궤적은 대체로 시간의 경과에 따라 감소하는 경향을 보여준다(전해숙·강상경, 2009; 정은희·강상경, 2014). 그러나 이러한 현상이 실제 우울 증상의 감소를 뜻하는 것인지, 패널데이터의 특성으로 인해 발생하는지는 뚜렷하지 않다. 이에 대해 우울 유병률이 증가하는 국가 통계데이터와도 맞지 않는다는 비판이 제기되고 있으며(허만세, 2014), 우울이 감소하는 현상에 대하여 우울 고위험군(자살자나 노년층, 빈곤층)이 조사에서 구조적으로 탈락될 가능성을 조심스럽게 제기하기도 한다(전해숙·강상경, 2009). 패널조사에서 탈락자의 개인정보를 확인할 수 없는 한계를 고려하면, 추가 패널이 추가되어 구축되는 시점의 자료를 분석하는 것이 현실적인 해결방법이 될 수 있다(전해숙, 2017).

넷째, 활용하는 자료 및 연구 대상에 따라 우울궤적은 상이하게 도출된다. 예를 들어, 한국복지패널을 이용한 연구에서는 우울의 궤적이 대체로 감소하는 경향으로 나타나지만(전해숙·강상경, 2009; 김진현, 2015), 고령화연구패널을 이용한 연구에서는 증가하는 경향이 나타난다(이현주, 2013; 허원구, 2017). 초고령노인의 경우 우울 수준이 증가하는 이질적인 결과가 나타나기도 한다(전해숙, 2017). 이러한 점은 일찍부터 인구집단이나 특성에 따라 다양한 우울 궤적 유형이 존재할 수 있으며, 이에 초점을 맞추는 연구들은 잠재성장모형보다는 잠재성장혼합모형을 통해 분석하고자 한다(김향아, 2019; 김사현·김소진, 2019; 허만세, 2014).

다섯째, 잠재성장모형은 거의 모두 선형모형을 통해 추정하고 있다. 잠재성장모형에서 궤적의 적절한 형태를 추정하기 위해서 여러 가지 경쟁모형을 설정하고 비교하는 전략을 사용하지만, 비교적 단기간의 자료를 활용한 잠재성장곡선은 대체로 선형모형이 가장 간명한 모형이 된다(전해숙·강상경, 2009). 그러나 연구대상이나 연구목적에 따라 다양한 잠재성장모형이 활용될 수 있다. 예컨대, 학교와 같이 시점에 따른 환경의 변화가 명확하고 발달단계가 구분되는 경우 초·중·고 전환시점을 기준으로 선형기울기를 각각 모수화하는 분할함수 잠재성장모형을 적용하는 것이 적절할 수 있다(박소영·정혜원, 2019; 손수경·이현정·홍세희, 2017). 기존의 우울 궤적 연구는 평균적인 궤적이 무엇인지에 초점을 맞추고 추세를 설명하고자 한다면, 급격한 변화 시점이 존재하는 경우에는 전통적인 선형모형을 가정한 잠재성장모형보다 분할함수 잠재성장모형의 적용이 더 적합할 수 있다.

종합하면 국내 패널자료를 활용한 우울 궤적 연구는 연구대상 측면에서는 전체 성인 인구보다는 노인, 초고령노인, 장애인, 여성 등으로 연구대상이 좀 더 구체화되는 경향이 나타나고, 방법론적으로도 전체 인구집단의 궤적을 살펴보는 잠재성장모형의 적용에서 하위집단의 다양한 궤적을 세분화하는 잠재성장혼합모형으로 이동하는 경향이 나타난다. 그러나 무엇보다도 연구자의 연구질문 및 연구목적에 따라 분석방법이 결정되어야 할 필요가 있다. 본 연구에서는 앞서 살펴본 선행연구를 바탕으로 세월호 참사 전후로 우

리나라 전체 성인 우울 궤적의 평균적인 변화가 어떻게 나타나는지 탐색적으로 살펴보고자 한다. 특히, 세월호 참사로 인해 우울 수준이 증가할 수 있음을 고려하여, 특정 시점에서 기울기의 변화를 가정하는 분할함수 잠재성장모형을 적용하고자 한다.

제3절 연구 방법

1. 연구대상

본 연구에서의 분석에 사용된 자료는 한국복지패널 7차 ~ 13차년도에의 응답자료이다. 한국복지패널은 전국을 대표하고 있으며, 소득, 경제활동, 건강 및 생활실태 등 다양한 영역에 대한 조사내용을 포함하고 있어 본 연구의 목적에 부합하는 자료이다. 한국복지패널은 2006년 1차년도부터 전국 7,072가구와 그 가구원을 대상으로 매년 조사를 실시하고 있으나, 매년 탈락자가 발생하는 패널 자료의 특성상 2012년 7차년도에 신규 표본가구 1,500가구를 추가하였다. 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 7차년도에 종속변수인 우울 변수에 응답한 만 19세 이상 성인 13,903명을 대상으로 우울 궤적을 분석한다. 본 연구에서 활용된 사례수 및 표본유지율은 아래 <표 2>와 같이 7차년도 13,903명(100.0%), 8차년도 13,266명(95.4%), 9차년도 12,488명(89.8%), 10차년도 11,969명(86.1%), 11차년도 11,347명(81.6%), 12차년도 10,822명(77.8%), 13차년도 10,392명(74.7%)으로 나타났다.

<표 2> 표본 유지율 (13,903명)

차수	7차	8차	9차	10차	11차	12차	13차
응답자 수	13,903	13,266	12,488	11,969	11,347	10,822	10,392
탈락자 수	0	637	1,415	1,934	2,556	3,081	3,512
표본유지율	100.00%	95.4%	89.8%	86.1%	81.6%	77.8%	74.7%

2. 측정도구

1) 종속변인 : 우울 궤적

본 연구의 종속변수는 우울 궤적으로 우울 수준의 초기값과 변화율을 모수화한 잠재변수이다. 우울 수준은 CES-D(The Center for Epidemiologic Studies of Depression) 척도 11문항을 사용하여 측정한다. 한국복지패널조사에서 CES-D 척도는 Radloff(1977)가 개발하고 표준화하였으며, 전경구와 이민규(1992)에 의해 개발된 한국판 우울척도 11문항을 통해 측정된다. 각 문항의 내용은 ‘먹고 싶지 않고 식욕이 없다’, ‘비교적 잘 지냈다’, ‘상당히 우울했다’, ‘모든 일이 힘들게 느껴졌다’, ‘잠을 설쳤다’, ‘세상에 홀로 있는 듯한 외로움을 느꼈다’, ‘큰 불만없이 생활했다’, ‘사람들이 나에게 차갑게 대하는 것 같았다’, ‘마음이 슬펐다’, ‘사람들이 나를 싫어하는 것 같았다’, ‘도무지 뭘 해 나갈 엄두가 나지 않았다’로 구성된다. 각 문항은 ‘극히 드물다(일주일에 1일 미만, 1점)’, ‘가끔 있었다(일주일에 1~2일간, 2점)’, ‘종종 있었다(일주일에 3~4일간, 3점)’, ‘대부분 그랬다(일주일에 5일 이상, 4점)’로 측정하나, ‘비교적 잘 지냄’과 ‘불만없이 생활함’의 2 문항은 역코딩하여 0에서 3점으로 변환하고 11개 문항의 응답값을 합산한 후 20/11을 곱하여 변환한 값으로 우울 수준을 측정한다. 계산값은 60점 만점이며, 16점이 넘는 경우 우울증을 의심할 수 있다. 본 연

구에서는 7차년도~13차년도의 7개 시점의 측정값을 활용하며, CES-D 척도의 신뢰도(Cronbach α)는 7차년도 .857, 8차년도 .874, 9차년도 .855, 10차년도 .886, 11차년도 .885, 12차년도 .887, 13차년도 .888이다.

2) 예측요인

(1) 인구사회학적 요인

성별은 여성 0, 남성을 1로 코딩하였고, 연령은 연령대별 비교를 용이하게 하기 위하여 더미코딩을 하였다. 즉, 초기성인기 연령 더미(만 19세~40세=1)와 중·장년기 연령 더미(만 41세~60세 = 1)로 각각 더미 코딩하였고, 이 경우 60세 이상의 노년기가 준거집단이 된다. 교육수준은 고졸미만은 0, 고졸 이상은 1로 설정하였다. 소득수준은 가구 경상소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 균등화소득을 다시 자연로그변환한 값을 사용한다($LM\left(\frac{\text{경상소득}}{\sqrt{\text{가구원수}}}\right)$).

(2) 위험요인

만성질환 여부는 6개월 이상 투약·투병이 있다고 응답한 경우를 1로, 투약·투병을 하지 않거나 6개월 미만의 일시적 투약·투병이 있는 경우는 0으로 코딩하였다. 가족 갈등 수준은 가족 갈등에 대한 5문항을 평균하여 사용하였고, 설문내용은 '우리 가족은 의견충돌이 잦다', '가족원들이 가끔 너무 화가 나서 물건 등을 집어던진다', '가족원들이 항상 침착하게 문제를 논의한다', '가족원들이 자주 서로를 비난한다', '가족원들이 가끔 서로를 때린다'로 구성되어 있다. 각 문항은 전혀 그렇지 않다(1점)에서 매우 그렇다(5점)의 리커트 척도로 조사되었으며, 7차년도 자료에서의 척도 신뢰도(Cronbach's α)는 .765이다.

주거열악성 수준은 거주하고 있는 주택의 구조·성능 및 환경에 대한 4문항을 사용하였다. 각각 '영구건물로서 튼튼하고, 주요 구조부의 재질이 내열·내화·방열 및 방습에 양호한 재질을 갖추고 있다', '적절한 방음·환기·채광 및 난방설비를 갖추고 있다', '소음·진동·악취 및 대기오염 등으로 인하여 생활하기에 적절하지 않다', '해일·홍수·산사태 및 절벽의 붕괴 등과 같은 자연재해로부터 안전하다'에 대해 각 문항에 열악하지 않다고 응답한 경우 0으로, 열악하다고 응답한 경우에 1로 각각 코딩하여 합산하여 사용한다.

(3) 보호요인

우울에 대한 보호요인은 자아존중감 수준과 혼인상태, 자원봉사 경험으로 연구모형에 포함하였다. 자아존중감 수준은 Rosenberg(1979)의 자아존중감 10개 문항을 평균하여 사용하였다. 자아존중감은 자신에 대한 긍정적 평가 5문항과 부정적 평가 5문항으로 구성되어 있는데, 부정적 평가 5문항을 역코딩하여 평균하였다. 점수가 높을수록 자아존중감 수준이 높은 것이며, 본 자료에서의 신뢰도(Cronbach's α)는 .731이다. 혼인상태의 경우 배우자가 있는 경우 1로, 그 외 사별이나 이혼, 별거, 미혼인 경우는 0으로 코딩하였다. 사회활동 여부는 정기적인 기부나 자원봉사활동 경험이 없는 경우 0으로, 경험이 있는 경우에는 1로 코딩하였다. 그리고 모형에 투입한 예측요인은 모두 7차년도 값을 사용하였다.

(4) 기타요인

우울 궤적에 대한 추가분석을 위해 이타심 수준과 유자녀 여부, 정치상황만족도, 정치적지향도를 연구모형 2에 포함시켰다. 이타심 수준은 '지역사회 내에서 누군가 위급하게 도움(예: 헌혈 등)을 필요로 하는 경우 기꺼이 도움을 줄 의향이 있는지'에 대해 5점 리커트 척도로 측정된 값을 사용하였다. 유자녀 여부는

만 0세 ~ 17세 이하 자녀 및 아동을 가구 내에 있는 경우 대답하도록 설계된 문항을 활용하여 측정하였다. 즉, 예를 들어 8차년도에 공공어린이집 서비스를 이용한 경험이 있거나 없다고 응답한 경우 17세 이하의 자녀가 가구 내에 있는 것으로 측정하고(유자녀=1), 해당되지 않는다고 체크된 경우는 17세 이하의 자녀가 없는 것으로 측정하였다(유자녀=0). 정치상황만족도 및 정치적성향은 8차년도 복지인식 부가조사 설문에서 5점 리커트 척도로 조사한 응답값을 사용하였다. 점수가 높을수록 조사시점 현재의 한국 정치상황에 대해 불만족스럽다고 인식하고, 자신의 정치적 성향이 보수적이라고 생각하는 것이다.

3. 분석방법

먼저 연구대상의 일반적 특성을 파악하기 위해 빈도분석을 실시한다. 그리고 연구질문인 세월호 참사 전후의 우리나라 성인의 우울 수준의 변화 패턴을 살펴보기 위해 분할함수 잠재성장모형(piecewise latent growth modeling)을 사용하여 분석하고자 한다. 분할함수 잠재성장모형은 성장모형의 함수에 질적으로 다른 기간이나 단계를 구분하는 분할함수를 적용하여 변화를 추정하는 모형이다(박소영·정혜원, 2019; 손수경 외, 2017). 흔히 잠재성장모형에서는 선형 가정을 통해 궤적을 설명하지만³⁸⁾, 궤적의 변화 양상에 따라 2차 함수를 사용하거나 분할함수의 개념을 도입하여 분석하는 것이 더 적절할 수 있다. 특히, 분할함수의 경우 특정 사건이나 정책적 개입으로 인해 관심변수의 궤적이 이전 기간과 다르게 나타나는 경우 적합한 모형이다.

분할함수 모형의 요인계수 행렬은 특정 시점을 기준으로 수준 또는 변화율이 달라질 것으로 추정한다. 분할함수 모형을 다음과 같은 수식으로 표현할 수 있는데, 분할 시점을 전후로 서로 다른 선형모형을 모델링하는 것이다. 이 때, η_{0i} 는 y 의 초기값, η_{1i} 는 1차 기간의 기울기, η_{2i} 는 2차 기간의 기울기에 대한 모수이며, λ_{0t} 는 y 의 초기값에 대한 요인계수로 1로 고정되며, λ_{1t} 는 1차 기간의 기울기에 대한 요인계수, λ_{2t} 는 2차 기간의 기울기에 대한 요인계수이다(손수경 외, 2017).

$$Y_{it} = \lambda_{0t}\eta_{0i} + \lambda_{1t}\eta_{1i} + \lambda_{2t}\eta_{2i} + e_{it}$$

본 연구에서는 세월호 참사가 일어난 9차년도(2014년)를 기준으로 우울 궤적의 기울기 변화가 나타날 수 있다고 가정한다. 이러한 기울기의 변화 효과를 반영한 성장모형은 위의 수식에서 λ_{1i} 를 7~8차년도 시기 기울기의 요인계수로, λ_{2i} 는 9차~13차 시기 기울기의 요인계수로 모델링하는 것이 된다. 그리고 세월호 참사의 효과가 계속 지속되는지 혹은 누적효과가 있는지의 연구자의 가정에 따라 요인계수의 값을 조정하여 변화 시점을 다양하게 모델링할 수 있다. 가정에 따라 분할함수 모형의 요인계수 행렬식을 아래와 같

38) 전통적인 잠재성장모형인 무변화모형과 선형변화모형, 이차변화모형의 요인계수 행렬은 다음과 같이 나타낼 수 있다. 무변화 모형은 초기치만 모수화하는 모형으로 첫 번째 열로만 구성된다. 선형변화를 가정하는 잠재성장모형에서는 첫 번째 열은 무변화 모형과 같이 요인계수를 1로 고정하여 초기값을 모수화하고, 두 번째 열은 0부터 1씩 증가하는 값으로 설정하여 초기치와 기울기를 모수화한다(선형변화모형). 이차변화모형은 기울기의 변화량 즉, 가속도를 모수화하는 모형으로 세 번째 열을 도입하여 요인계수를 제곱값으로 차례로 투입하여 2차 함수 형태의 궤적을 모델링한다.

$$A_{\text{무변화모형}} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \\ 1 \end{bmatrix} \quad A_{\text{선형변화모형}} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \\ 1 & 2 \\ 1 & 3 \\ 1 & 4 \\ 1 & 5 \\ 1 & 6 \end{bmatrix} \quad A_{\text{이차변화모형}} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \\ 1 & 2 & 4 \\ 1 & 3 & 9 \\ 1 & 4 & 16 \\ 1 & 5 & 25 \\ 1 & 6 & 36 \end{bmatrix}$$

이 나타낼 수 있다.

$$A_{\text{분할일시모형}} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 2 & 1 \\ 1 & 3 & 0 \\ 1 & 4 & 0 \\ 1 & 5 & 0 \\ 1 & 6 & 0 \end{bmatrix} \quad A_{\text{분할고정지속모형}} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 2 & 1 \\ 1 & 3 & 1 \\ 1 & 4 & 1 \\ 1 & 5 & 1 \\ 1 & 6 & 1 \end{bmatrix} \quad A_{\text{분할선형증가모형}} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 2 & 1 \\ 1 & 3 & 2 \\ 1 & 4 & 3 \\ 1 & 5 & 4 \\ 1 & 6 & 5 \end{bmatrix}$$

분할함수 요인계수 행렬식에서 두 번째 열은 일반적인 선형변화모형의 기울기를 나타내며, 세 번째 열에 다른 기울기를 추가하여 모델링하지만, 본 연구에서는 선형변화모형의 초기치와 기울기를 통제한 상황에서 세월호 참사로 인한 우울 수준의 순수한 변화만을 모수화하고자 하였다. 먼저, 분할일시모형은 선형모형에서 세월호 참사로 인한 영향이 변화시점인 9차년도에만 일시적으로 나타날 것이라고 가정하는 모형이며, 분할고정지속모형은 이러한 영향이 9차년도 이후에도 매년 동일하게 지속될 것이라고 가정한다. 분할선형증가모형은 선형변화모형에 추가적으로 세월호 참사로 인한 영향이 누적되어 일정한 선형 기울기로 나타날 것이라고 가정한다.

그리고 우울 궤적을 예측하는 요인이 무엇인지를 파악하기 위해 연구모형 1에서는 선행연구(강상경 외, 2015)를 고려하여 인구사회학적 요인과 우울에 대한 위험요인과 보호요인을 포함하여 분석한다. 인구사회학적 요인으로 성별, 연령, 교육수준, 소득수준을 포함하였고, 위험요인으로는 만성질환여부, 가족갈등수준, 주거열악성 수준을 투입하였다. 우울에 대한 보호요인은 자아존중감 수준, 혼인상태, 사회활동 여부를 변수로 모형에 포함하였다. 잠재성장모형의 예측변인으로 투입한 변수들은 모두 궤적의 출발점인 7차년도의 값을 투입하였다. 세월호 참사로 인한 영향이 궤적에 반영된다면 이를 탐색적으로 분석하기 위해 연구모형 2에서는 추가적으로 이타심 수준, 유자녀여부, 정치상황에 대한 만족도 및 정치적성향을 투입한다.

연구모형의 적합도 및 경쟁모형을 평가하기 위해서는 절대적합지수인 χ^2 통계량, RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation), 증분적합지수인 CFI(Comparative Fit Index)와 TLI(Turker-Lewis Index)를 준거기준으로 사용한다(홍세희, 2001; Hu and Bentler, 1999). χ^2 통계량의 경우 모형의 복잡도나 사례수에 민감하여 보수적으로 보고하는 점을 고려하여, 다른 적합도 지수를 함께 종합하여 모형적합도를 판단한다. 즉, RMSEA가 .08 이하이고, CFI 및 TLI가 .9 이상일 때 모형이 적합한 것으로 판단하였다(홍세희, 2000; Browne and Cudeck, 1993). 경쟁모형의 비교를 위한 정보준거지수로는 AIC(Akaike Information Criterion)와 ECVI(Expected Cross-Validation Index)를 사용하였으며, 값이 작을수록 모델적합도가 더 좋은 것으로 판단한다(배병렬, 2014). 패널자료의 경우 반복측정의 과정에서 결측치가 발생할 수밖에 없기 때문에, 분석에서는 투입된 모든 변수의 정보를 활용하여 결측치를 대체하는 완전정보최대우도법(FIML: Full-Information Maximum Likelihood)을 사용하여 추정한다.

제4절 연구 결과

1. 연구대상의 일반적 특성

본 연구의 분석대상인 패널응답자의 일반적 특성을 모형에 포함된 주요 변수를 기준으로 정리하면 다음 <표 3> 과 같다. 만 19세 이상 성인의 우울 수준은 7차년도 평균 6.63점에서 13차년도 평균 6.64점으

로 대체로 일정하게 나타났으나, 9차년도 우울 평균은 7.89점으로 일시적인 증가하는 경향이 나타났다.

성별은 남성 비율이 43.4%였으며, 연령을 20세 단위로 구분하였을 때 초기성인기는 3,971명으로 28.6%를 차지하였으며, 중·장년기가 4,359명으로 31.4%, 노년기는 5,573명으로 40.1%였다. 교육수준은 고등학교 졸업을 기준으로 고졸 미만인 경우가 43.9%인 6,107명이고, 고졸 이상인 경우가 56.1%인 7,796명이었다.

〈표 3〉 주요 변수의 기술통계

구분		사례수 (%)	최소값	최대값	평균	표준편차	
종속변수	7차년도 우울 평균	13,903 (100.0)	0	52.73	6.63	8.31	
	8차년도 우울 평균	12,825 (92.2)	0	60.00	6.93	8.76	
	9차년도 우울 평균	12,150 (87.4)	0	54.55	7.89	8.90	
	10차년도 우울 평균	11,560 (83.1)	0	58.18	6.59	8.76	
	11차년도 우울 평균	10,893 (78.3)	0	60.00	6.53	8.72	
	12차년도 우울 평균	10,414 (74.9)	0	60.00	6.49	8.68	
	13차년도 우울 평균	9,991 (71.9)	0	58.18	6.64	8.65	
인구사회학적 변수	성별	남 (1)	6,028 (43.4)	-	-	-	-
		여 (0)	7,875 (56.6)	-	-	-	-
	연령	초기성인기	3,971 (28.6)	19	40	31.26	6.33
		중장년기	4,359 (31.4)	41	60	50.09	5.73
		노년기 (준거집단)	5,573 (40.1)	61	104	71.81	6.67
	교육수준	고졸이상 (1)	7,796 (56.1)	-	-	-	-
고졸미만 (0)		6,107 (43.9)	-	-	-	-	
소득수준 ($LN\left(\frac{\text{경상소득}}{\sqrt{\text{가구원수}}}\right)$)		13,903 (100.0)	-4.61	10.29	7.47	.89	
위험요인	만성질환여부	있음 (1)	6,681 (48.1)	-	-	-	-
		없음 (0)	7,222 (51.9)	-	-	-	-
	가족갈등수준	13,718 (98.67)	1	4.8	1.65	.48	
	주거열악성수준	13,903 (100.0)	0	4	.37	.81	
보호요인	자아존중감수준	13,903 (100.0)	1.1	4	3.01	.42	
	혼인상태	유배우자 (1)	9,029 (64.9)	-	-	-	-
		기타 (0)	4,874 (35.1)	-	-	-	-
	사회활동여부	있음 (1)	1,279 (9.2)	-	-	-	-
없음 (0)		12,624 (90.8)	-	-	-	-	

구분	사례수 (%)	최소값	최대값	평균	표준편차
이타심 수준	13,903 (100.0)	1	5	3.63	.48
기타요인	유자녀 여부				
	있음	3,935 (28.3)	-	-	-
	없음	9,968 (71.7)	-	-	-
정치상황만족도(매우불만족=5)	13,718 (98.67)	1	5	3.78	.92
정치적성향(매우보수적=5)	13,903 (100.0)	1	5	3.22	.94

주) 종속변수(7~13차), 유자녀(8차), 정치상황만족도(8차), 정치적성향(8차)를 제외한 모든 변수는 7차년도 시점에 측정된 값임.

만성질환여부는 6개월 이상 투약·투병하고 있는 경우가 6,681명으로 전체의 48.1%였고, 가족갈등 수준은 5점 만점에 평균 1.65점으로 중간점 이하로 나타나 낮은 편이라고 볼 수 있다. 주거열악성 수준의 평균은 .37로 나타나 4문항 기준 열악하다고 응답한 문항이 1개 미만으로 낮게 나타났다.

자아존중감 수준의 평균은 4점 만점에 3.01점으로 높은 편이라고 볼 수 있다. 혼인상태의 경우 배우자가 있는 경우가 전체의 64.9%였으며, 기부나 자원봉사활동경험이 있는 경우가 전체 응답자의 9.2%로 낮게 나타났다.

이타심 수준은 5점 만점에 평균 3.63점으로 중간점인 3점을 상회하였다. 0세에서 17세 미만의 자녀 혹은 아동이 가구 내에서 함께 살고 있는 경우는 28.3%로 나타났으며, 현재의 정치상황에 불만족하는 정도는 5점만점에 3.78점으로 중간점인 3점보다 높아 정치상황에 대한 불만도는 높은 편으로 나타났다. 정치적 성향의 평균은 3.22점으로 중간점인 3점보다 약간 높은 수준으로 나타났다.

2. 분할함수 잠재성장모형의 비교와 검토

성인 전체 인구의 우울 수준의 변화를 추정함에 있어서 분할함수 잠재성장모형 도입의 적절성을 다음과 같이 평가하기 위하여 무변화 모형, 선형변화 및 이차변화 모형, 분할함수 모형으로 경쟁모형을 설정하여 비교 분석하였다. 분할모형의 경우 앞서 설명한대로 9차년도의 변화가 해당연도에만 일시적으로 나타나는 경우(분할일시모형), 9차년도의 변화가 일정한 기간동안 고정적으로 계속될 것이라고 가정하는 경우(분할고정지속모형), 9차년도의 변화가 선형 증가하는 경우(분할선형증가모형)로 구분하여 설정하였다.

〈표 4〉 우울 궤적에 대한 경쟁모형 비교 결과 (n=13,903)

구분	모형설정	χ^2	df	p	RMSEA	CFI	TLI	AIC	ECVI
우울 수준	무변화	1,767.390	32	.000	.062	.920	.930	1,773.390	.128
	선형변화	1,008.501	29	.000	.049	.955	.957	1,020.501	.073
	이차변화	835.061	25	.000	.048	.963	.958	855.061	.062
	분할일시	583.810	25	.000	.040	.974	.971	603.810	.043
	분할고정지속	625.970	25	.000	.042	.972	.969	645.970	.046
	분할선형증가	768.340	25	.000	.046	.966	.962	788.340	.057

우울 궤적에 대한 경쟁모형 비교를 위해 모형적합도를 살펴보면, 모든 모형의 모형적합도가 양호하게

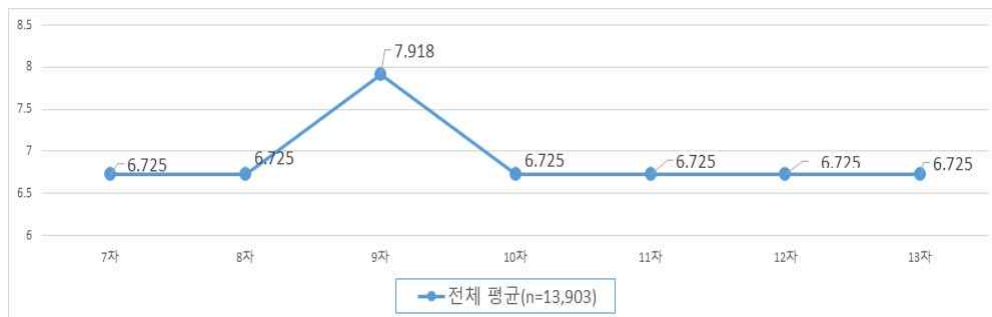
나타났다. 분할모형 중 일시모형에서 RMSEA가 .040, CFI가 .974, TLI가 .971로 자료에 가장 적합한 것으로 나타났으며, AIC 및 ECVI도 다른 경쟁모형에 비해 각각 603.810과 .043으로 가장 낮아 분할일시모형이 7차년도에서 13차년도까지의 우울 궤적을 가장 잘 설명하는 모형이라고 판단할 수 있다. 경쟁모형의 의미를 고려하여 분할일시모형의 의미를 해석하면, 9차년도에 발생한 세월호 참사로 인하여 한국 성인 전체의 우울 수준이 일시적으로 증가하였으나, 10차년도부터는 다시 본래의 궤적으로 회복되는 양상이 나타나고 볼 수 있다. 또한 9차년도에 우울 수준이 일시적으로 증가하고 계속 지속되거나(분할고정지속모형), 그 영향이 누적적으로 계속 증가한다고 보는 것보다는(분할선형증가모형), 분할일시모형이 자료에 더 적합한 것이다. 분할일시모형을 적용한 우울 궤적은 아래 <표 5> 와 같이 초기치(I), 선형 기울기(S1), 일시적 변화(S2)의 3가지 잠재변수로 잠재변수화 할 수 있다. 이를 그래프로 나타내면 <그림 2> 와 같다.

<표 5> 분할함수(일시)인 경우의 무조건부 모형 추정치

구분	I(초기치)		S1(선형 기울기)		S2(일시적 변화)		I-S1의 공분산	I-S2의 공분산	S1-S2의 공분산
	평균	분산	평균	분산	평균	분산			
우울 수준	6.725 ***	34.195 ***	.020	.776 ***	1.193 ***	5.622 ***	-1.576 ***	1.267 *	.050

* p <.05, ** p <.01, *** p <.001

[그림 2] 우울 추정 궤적



한국 성인의 우울 초기치(I) 평균은 6.725이며, 분산은 34.195로 유의하게 나타났다. 우울 궤적의 선형 기울기(S1)의 평균 추정치는 .020이나 유의하지 않아 시점에 따른 선형 변화 없이 일정하게 나타났고, 기울기 분산은 .776으로 유의하였다. 9차년도 우울 수준의 일시적 변화(S2)의 평균 추정치는 1.193으로 증가하는 방향으로 나타났으며, 일시적 변화의 분산 또한 5.622로 유의한 차이를 보였다. 이러한 결과를 종합적으로 해석하면, 우리나라 성인의 평균적인 우울 수준은 초기에는 6.725로 우울을 의심할 수 있는 임계치인 16점보다는 낮은 수준으로 출발하여 9차년도에 일시적으로 7.918로 1.193만큼 증가하였다가 10차년도부터 다시 예년 수준을 회복하여 일정하게 유지하는 궤적을 보여준다. 9차년도 우울 수준의 일시적 변화는 전체적으로는 1.193만큼 증가하였고 분산이 5.622 정도로 유의하게 나타나 개인간 차이가 있었다.

3. 연구모형에 대한 검증 결과

앞서 살펴본 우울 궤적을 설명하는 요인이 무엇인지 살펴보기 위해 선행연구를 참고하여 연구모형 1에는 성별, 연령대(초기성인기, 중장년기 연령 더미), 교육수준, 소득수준과 같은 인구사회학적 요인과 만성 질환여부 및 가족갈등수준, 주거열악성 수준을 위험요인으로 투입하였고, 자아존중감 수준, 혼인상태, 사회활동 여부를 우울 궤적에 대한 보호요인으로 포함하였다. 투입한 변수들은 모두 7차년도 시점의 값이며, 모형적합도는 카이제곱값을 제외하고는 모두 적합기준을 충족하였다($\chi^2 = 1,109.295$, $df=69$, $p < .001$, $RMSEA = .033$, $CFI = .981$, $TLI = .956$).

인구사회학적 요인 중 성별은 우울 궤적의 초기값에만 영향을 미쳤는데, 남성이 여성보다 우울의 출발점 값이 낮았고($\beta = -.118$, $p < .001$), 기울기 값이 유의하지 않아 7차년도의 초기시점 우울의 남녀 격차는 시간이 변해도 계속 유지되는 것으로 나타났다. 그리고 세월호 참사로 인한 우울 수준의 일시적 변화는 남녀 성별에 따라서는 차이는 없었다.

연령의 경우 20~30대의 초기성인기는 준거연령대인 60세 이상 노년기에 비해 우울 수준의 초기값은 유의하게 낮았고($\beta = -.051$, $p < .001$), 시간의 흐름에 따라 우울 수준이 더 빠르게 감소하여 노년기와의 우울 수준의 격차가 증가하였다($\beta = -.166$, $p < .001$). 세월호 참사로 인한 9차년도 우울 수준의 일시적 변화는 노년기에 비해 초기성인기가 적었다($\beta = -.139$, $p < .01$). 40~50대의 중·장년기는 노년기에 비해 출발점의 우울 수준이 유의하게 낮았으며($\beta = -.026$, $p < .05$), 초기성인기와 마찬가지로 우울 수준이 매년 감소하여 우울 수준의 격차가 점차 증가하였다 ($\beta = -.140$, $p < .001$). 9차년도 우울 수준의 일시적 변화는 노년기와 비교했을 때 유의한 차이가 없었다.

〈표 6〉 연구모형 분석 결과

우울 궤적에 대한 예측요인			연구모형 1					연구모형 2				
			β	B	S.E.	t	p	β	B	S.E.	t	p
인 구 사 회 학 적 요 인	성별 (남=1)	→ 우울초기값	-1.18	-1.402	.109	-12.877 ***	-1.16	-1.374	.109	-12.617 ***		
		→ 우울기울기	.021	.037	.029	1.291	.019	.034	.029	1.177		
		→ 일시변화	.043	.205	.140	1.463	.052	.246	.143	1.724 +		
	초기성인기 (초기성인기=1) (노인기=0)	→ 우울초기값	-.051	-.663	.193	-3.433 ***	-.048	-.626	.193	-3.241 **		
		→ 우울기울기	-.166	-.323	.051	-6.279 ***	-.169	-.328	.052	-6.363 ***		
		→ 일시변화	-.139	-.728	.248	-2.933 **	-.174	-.911	.263	-3.457 ***		
	중·장년기 (중장년기=1) (노인기=0)	→ 우울초기값	-.026	-.329	.153	-2.153 *	-.021	-.264	.153	-1.725 +		
		→ 우울기울기	-.140	-.264	.041	-6.495 ***	-.144	-.272	.041	-6.670 ***		
		→ 일시변화	-.052	-.267	.196	-1.364	-.072	-.368	.202	-1.819 +		
교육수준 (고졸이상=1)	→ 우울초기값	-.055	-.646	.150	-4.308 ***	-.052	-.616	.150	-4.106 ***			
	→ 우울기울기	.018	.031	.040	.786	.016	.028	.040	.688			
	→ 일시변화	-.108	-.516	.192	-2.68 **	-.119	-.567	.194	-2.918 **			
소득수준 (가구균등화소득)	→ 우울초기값	-.102	-.671	.067	-9.976 ***	-.100	-.658	.067	-9.779 ***			
	→ 우울기울기	-.036	-.036	.018	-1.999 *	-.038	-.038	.018	-2.093 *			
	→ 일시변화	-.060	-.159	.086	-1.844 +	-.057	-.153	.087	-1.761 +			
위 험 요 인	만성질환여부 (있음=1)	→ 우울초기값	.130	1.525	.135	11.297 ***	.129	1.517	.135	11.247 ***		
		→ 우울기울기	.019	.034	.036	.938	.020	.035	.036	.964		
		→ 일시변화	.108	.512	.173	2.954 **	.116	.550	.174	3.165 **		
	가족갈등수준	→ 우울초기값	.131	1.587	.111	14.279 ***	.132	1.597	.111	14.372 ***		
		→ 우울기울기	-.047	-.084	.030	-2.848 **	-.047	-.085	.030	-2.884 **		
		→ 일시변화	.008	.040	.143	.283	.004	.020	.143	.142		
	주거열악성수준	→ 우울초기값	.016	.115	.067	1.729 +	.017	.123	.067	1.852 +		
		→ 우울기울기	.047	.051	.018	2.898 **	.046	.050	.018	2.841 **		
		→ 일시변화	-.001	-.003	.085	-.039	-.003	-.009	.086	-.108		
보 호 요 인	자아존중감수준	→ 우울초기값	-.517	-7.303	.143	-50.949 ***	-.502	-7.09	.150	-47.147 ***		
		→ 우울기울기	.326	.689	.038	18.038 ***	.313	.662	.040	16.508 ***		
		→ 일시변화	.318	1.813	.184	9.851 ***	.290	1.651	.193	8.537 ***		
	혼인상태 (배우자 있음=1)	→ 우울초기값	-.146	-1.789	.117	-15.271 ***	-.145	-1.784	.117	-15.24 ***		
		→ 우울기울기	.003	.005	.031	.166	.002	.005	.031	.146		
		→ 일시변화	-.065	-.323	.150	-2.149 *	-.076	-.379	.158	-2.391 *		
	사회활동여부 (경험있음=1)	→ 우울초기값	.007	.144	.187	.773	.009	.182	.187	.974		
		→ 우울기울기	-.034	-.104	.050	-2.089 *	-.036	-.109	.050	-2.184 *		
		→ 일시변화	-.045	-.371	.239	-1.549	-.051	-.420	.240	-1.752 +		
기 타 요 인	이타심 수준	→ 우울초기값					-.046	-.324	.069	-4.695 ***		
		→ 우울기울기					.039	.041	.018	2.229 *		
		→ 일시변화					.088	.249	.089	2.805 **		
	유자녀(해당=1)	→ 일시변화					.060	.317	.170	1.859 +		
	정치상황만족도 (매우불만족=5)	→ 일시변화					-.071	-.181	.133	-1.361		
정치적지향도 (매우보수적=5)	→ 일시변화					-.074	-.186	.133	-1.398			
모형적합도			$\chi^2=1,109.295$ (df=69, p <.001) RMSEA=.033, CFI=.981, TLI=.956,					$\chi^2=1,188.311$ (df=91, p <.001) RMSEA=.029, CFI=.983, TLI=.954,				

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

교육수준에 따라서는 고졸 이상 집단이 고졸 미만 집단에 비해 우울 궤적의 출발점은 낮았고($\beta = -.055$, $p < .001$), 기울기가 유의하지 않아 그 격차는 매년 계속 유지되는 추세를 보였으며, 9차년도 우울 수준의 일시적 변화는 고졸 이상 집단이 고졸 미만 집단에 비해 더 적었다($\beta = -.108$, $p < .01$). 소득수준이 높을수록 우울 궤적의 출발점이 낮았고($\beta = -.102$, $p < .001$), 매년 우울 수준은 더 빨리 감소하여 우울 수준의 차이는 해마다 더욱 벌어졌다($\beta = -.036$, $p < .05$). 소득수준이 높을수록 세월호 참사로 인한 9차년도 우울 수준의 증가폭이 완화되는 경향을 보였다($\beta = -.060$, $p < .1$).

위험요인 중 6개월 이상 만성질환이 있는 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 우울 초기값이 더 높았고($\beta = .130$, $p < .001$) 이러한 격차는 매년 계속 유지되었다. 9차년도 우울 수준의 일시 변화는 만성질환이 있는 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 더 많이 증가하였다($\beta = .108$, $p < .01$). 그리고 가족갈등 수준이 높을수록 우울 초기값이 높았으나($\beta = .131$, $p < .001$) 그 격차는 시간이 지남에 따라 줄어들었으며($\beta = -.047$, $p < .01$), 가족갈등 수준에 따른 9차년도의 우울 수준 일시적 변화 차이는 없었다. 주거환경이 더 열악할수록 출발점의 우울 수준이 더 높은 경향을 보였고($\beta = .016$, $p < .1$), 열악할수록 주거에 따른 우울 수준의 격차가 점차 증가하였다($\beta = .047$, $p < .01$). 주거열악성 수준과 9차년도 우울 수준 변화와는 유의한 관련이 없었다.

우울에 대한 보호요인 중 자아존중감 수준이 높을수록 우울 궤적의 초기값은 낮게 출발하지만($\beta = -.517$, $p < .001$), 시간이 지남에 따라 점차 그 격차가 감소하는 궤적을 보였다($\beta = .326$, $p < .001$). 그리고 자아존중감 수준이 높을수록 세월호 참사로 인한 9차년도 우울 수준의 일시적 변화는 더 크게 증가하였다($\beta = .318$, $p < .001$). 배우자가 있는 경우에 미혼이나 별거, 사별 등으로 배우자가 없는 경우보다 우울 궤적의 출발점이 더 낮았고($\beta = -.146$, $p < .001$), 출발점의 우울 수준 격차는 매년 유지되는 모습을 보였다. 배우자가 있는 경우에 없는 경우보다 9차년도 우울 수준의 일시적 변화를 더 적어서($\beta = -.065$, $p < .05$) 세월호 참사의 충격을 완충해주는 것으로 나타났다. 기부 및 자원봉사 경험여부에 따라 우울 궤적의 출발점에서는 차이가 없었으나, 경험있는 경우가 경험없는 경우에 비해 우울 수준이 더 완만하게 감소하였고($\beta = -.034$, $p < .05$), 기부 및 자원봉사 경험에 따른 9차년도의 우울 수준 변화 차이는 없었다.

연구모형 2는 연구모형 1의 인구사회학적 요인, 위험요인, 보호요인을 통제된 상황에서 세월호 참사로 인한 우울궤적의 일시적 변화에 영향을 미칠 수 있는 요인을 추가하여 분석한 조건부모형이다. 이타심 수준은 7차년도 측정값이어서 우울 궤적의 초기값, 기울기, 일시변화 3가지 잠재변수와의 경로를 모두 설정하였다. 이타심 수준 외의 추가 변수는 8차년도의 측정값을 투입하여 9차년도의 우울 수준 일시적 변화와의 경로만 설정하였다. 연구모형 2의 모형적합도는 카이제곱값을 제외하고는 모두 적합기준을 충족하였다($\chi^2 = 1188.311$, $df=91$, $p < .001$, $RMSEA = .029$, $CFI = .983$, $TLI = .954$). 통제변수들에 대한 추정치는 연구모형 1과 대체로 유사한 결과가 도출되었으므로, 새로 투입된 변수 중심으로 결과를 해석하면 다음과 같다.

이타심 수준이 높을수록 우울 궤적의 초기값은 더 낮았으나($\beta = -.046$, $p < .001$), 시간이 지날수록 점차 우울 수준이 증가하여 초기시점의 우울 격차는 감소하였다($\beta = .039$, $p < .05$). 이타심 수준이 높을수록 9차년도의 우울 수준은 더 크게 증가하였다($\beta = .088$, $p < .01$). 8차년도에 0세~17세 미만의 자녀나 아동이 가구내에 있다고 응답한 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 더 우울한 경향을 보였다($\beta = .060$, $p < .1$). 8차년도(2013년) 해당시점의 정치상황에 대한 만족도나 정치적 가치관에 따라서는 세월호 참사로 인한 우울 수준의 일시적 변화 차이는 없었다.

세월호 참사로 인한 우울 수준의 증가를 완충해주는 요인을 다시 정리하면, 낮은 연령($\beta = -.139$, $p < .01$), 높은 학력수준($\beta = -.108$, $p < .01$), 높은 소득수준($\beta = -.060$, $p < .1$), 만성질환이 없는 상태($\beta = .108$, $p < .01$), 배우자가 있는 경우($\beta = -.065$, $p < .05$)에서 우울 수준 변화가 적었다. 다만, 자아존중감 수준은 우울에 대한

강력한 보호요인이어서 다른 보호요인에 비해서도 우울 궤적의 초기값을 크게 낮추어 준다. 초기값의 완충효과가 크기 때문에 기저효과로 인해 시간의 흐름에 따라 격차가 감소하고 외상적 충격에도 일시적으로는 큰 변동이 생기는 것으로 이해할 수 있다. 이타심 수준도 자아존중감의 영향과 유사하게 나타났는데, 이타심 수준이 높을수록 우울의 초기값 수준은 낮지만, 시간이 지남에 따라 증가하는 기저효과가 나타나고, 세월호 참사로 인한 우울 수준이 일시적으로 더 많이 증가하였다.

제5절 결론 및 논의

본 연구는 한국복지패널 7차년도부터 13차년도 자료를 활용하여 우리나라의 만 19세 이상 성인 인구 전체의 우울 수준의 종단적인 변화 궤적을 확인하고자 하였고, 특히 세월호 참사로 인한 우울 수준의 변화를 모형에 반영하여 분석하고자 하였다. 이를 위해 분할함수 잠재성장모형을 적용하여 우울 수준의 변화 궤적을 모수화하였고, 이에 영향을 미치는 예측요인을 파악하고자 하였다. 주요 연구 결과 및 함의는 다음과 같다.

먼저 7~13차년도의 7년 동안 우울 수준은 세월호 참사가 일어난 9차년도에 일시적으로 증가하였다가 10차년도부터 일정하게 유지하는 궤적을 보여준다. 이러한 결과는 크게 2가지 기준에서 해석할 수 있다. 첫째, 먼저 10차년도의 일시적 증가를 제외한 나머지 궤적은 증가하지도 감소하지도 않는 궤적을 보인다. 이는 한국복지패널을 활용한 성인 전체 우울 궤적이 일반적으로 감소하는 패턴을 나타내는 연구결과(강상경 외, 2015; 권태연, 2011, 2012; 정은희, 2018; 정은희·강상경, 2014)와는 상이한 결과이다. 이러한 결과가 실제 우리나라 성인 인구의 전체적인 우울 수준이 감소하는 이전의 궤적에서 유지하는 궤적으로 변화되었는지, 아니면 감소하는 우울궤적이 우울 고위험군의 사망이나 표본 탈락으로 인한 영향 때문인지는 다른 패널데이터와의 비교연구를 통해 분석할 필요가 있다.

둘째, 다른 특징인 세월호 참사 시점인 9차년도의 우울 수준이 일시적으로 증가하였고 10차년도부터 예년 수준으로 회복되었다. 즉, 7차년도부터 우울 수준은 출발점 6.725로 시작하여 9차년도에 일시적으로 7.918로 1.193만큼 증가하였고, 다시 예년수준인 6.725점으로 회복되어 일정하게 유지되었는데, 우울을 의심할 수 있는 임계치인 16점보다는 낮은 범위에서의 변화이다. 이러한 궤적의 형태는 외상사건 후의 정신건강 궤적에 대한 연구에서 보고하는 '저항'(resistance) 혹은 '레질리언스'(resilience) 궤적으로 이해할 수 있다(Bonanno, 2004; Nandi et al., 2009; Norris et al., 2009).

셋째, 우울 궤적에 대한 예측요인을 각각 살펴보면, 취약한 사회경제적 특성은 우울 수준의 초기값과 기울기에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 성별, 교육수준, 만성질환유무, 유배우자는 출발점의 격차가 시간이 지남에 따라 계속 유지되는 경향을 보였다. 즉, 여성, 고졸미만 집단, 6개월 이상 만성질환 있는 사람, 배우자가 없는 사람들은 우울 초기값의 수준이 높고 그 차이는 시간 변화에 따라 계속 유지되는 것으로 나타났다. 그러나 연령, 소득수준, 주거환경열악, 사회활동참여는 우울 수준의 격차가 시간이 지남에 따라서 점점 더 심화되었다. 즉, 노년기는 초기성인기나 중·장년기에 비해 우울 수준의 초기값도 높고 매년 우울 수준이 더 증가하여 격차가 증가하였고, 주거환경이 열악한 곳에서 거주하는 사람, 기부 및 자원봉사 경험이 없는 사람들은 우울 초기값은 차이가 없었으나 시간이 지남에 따라 우울 수준의 격차가 더욱 벌어지는 양상을 보였다. 마지막으로 가족갈등수준과 자아존중감수준은 우울 수준의 격차가 시간에 따라 점차 완화되었다. 즉, 가족갈등수준이 높을수록, 자아존중감수준이 낮을수록 우울 수준의 초기치는 높았으나 점차 감소하여 우울 수준의 격차는 점차 좁아졌다.

넷째, 세월호 참사로 인한 우울 수준의 일시적 변화를 완충하는 요인은 낮은 연령과 높은 학력수준과 높은 소득수준, 6개월 만성질환이 없는 건강상태, 배우자가 있는 경우로 나타났다. 반대로 세월호 참사로 인해 더 큰 영향을 받은 집단은 노년기 및 중·장년기 집단, 학력수준과 소득수준이 낮을수록, 만성질환이 있는 경우, 배우자가 없는 경우라고 할 수 있겠다. 더불어 자아존중감 수준이 높고, 이타심 수준이 높을수록 세월호 참사로 인한 우울 수준의 일시적으로 증가하였다. 정치적 상황에 대한 불만이나 정치적 지향에 따라서는 세월호 참사로 인한 우울 수준 변화의 유의한 차이가 없어서, 세월호 참사로 인한 우울 현상이 전 사회적 현상으로 나타난 것으로 이해할 수 있다.

본 연구의 함의는 세월호 참사 전후의 정신건강 궤적의 변화를 한국복지패널을 이용하여 실증적으로 확인하였다는 데에 의의가 있다. 특히 세월호 참사로 인해 우울 수준의 증가는 참사가 발생한 당해연도에 일시적으로 증가하였으나 곧 예년 수준으로 유지되는 궤적을 보이고 이는 외상이나 트라우마를 경험하더라도 대부분의 사람들은 일시적인 장애를 보일 것이며 빠른 시간 내에 회복할 것이라는 Bonanno(2004)의 레질리언스 개념으로 이해할 수 있다. 다만, 전체 성인 인구의 평균적 궤적이므로 이러한 궤적의 변화는 하위집단별로 혹은 개인별로 다른 양상을 나타낼 가능성도 있다.

본 연구는 미처 면밀히 고려하지 못한 몇 가지 한계점이 있다. 첫째, 본 연구에서는 9차년도에의 우울 수준의 변화를 세월호 참사의 결과라고 가정하고 분석하였다. 세월호 참사로 인해 우울 궤적의 질적 변화가 나타났다고 보았으나, 9차년도의 우울 수준을 설명하는 알려지지 않은 설명요인이 있을 수 있음을 고려하지 못하였다. 둘째, 한국복지패널의 조사시점의 문제이다. 실제 9차년도의 자료 조사 시점은 2014년 3월 18일부터 8월 15일까지 실시되었으므로 세월호 참사 시점인 4월 16일 이전에 응답된 사례는 분석에서 제외하여야 하나, 자료 응답 시점을 파악할 수 없는 자료의 한계가 있다. 또한 9차년도 우울 수준의 측정시점은 응답자마다 상이하여, 세월호 참사 시점 이후에 조사가 완료되더라도 응답 시점에 차이가 발생할 수 있다. 셋째, 세월호 참사로 인한 우울 궤적은 잠재성장혼합모형을 통해 더욱 구체적으로 분석가능하다. 우울 궤적의 유형화를 통해 다양한 궤적이 나타나는지 확인할 수 있으며, 외상사건 후에 실제 저항 혹은 레질리언스의 변화양상을 보이고 있는지도 확인할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 강상경·권태연. 2008. "사회경제적 지위가 우울수준에 미치는 영향의 생애주기별 차이에 대한 탐색적 고찰". 정신보건과 사회사업, 30, 332-355.
- 강상경·정은희·김병수. 2015. "복지패널에 나타난 한국 사회의 우울계적 불평등과 관련요인". 한국사회복지조사연구, 44, 241-270.
- 강석임·전희정. 2013. "기혼여성의 우울변화에 영향을 미치는 요인 가구주 여부와 빈곤 여부를 중심으로". 보건과 사회과학, 33, 161-188.
- 강은나·최재성. 2014. "노년기 우울의 다중변화계적에 관한 연구". 한국노년학, 34(2), 387-407.
- 권태연. 2011. "심리사회행동요인을 고려한 우울수준과 음주행위 간의 종단적 상호관계에 관한 연구". 한국사회복지학, 63(1), 187-215.
- 권태연. 2012. "사회경제적 지위와 우울수준 변화계적: 음주행위의 매개효과를 중심으로". 보건교육건강증진학회지, 29(1), 59-72.
- 김명일. 2017. "노년기 빈곤계적과 우울계적의 관계 연구". 한국노년학, 37, 617-635.
- 김명희. 2015. "세월호 이후의 치유: 제프리 알렉산더의 '의상 과정'논의를 중심으로". 문화와 사회, 19, 11-53.
- 김수영·성정숙·김주미. 2017. "세월호 참사 유가족과의 동고 (同苦) 경험에 관한 연구: "우리함께" 의 사회복지사를 중심으로". 한국사회복지질적연구, 11(3), 95-129.
- 김사현·김소진. 2019. "노년기 우울증상의 다중계적 및 변화요인 연구". 한국가족복지학, 64, 31-60.
- 김유진·이동훈·전지열. 2018. "세월호 재난으로 자녀를 잃은 부모들의 자조집단 경험에 대한 연구". 재활심리연구, 25(4), 667-699.
- 김은영. 2016. "세월호 사건이 대학생들의 재난예견, 심각성에 대한 판단, 우울감에 미치는 영향". 한국경찰연구, 15(1), 83-106.
- 김종엽. 2014. "이해와 이데올로기 사이에서: 세월호 참사에 대한 몇 가지 고찰". 경제와사회, 104, 81-111.
- 김진현. 2015. "노년기 사회자본의 차이가 우울계적에 미치는 영향". 한국사회복지학, 67(3), 181-201.
- 김향아. 2019. "남녀 노인의 우울 변화계적과 예측요인에 관한 연구". 노인복지연구, 74(1), 91-114.
- 김홍중. 2015. "마음의 부서짐: 세월호 참사와 주권적 우울". 사회와이론, 143-186.
- 문희정·주혜선·이수상·안현의. 2017. "A study of the commemoration of social loss after a collective traumatic event-Focused on Sewol Ferry disaster in Korea". 한국위기관리논집, 13, 27-45.
- 박민규. (2014). 눈먼 자들의 국가. 문학동네, 21, 1-12.
- 박민경·전혜정. 2014. "자살생각 경험이 있는 베이비부머의 우울계적 예측요인". 한국노년학, 34, 877-896.
- 박소영·정혜원. 2019. "다양한 분할 잠재성장모형 비교". 교육평가연구, 32(1), 279-302.
- 박정숙·권소라·전종설·강주희. 2009. "신체장애인의 알코올의존과 우울의 관계에 관한 종단적 연구". 한국장애인복지학, 221-242.

- 배병렬. 2014. Amos 21 구조방정식모델링: 원리와 실제. 서울: 도서출판 청람.
- 성준모. 2010a. "소득수준별 가구 경제요인이 우울에 미치는 영향에 대한 종단적 고찰". 한국사회복지학, 62(1), 109-132.
- 성준모. 2010b. "저소득층 중년여성의 관계만족과 자아존중감이 우울에 미치는 영향에 대한 종단 연구". 보건사회연구, 30(2), 110-133.
- 성준모. 2012. "베이비붐 세대 남성의 스트레스 요인과 우울의 종단적 인과관계". 한국사회복지학, 64(4), 285-310.
- 성준모. 2013. "우울에 영향을 미치는 가족 및 가구 경제 요인: 고정효과 모형을 적용한 패널 회귀분석". 사회과학연구, 24(2), 207-228.
- 손수경·이현정·홍세희. 2017. "학교 학습활동과 교우관계가 청소년의 삶의 만족도에 미치는 영향: 분할함수 잠재성장모형을 이용한 종단관계 분석". 한국청소년연구, 28(3), 57-88.
- 손승희. (2014). 사회적 사건에 의한 청소년의 간접외상 및 관련요인 연구: 세월호 사건을 중심으로. 청소년학연구, 21(10), 269-294.
- 유창민. 2017. "장애인과 비장애인의 우울 불형평 정도: 2006 년부터 10 년간의 변화궤적을 중심으로". 보건사회연구, 37(2), 150-183.
- 이나빈·민지원·한상우·이강욱·심민영·채정호·안현의. 2017. "재난심리지원 실무자를 통해 본 세월호 참사 유가족의 애도반응과 재난심리지원 서비스 경험에 대한 질적 연구". 정신보건과 사회사업, 45(3), 5-34.
- 이동훈·신지영. 2016. "세월호 재난 위기개입에 참여한 상담자의 상담 경험에 관한 연구: 현상학적 접근". 상담학연구, 17(2), 373-398.
- 이동훈·신지영·김유진. 2016. "세월호 재난으로 친구를 잃은 청소년의 외상경험에 관한 질적 연구: 상담자의 보고(report) 를 중심으로". 한국심리학회지: 일반, 35(1), 89-120.
- 이동훈·이춘화·신지영·강민수·전지열·이화정·김미정. 2017. "세월호 재난으로 자녀를 잃은 부모의 내적 경험에 관한 질적 연구: 심리정서, 신체, 인지, 행동적 차원을 중심으로". 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 29(2), 255-291.
- 이진숙·이은주·이수경. 2018. "세월호 참사 전후 피해지역 주민의 정신건강 및 건강관련 삶의 질 비교연구". 예술인문사회융합멀티미디어논문지, 8, 895-903.
- 이진의·김진옥·김남조·김분한. 2014. "기술재해 이후 국민들의 인식유형에 따른 외상 후 스트레스 장애: 세월호 참사를 중심으로". 주관성 연구, 29, 5-27.
- 이현정. 2016. "세월호 참사와 사회적 고통". 보건과 사회과학, 43, 63-83.
- 이현주. 2013. "노년기 우울의 종단적 변화: 연령집단별 차이와 위험요인". Journal of Welfare for the Aged vol, 61, 291-318.
- 이현주·권지성. 2015. "재난 당사자들의 경험에 관한 질적 사례연구: 이천 집중호우 사례를 중심으로". 사회과학연구, 31(2), 261-292.
- 이흥표·최윤경·이재호·이홍석. 2016. "세월호 뉴스 노출을 통한 간접 외상의 심리적 영향. 한국심리학회지: 문화 및 사회문제", 22(3), 411-430.
- 전경구·이민규. 1992. "한국판 CES-D 개발 연구 I". 한국심리학회지: 임상, 11(1), 65-76.

- 전해숙. 2017. "초고령 노인의 우울증상 궤적 성별차이를 중심으로". 보건교육건강증진학회지, 34(1), 25-34.
- 전해숙·강상경. 2009. "노년기 우울궤적의 예측요인: 한국복지패널을 이용하여". 한국노년학, 29(4), 1611-1628.
- 전해숙·강상경. 2013. "장애인의 우울궤적 관련요인에 대한 탐색적 연구". 재활복지, 17, 41-67.
- 정은희. 2018. "한국사회 우울과 소득의 종단적 상호관계: 사회 원인가설과 선택가설 검증을 중심으로". 정신보건과 사회사업, 46(2), 150-178.
- 정은희·강상경. 2014. "자원봉사와 우울 궤적의 종단적 관계: 세 연령집단 간 다집단 비교". 사회복지연구, 45(1), 203-230.
- 정의문. 2015. "매체노출이 대학생들에게 미친 간접 외상에 대한 연구-외상관련 부정적 신념과 회복탄력성을 조절변인으로". 대구대학교 대학원 석사학위논문.
- 조선화·강영신. 2015. "애도 회피에 따른 침투적 반추가 심리적 성장에 이르는 과정에서 의도적 반추 및 자기노출의 역할". 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 27(3), 641-663.
- 조혜정·서인균. 2012. "신체장애인의 우울발달궤적 예측요인: 한국복지패널을 이용하여". 장애와 고용, 22(1), 87-112.
- 한겨레신문, 2015, "광복이후 가장 중요한 사건...2040 "세월호" 5060 "한국전쟁", 2015년 1월 1일.
- 하민정. 2018. "세월호 희생학생 친구들의 살아남은 자로서의 슬픔과 고통의 승화에 대한 현상학적 근거이론 연구". 한국사회복지질적연구, 12(3), 5-31.
- 한소정. 2017. "트라우마 센터에서 근무한 사회복지사의 소진과 이차적 외상 스트레스 경험에 관한 질적 연구". 한국사회복지학, 69(2), 219-246.
- 허만세. 2014. "CES-D 로 측정된 우울증상 변화궤적의 잠재계층 탐색: GMM 을 활용한 한국복지패널 데이터의 재분석". 한국사회복지학, 66(1), 307-331.
- 허원구. 2017. "노인의 사회활동참여와 우울 발달궤적에 관한 연구". 사회과학연구, 33(2), 183-206.
- 현진희·김현수·안윤정. 2018. "912 경주지진 재난심리지원서비스 제공경험을 통해 본 국내 재난심리지원 현황". 한국지역사회복지학, 65, 169-201.
- 홍세희. 2000. "구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거", 한국심리학회지: 임상, 19(1): 161-177.
- Bonanno, G. A. "Loss, trauma, and human resilience: Have we underestimated the human capacity to thrive after extremely aversive events?". American psychologist, 59(1), 2004, 20~28.
- Browne, M. W. and Cudeck, R., "Alternative ways of assessing model fit", In Bollen K. A. and Long J. S. (Eds.), 1993, 136-162, Testing structural equation models., Newbury Park, CA: Sage.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. "Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives". Structural equation modeling: a multidisciplinary journal, 6(1), 1999, 1-55.
- Lee, S. H., Nam, H. S., Kim, H. B., Kim, E. J., Noh, J. W., & Chae, J. H. "Factors associated with complicated grief in students who survived the Sewol ferry disaster in South Korea". Psychiatry investigation, 15(3), 2018, 254-260.
- Nandi, A., Tracy, M., Beard, J. R., Vlahov, D., & Galea, S. "Patterns and predictors of trajectories of depression after an urban disaster". Annals of epidemiology, 19(11), 2009, 761-770.

- Norris, F. H., Tracy, M., & Galea, S. "Looking for resilience: Understanding the longitudinal trajectories of responses to stress". *Social science & medicine*, 68(12), 2009, 2190-2198.
- Oh, J. K., Lee, M. S., Bae, S. M., Kim, E., Hwang, J. W., Chang, H. Y., ... & Bhang, S. Y. "Psychiatric symptoms and clinical diagnosis in high school students exposed to the Sewol ferry disaster". *Journal of Korean medical science*, 34(5), 2019.
- Radloff, L. S. "The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied psychological measurement*, 1(3), 1977, 385-401.
- Rosenberg, M., *Society and the adolescent self-image*, Princeton: Princeton University Press. 1965.
- Salguero, J. M., Cano-Vindel, A., Iruarrizaga, I., Fernández-Berrocal, P., & Galea, S. "Trajectory and predictors of depression in a 12-month prospective study after the Madrid March 11 terrorist attacks". *Journal of Psychiatric Research*, 45(10), 2011, 1395-1403.
- Walsh, F., "Traumatic Loss and Major Disasters: Strengthening Family and Community Resilience", *Family Process*, 46(2), 2007, 207-227.
- Yang, H. J., Kim, G., Lee, K., Lee, J., Cheong, H. K., Choi, B. Y., & Lee, S. Y. "Changes in the levels of depressive symptoms and anxiety in Ansan city after the 2014 Sewol ferry disaster". *Journal of affective disorders*, 241, 2018, 110-116.

Session 3

제1주제 대학원생 논문발표

1. 노년기 경제활동이 우울과 삶의 만족도에 미치는 영향
 2. 노인장기요양보험이 제도이용가구의 노동공급에 미치는 영향
 3. 가구부문 미시자료를 활용한 에너지바우처 효과추정에 관한 연구
-

노년기 경제활동이 우울과 삶의 만족도에 미치는 영향 -성향점수매칭(PSM)과 중다회귀분석 결합모형, 성향점수매칭(PSM)과 이중차이(DD) 결합모형을 이용하여

The Effects of Employment on Depression and Life Satisfaction among Old Aged Adults -
using the Multiple Regression Combined with Propensity Score Matching and The DD Method
Combined with Propensity Score Matching

송시영(연세대학교 아동·가족학과 석박사통합과정)

본 연구는 한국복지패널(Korean Welfare Panel Study: KoWePS)의 12차(2017), 13차(2018) 자료를 사용하여 노년기 경제활동이 우울과 삶의 만족도에 미치는 영향을 살펴보았다. 이를 위해 첫째, 성향점수매칭을 통해 12차에는 경제활동을 하지 않았으나 13차에는 경제활동을 한 집단(실험집단)과 12, 13차년도 모두 경제활동을 하지 않은 집단(비교집단)간 성향점수가 비슷한 자료를 매칭하여 최종 연구대상을 구성하였다. 두 번째, 성향점수매칭으로 도출된 집단 더미변수(실험집단, 비교집단)를 독립변수로 하고 우울과 삶의 만족도를 각각 종속변수로 한 중다회귀분석을 실시하였다. 셋째, 경제활동의 순효과를 보다 더 타당성 있게 도출하기 위해 실험집단의 결과 변수(우울, 삶의 만족도)와 경제활동을 하지 않지 않았다면 얻게 되는 결과변수의 간 얼마나 차이가 있는지 비교할 수 있는 성향점수매칭과 이중차분 결합분석을 실시하였다. 성향점수매칭 후 중다회귀분석을 실시한 결과, 노년기 경제활동이 우울과 부적, 삶의 만족도와 정적 영향이 있는 것으로 나타났으며, 성향점수와 이중차이 결합분석을 실시한 결과, 노년기 경제활동을 할 경우 경제활동을 하지 않는 경우보다 삶의 만족도가 향상되는 것을 확인할 수 있었다. 본 연구 결과는 대상 선정에 있어 선택편의와 내생성 문제를 해결하여 노년기 경제활동의 의미를 보다 분명하게 도출하였다는 데 의의가 있다. 이러한 결과는 노년기 경제활동과 관련된 복지정책을 수립하는데 참고자료를 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

제1절 서론

현재 우리나라는 65세 이상 노인이 우리나라 전체 인구의 약 14.3%에 해당하는 고령사회에 있다(통계청, 2018a). 통계청 자료에 따르면 2026년에는 우리나라 노인인구가 전체 인구의 약 20%에 해당하는 초고령 사회에 진입하며, 2058년에는 노인인구가 전체 인구의 40% 이상을 차지할 것으로 예상하고 있다(통계청, 2016). 노인인구의 급속한 증가와 더불어 의료기술의 발전으로 인하여 상당수의 노인들이 건강한 상태로 노년기를 보내는 경우가 많아지고 있는데, 이에 노년기를 어떻게 건강하고 행복하게 보내는지에 대한 관심이 커지고 있다. 또한 최근에는 노인을 보호의 대상으로 보았던 전통적 노인 관에서 벗어나, 노인을 적극적이며 생산적 활동의 주체로 바라보고 있다. 그 일환 중 하나인 미국 노년학회의 생산적 노화

(Productive Aging)의 접근에서는 노년기 생산적 활동을 경제활동, 자원봉사, 부양, 손자녀 양육 등으로 규정하면서, 노년기 생산적 활동이 개인·사회적으로 가치 있다고 보며 그 중요성을 강조하고 있다.

경제활동은 생산적 활동의 가장 대표적인 유형으로(Jung, Gruenewald, Seeman and Sarkisian, 2010), 2019년 우리나라의 65세 이상 노인의 경제활동 참가율은 35.2%로 해당 통계가 집계되기 시작한 1989년부터 현재까지 통틀어 역대 최고치를 경신하였다(통계청, 2019). 그리고 이 수치는 2016년 이후 매해 지속적으로 증가하고 있는 실정이다. 아울러 우리나라의 노인 경제활동 참가율은 타 국가와 비교하였을 때에도 높는데, 65세 이상 69세 이하에서는 45.5%, 70세 이상 74세 이하에서는 33.1%로 EU 28개 국가보다 높으며 OECD 평균에 비해 2배 이상 수준에 있다(통계청, 2018b). 또한 2018년 고령자통계에 따르면 우리나라 노인들 중 장래에 일하기를 원하는 비율이 64.1%로 10명 중 6명이 앞으로 일하고 싶다는 의사를 밝힌 것으로 나타났다.

이상의 국내·국제적 통계를 바탕으로 살펴보면 우리나라 노인들은 일하려는 욕구가 크며, 실제 경제활동을 하는 비율이 상당함을 알 수 있다. 이는 국가적 차원에서 노인의 연령 기준을 상향하고 정년 연장, 노인 고용 등 노인의 경제활동을 장려하는 사회적 분위기와 맞물려서, 노년기 경제활동에 대한 개인·사회적 관심을 반영하는 것으로 보인다.

한편 노년기 경제활동은 소득 창출을 주목적으로 하는 이전 생애주기의 경제활동과는 다른 의미를 지닌다. 노년기에는 자녀의 출가, 친구 및 배우자의 사망 등의 상실감을 경험하거나 역할이 축소되는 등의 변화를 경험하기 때문에, 노년기 경제활동은 경제적 안정에 도움이 될 뿐만 아니라 규칙적인 생활 유지와 사회적 관계 형성을 통한 정서적 안녕 및 건강 문제 완화에 도움을 주기도 한다(윤수경, 2016).

노년기에 발생하는 건강 문제 중 우울은 노년기 가장 심각한 정신질환 중 하나이다(전혜정·김명용, 2014). 선행연구에 따르면 일반적으로 연령이 증가함에 따라 우울 수준이 높아지기 때문에 노년기 우울은 노년기에 특히 심각한 문제가 될 수 있다고 본다(장숙정, 2019). 게다가 우리나라 노인 우울은 OECD 국가 중 가장 높으며 우울은 극단적일 경우 자살로도 이어질 수 있어서, 많은 연구들에서 노년기 우울에 영향을 미치는 요인들을 밝히려는 시도들이 이뤄지고 있다. 삶의 만족도는 주관적인 삶의 질을 나타내는 지표로 많이 활용되는데, 노년기 삶의 만족도는 앞으로의 성공적인 노후를 예측하는 데에도 중요한 요인이며 더불어 성공적 노화와도 연관되기 때문에 주의 깊게 살펴볼 필요가 있다(김미령, 2008).

노년기 경제활동과 정신건강을 살펴본 연구들은 노년기 경제활동이 우울과 삶의 만족도와 관련이 있다는 결과를 꾸준히 보고하고 왔다(남혜경, 2017; 송지은·Marks, 2007; 전혜정·김명용, 2014; Christ et al., 2007; Li et al., 2013). 대다수의 선행연구들은 노년기 경제활동이 우울과 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 미친다고 보고 있다. 이러한 선행연구들은 활동이론, 지속이론 등 노년기 생산적 활동의 중요성에 중점을 두고 있는 이론에 바탕을 두고 있다. 활동이론에 따르면 노년기 경제활동은 중년의 활동과 태도를 오랫동안 유지하는 함에 따라 심리적 안녕에 긍정적인 영향을 미친다고 전제한다(Hinterlong et al, 2007). 그리고 지속이론은 이전 시기의 활동 경험을 이어갈 경우 단절이나 상실에서 벗어나 정체성의 지속성을 유지할 수 있다고 본다(Atchley, 1989). 해당 이론들을 바탕으로 한 선행연구들은 노년기 경제활동을 통해 이전의 경험을 연장하는 과정에서 발생하는 긍정적인 결과에 초점을 두고 있다.

그러나 비록 소수의 연구이기는 하지만 노년기 경제활동이 우울과 삶의 만족도에 부정적인 영향을 준다는 반대의 결과가 보고되고 있다. 이들 연구들은 우리나라 노인들이 경제활동을 하는 원인으로 경제적 어려움을 들었는데, 어려운 생계로 인해 불가피하게 경제활동을 하는 경우에는 경제활동 참여가 우울과 관련이 없거나(Jang et al., 2009) 오히려 경제활동을 할 경우 우울 수준이 높을 수 있다고 보았다(심옥수,

2015). 삶의 만족도 또한 생계유지를 위해 경제활동을 하는 경우 매우 낮아지는 것으로 나타났다(김주현, 2007).

이런 연구들을 토대로 추론해보면 개인의 경제적 능력을 나타낼 수 있는 가구 소득을 포함한 다양한 인구사회학적 특징을 고려하지 않은 상황에서 전체 노인을 대상으로 경제활동의 영향력을 일반화하기에는 다소 어려움이 있다고 판단된다. 이에 성별(성혜영·조희선, 2006), 직무 특성(정운경, 2016), 소득 수준(장숙정, 2019) 등의 개인적 배경에 따라 달라지는 노년기 경제활동과 우울 및 삶의 만족도 간의 관계를 살펴본 연구들이 수행되었는데, 이러한 연구들은 노년기 경제활동과 우울 및 삶의 만족도 간 관계에서 개인의 처한 사회적 맥락을 고려했다는 데 의의가 있다. 그러나 그 관계에서 발생할 수 있는 다양한 선택 편향(selection bias)을 통계적으로 한 번에 고려하지는 못하였다. 즉 노년기에 경제활동을 하게 되는 다양한 배경 요인들을 고려하지 않은 상황에서 특정 맥락에서 경제활동을 하고 있는 집단과 그렇지 않은 집단을 구분하여 단순비교를 실시하였다는 한계가 있다.

이에 본 연구에서는 한국복지패널(Korean Welfare Panel Study: KoWePS)의 12차(2017), 13차(2018) 자료를 사용하여 노년기 경제활동이 우울 및 삶의 만족도에 어떠한 영향을 미치는지 성향점수매칭과 중다회귀분석 결합모형과 성향점수매칭과 이중차이 결합모형을 이용하여 살펴보고자 한다. 성향점수매칭은 선택 편향의 문제를 줄일 수 있는 대표적인 통계 방법이다. 다시 말해 성향점수매칭은 공변인을 설명변인으로 하는 로지스틱 회귀분석을 통해 성향점수를 추정하는데, 성향점수가 유사한(유사한 개인적 배경을 지닌) 개인들끼리 짝을 지어 실험집단과 비교집단을 연구 대상으로 구성한다. 이에 경제활동을 하는 노인이 그렇지 않은 노인에 비해 평균적으로 우울이나 삶의 만족도에서 차이가 있을 수 있으며 사회경제적 지위가 다를 수 있는 등의 여러 배경적 차이를 통제할 수 있을 것이다. 그리고 이중차이 모형은 실험집단의 결과 변수(우울, 삶의 만족도)와 실험집단이 경제활동을 하지 않지 않았다면 얻게 되는 결과변수 간 차이를 구하기 때문에 경제활동의 순 영향을 더욱 명확하게 살펴볼 수 있다는 장점이 있다.

정리하자면 본 연구는 성향점수매칭 방법을 사용하여 비교의 대상이 되는 경제활동을 한 집단(실험집단)과 경제활동을 하지 않는 집단(비교집단) 간 유사한 특성을 지니는 개인만을 표집 하도록 조정하였다. 또한 성향점수매칭과 중다회귀분석 결합모형 및 성향점수매칭과 이중차이 결합모형은 한 모형 내에서 실험집단과 비교집단을 비교분석을 하기 때문에 노년기 경제활동과 우울 및 삶의 만족도의 관계성을 더욱 타당성 있게 살펴볼 수 있을 것으로 예상된다. 본 논문의 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1: 노년기 경제활동을 하는 집단과 경제활동을 하지 않는 집단 중 성향점수가 유사한 대상으로 매칭한 후, 노년기 경제활동이 우울과 삶의 만족도에 미치는 영향이 어떠한가?

- 성향점수매칭과 중다회귀분석 결합모형을 이용하여

연구문제 2: 노년기 경제활동을 하는 집단과 경제활동을 하지 않는 집단 중 성향점수가 유사한 대상으로 매칭한 후, 노년기 경제활동이 우울과 삶의 만족도에 미치는 영향이 어떠한가?

- 성향점수매칭과 이중차이 결합모형을 이용하여

제2절 이론적 배경

1. 노년기 경제활동

경제활동은 상품이나 서비스를 생산하기 위해 수입이 있는 일을 행함을 뜻하는데(윤지은, 2009), 노년기 경제활동은 사회적·개인적 측면에서 다양한 의미를 내포하고 있다. 우선 사회적 측면에서 노년기 경제활동은 사회보장비용 절감과 사회 안정에 도움이 된다. 그리고 노인들의 성공적인 노화 유도를 통해 건강한 고령사회의 정착을 도모할 수 있다는 장점이 있다. 개인적 측면에서 노년기 경제활동은 생계를 위한 수단 이 될 뿐만 아니라, 개인의 내적 생활에서 상당 부분을 차지하기 때문에(남기민·최화강, 2009), 개인은 경제활동을 통해 정체성을 형성하기도 하며 역할 획득으로 인한 만족, 사회적 지지 등은 심리적 안녕을 획득하기도 한다. 따라서 오히려 경제활동에서의 소외는 역할 상실에 기인한 소외, 고독, 상실감 등의 심리적 어려움을 겪게 할 수 있다(최경숙, 2005).

초창기 노년기 경제활동에 대한 논문들은 노인일자리사업과 관련된 연구가 주를 이뤘다. 2004년 공공부문 노인일자리사업이 도입된 이후 노인일자리사업 참여에 따른 효과성이나 만족도에 대한 연구가 수행되어 왔다(권치영 외, 2007; 서양열, 2004). 다만 노인일자리사업의 혜택을 받는 사람들은 주로 저소득층 노인에 한정되어 있으며, 일자리의 성격이 제한되어 있기 때문에 연구 결과를 일반화하기에는 어려움이 있다. 그러나 노인일자리사업이 노인의 소득 증가에도 도움이 될 뿐만 아니라 정신건강에도 영향을 미친다는 점을 밝혔다는 점에서 연구의 의의를 찾아볼 수 있다(김수영·이민홍·장수지, 2014; 임중철·주정희·임병우, 2012).

2. 노년기 경제활동과 우울

이후 노년기 경제활동과 정신 건강에 관한 연구들이 다수 수행되어 왔다. 노년기 경제활동이 내적 안녕에 긍정적인 영향을 미친다는 연구들의 대다수는 활동이론(Activity Theory)과 지속이론(Continuity Theory)을 그 바탕을 두고 있다. 활동이론은 노인들도 이전 생애주기와 다름없는 심리적·사회적 욕구가 있다고 보기 때문에(Havighurst, 1972), 다른 사람들과 어울리기를 원하는 것은 자연스러운 현상으로 본다. 따라서 활동적인 노인이 덜 활동적인 노인에 비해 삶의 질이 더 좋으며, 적응도도 더 뛰어날 것이라고 가정한다. 때문에 노년기 경제활동은 심리적 만족감을 높이는데 도움이 되며, 오히려 정체성을 향상시킬 수 있는 활동 참여에 제약을 받으면 부정적인 정서적 결과를 초래할 수 있다. 경제활동을 통해 노인들은 새로운 사회적 관계망을 창출할 수 있고, 노년기에 경험하는 다양한 변화에 대처하여 정신적으로 더 건강해질 수 있다고 보는 것이다.

지속이론은 이전 시기의 활동을 지속적으로 유지하는 것이 중요함을 강조한다(Atchley, 1989). 개개인은 노년기에도 이전과 같은 활동을 하는 것이 정체성을 유지하며 노년기 자존감과 내적 만족감을 형성하는데 도움이 되기 때문이다. 나이를 먹은 이후에도 청장년 시기에 본인의 몸담은 영역에서 꾸준히 활동을 유지한다면 전문성을 키우면서 정체성을 확장해 나가는 계기가 될 수 있으며, 이는 우울을 낮추고 삶의 만족도를 높이는 데에 도움이 될 수 있다고 본다.

한편 다양한 정신 건강 요인들 중에서 경제활동과 우울 간 관계를 살펴본 연구들이 다수 진행되었다.

우울은 노년기에 발생할 수 있는 정신 건강 문제 중에서 가장 심각한 정신 질환 중 하나이며, 자살을 예측하는 주요 요인이기 때문에 노년기에 주목해야 할 문제 중 하나이다(진재현·고혜연, 2013). 노년기 경제활동이 우울에 미치는 영향을 본 연구들은 두 변수 간 관계가 밀접하다고 보고하고 있다. 대다수의 선행 연구는 노년기에 경제활동을 하는 것이 우울을 낮추는 데 도움이 된다고 보고한다(남혜경·이윤정·허정미, 2017; 송지연·Marks, 2007; Christ et al., 2007; Li et al., 2013). 구체적으로 살펴보면 2014년 노인실태조사 자료를 이용하여 경제활동 여부가 우울에 미치는 영향을 살펴본 남혜경과 동료들의 연구(2017)에서는 미취업 노인이 취업 노인보다 우울이 발생할 위험이 1.68배 높은 것으로 나타났다. 이에 대해 해당 연구는 노년기 경제활동이 심리적 안정감과 생활 만족도를 높이기 때문에 결과적으로 낮은 우울 유병률과 관련된다고 밝혔다. 또한 60세 이상 중국 노인을 대상으로 두 변수 간 관련성을 본 연구에서도 노년기 경제활동을 할 경우에 우울이 낮은 것으로 나타났다(Li et al., 2013). 이상의 논문들은 대부분 앞서 설명한 활동이론과 지속이론과 같은 맥락에서 결과를 논의하고 있다.

반면 비록 소수이긴 하지만 노년기 경제활동이 우울과 부적 관계가 있다는 결과들이 보고되고 있다. 해당 연구들은 우리나라 노인이 경제활동을 하는 원인으로 경제적 어려움을 들었는데(방하남·신인철, 2011), 빈곤은 타파하기 위해 일을 하고 소득을 버는 경우에는 경제활동을 하는 것은 우울과 관련이 없거나(Jang et al., 2009), 우울에 부적 영향을 줄 수 있다고 보았다(심옥수, 2015). Jang과 동료들의 연구(2009)는 한국 고령화연구패널조사 자료를 사용하여 45세 이상 중고령자의 취업상태가 우울에 어떤 관련이 있는지 보았는데, 65세 이상 노인에게는 취업이 우울과 관련이 없는 것으로 나타났다. 이에 연구자는 우리나라 노인은 많은 경우 경제적으로 어렵기 때문에 취업을 하는 경우가 많아서 경제활동의 영향이 나타나지 않은 것으로 해석하였다. 그리고 2014년 전국노인실태조사 자료를 바탕으로 경제활동을 하는 노인의 일과 삶의 만족도 간 관계에서 우울이 상호작용하는지 살펴본 연구에서는 우울의 조절효과는 확인되었으나, 상대적으로 빈곤층에 속하는 노인일자리 사업 참가자가 일자리 사업에 참여할 때 우울 정도가 더 악화된 것으로 나타났다(심옥수, 2015). 이러한 결과들은 원래 우울 수준이 낮은 사람이 경제활동을 하는 등의 표본 선택의 편향성이나 사회경제적 지위에 따라 경제활동 참여 여부가 달라지는 등의 배경변인을 고려하지 못하여 선택 편향의 문제를 발생했을 가능성을 내포한다.

따라서 성별(윤수경, 2016; 전해정·김명용, 2014), 직무 특성(정윤경, 2016), 소득 수준(장숙정, 2019) 등 개인에 따라 달라지는 배경을 고려하여 노년기 경제활동과 우울 간의 관계를 살펴본 연구들이 수행되었다. 이러한 연구들은 노년기 경제활동과 우울 간 관계에서 개인적 배경을 조절효과나 매개효과를 통해 검증했다는 데 의의가 있다. 그러나 그 관계에서 발생할 수 있는 다양한 선택 편향(selection bias)을 한 모델 안에서 고려하지는 못하였다는 한계가 있다. 이에 본 연구는 우선 첫 번째 분석 단계에서 성향점수매칭을 하여 연구대상이 지닐 수 있는 선택편향의 문제를 줄이고자 한다.

3. 노년기 경제활동과 삶의 만족도

삶의 만족도는 주관적 삶의 질을 나타내는 지표로 생활 만족도, 행복감 등 다양한 명칭으로도 사용된다. 삶의 만족도는 일반적으로 자신의 삶이 재미있고 만족스러운지에 대한 질문을 통해서 측정하는데, 노년기 삶의 만족도는 성공적 노화와도 관련이 높다(김미령, 2008). 그리고 삶의 만족도는 현재 삶을 바라보는 개인의 전반적인 인식을 반영하고 미래에 대한 전망까지 포함하기 때문에 노년기에 높은 수준의 삶의 만족도를 유지하는 것이 중요하다(최성재, 1986).

노년기 경제활동과 삶의 만족도 간의 관계를 살펴본 논문들은 대부분 경제활동을 하는 경우 그렇지 않은 경우보다 삶의 만족도가 높다고 보았다(Ribeiro et al., 2018; Tang et al., 2018). 그 이유는 활동이론과 지속이론에 근거하여 설명할 수 있는데, 노년기에 경제활동에 참여하게 되면 스스로의 자아정체성이 형성되고 유지되며, 적극적인 사회 참여를 통해서 사회적 지위가 향상될 뿐만 아니라 사회적 관계의 빈도가 증가하거나 유지되면서 관계에서 비롯된 만족감도 증가하기 때문이다(허성호·김중대·정태연, 2011).

그러나 경제활동과 우울 간의 관계를 본 연구들과 마찬가지로 노년기에 경제활동을 하는 데 있어 경제력으로 인한 강요된 활동이라면, 삶의 만족도를 높일 수 없다는 결과도 제기되고 있다(이소정, 2016). 2004년도 전국노인생활실태 및 복지욕구조사 자료를 이용한 김주현의 연구(2007)에서도 경제적 기반이 양호하여 자발적으로 경제활동에 참가할 경우에 빈곤으로 인해 불가피하게 경제활동에 참여하는 경우보다 생활 만족도가 높은 것으로 나타났다.

이상의 흐름을 바탕으로 생각해보면, 노년기 경제활동과 우울 및 삶의 만족도 간의 관계는 개인이 처한 상황에 따라 달라질 수 있기 때문에, 경제활동을 하는 노인의 배경과 경제활동을 하지 않는 노인의 배경을 통제하지 않는다면 잘못된 인과관계를 도출할 수 있다는 결론에 이를 수 있다. 이에 본 연구는 성향점수매칭을 실시하여, 매칭된 사람들을 대상으로 경제활동이 우울과 삶의 만족도에 영향을 미치는지 다중회귀분석과 이중차이분석을 실시하고자 한다.

제3절 연구방법

1. 자료 및 대상

본 연구는 한국복지패널(Korean Welfare Panel Study: KoWePS)의 12차(2017), 13차(2018) 자료를 사용하였다. 한국복지패널은 다양한 인구집단별로 생활실태와 복지욕구 등을 파악하고 복지정책의 근거가 되는 연구 수행을 위해 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 매년 수집한다. 한국복지패널 표본은 2005년 '인구주택총조사 자료'로부터 확률비례추출한 2006 '국민생활실태조사'의 최종 조사완료 가구의 소득 자료를 바탕으로 추출되었으며, 지역적으로는 제주도를 가구유형으로는 농어가를 포함시켰기 때문에 전국적인 대표성을 띄고 있다. 한국복지패널은 건강 문제와 취업 여부 등 다양한 변수에 대한 정보를 제공하고 있으며, 종단자료로 두 시점 간의 차이를 관찰할 수 있다는 특징을 가지고 있기 때문에 본 연구 주제에 적합한 자료로 판단된다.

이 연구는 노년기 경제활동이 우울과 삶의 만족도에 미치는 영향을 분석하기 위하여, 한국복지패널 12차에는 경제활동을 하지 않았지만 13차에는 경제활동을 한다고 응답한 65세 이상 노인(12차 조사 기준) 180명을 실험집단으로 설정하였다. 이 때 임금근로자, 노인일자리근로자 등 공공근로자, 고용주, 자영업자라고 응답한 경우에 경제활동을 한다고 보았다. 그리고 12차와 13차 모두 경제활동을 하지 않는다고 응답한 대상을 비교집단으로 구성하였는데, 비교집단은 성향점수매칭을 통해 관측 가능한 특정 변수들이 실험집단과 비슷한 특성을 지니는 개인만을 표집하였다. 12차와 13차 모두 경제활동을 하지 않는다고 응답한 대상 2,836명이었으나, Nearest-Neighbor Matching 1:1 매칭을 통하여 180명의 비교집단을 선정하였다. 주요 변수에 결측이 없는 대상으로 분석을 실시하였으며, 분석 대상자의 일반적 특징은 <표 1>에 제시하였다.

〈표 1〉 분석 대상자의 일반적 특징(12차)

구분		실험집단 (N=180)	비처치집단 (비교집단 매칭 전) (N=2,836)	비교집단(매칭 후) (N=180)
		N(%) / M(SD)	N(%) / M(SD)	N(%) / M(SD)
성별	여성	124(68.9%)	2,038(71.9%)	124(68.8%)
	남성	56(31.1%)	798(28.1%)	56(31.1%)
학력	초졸 이하	123(68.3%)	1,925(67.9%)	126(70%)
	중졸	30(16.7%)	411(14.5%)	28(15.6%)
	고졸	22(12.2%)	350(12.3%)	14(7.8%)
	대졸 이상	5(2.8%)	150(5.3%)	12(6.7%)
배우자 유무	유	94(47.8%)	1,560(55%)	92(51.1%)
	무	86(47.8%)	1,276(45%)	88(48.9%)
평균 가구소득 (만원)		2,113(2,000)	2,305(2,490)	1,992(1,887)
평균 연령		74.97(5.34)	76.67(6.56)	75.43(6.13)
생계급여 수급형태	해당없음	170(94.4%)	2,410(85%)	172(95.6%)
	일반 수급가구	10(5.6%)	425(15%)	8(4.4%)
	조건부 수급가구	0(0%)	1(0.04%)	0(0%)

주: 실험집단은 12차에는 경제활동을 하지 않았지만 13차에는 경제활동을 한다고 응답한 사람이며, 비교집단은 12차와 13차 모두 경제활동을 하지 않는다고 응답한 사람임. 분석에는 평균 가구소득은 로그변환한 값을 사용함.

2. 측정도구

1) 성향점수매칭을 위한 변수

본 연구는 성향점수매칭을 통해 실험집단과 비교집단을 구성하였다. 성향점수매칭을 할 때 사용되는 공변인은 〈표 2〉와 같이 독립변수와 종속변수에 모두 영향을 줄 수 있는 변수로 설정하는데, 본 연구에서는 선행연구에서 경제활동 참여 여부, 우울 및 삶의 만족도와 모두 관련 있다고 나타난 사회 인구학적 변인(성별, 학력, 배우자 유무, 평균 가구소득, 평균 연령)을 매칭 변수로 선정하였다. 또한 노년기 빈곤 정도를 경제활동 참여를 결정하는 데 중요한 결정 요인이라고 본 선행연구에 근거해 생계급여 수급형태도 매칭 변수로 투입하였다(심옥수, 2015). 생계급여 수급형태는 우울 및 삶의 만족도와도 관련이 높다.

〈표 2〉 성향점수매칭을 위한 변수의 구성 및 측정(12차)

변수설명	변수의 구성 및 측정
성별	여=1, 남=0
학력	1=초졸 이하, 2=중졸, 3=고졸, 4=대졸 이상
배우자 유무	유=1, 무=1
평균 가구소득	연간가구소득
평균 연령	12차 조사가 이루어진 2017년에서

변수설명	변수의 구성 및 측정
	출생연도를 뺀 나이
생계급여 수급형태	0=해당없음, 1=일반 수급가구, 2=조건부 수급가구

주. 평균 가구소득은 편포를 보정하기 위해 로그변환하여 사용함.

2) 성향점수매칭 이후 중다회귀분석을 위한 변수

본 연구는 성향점수매칭을 통해 집단들의 성격을 비슷하게 매칭한 후, 집단들 간의 결과변수의 차이를 알아보기 위해 두 단계로 분석이 진행되었다. 일단 첫 번째로는 13차년도 결과변수를 종속변수로 하고 집단 더미변수와 12차년도 통제변수들을 한 모델에 투입한 중다회귀분석을 실시하였다. 이를 위해 사용한 결과변수는 13차년도 우울과 삶의 만족도이며, 통제변수로는 성향점수매칭에 사용한 변수(12차)와 12차년도 만성질환 개수를 투입하였다. 구체적인 변수 설명은 <표 3> 과 같다.

<표 3> 성향점수매칭 이후 회귀분석을 위한 변수

변수설명	변수의 구성 및 측정	
집단변수	12차년도에는 경제활동을 하지 않았으나 13차년도에 경제활동을 한 경우=1, 12, 13차년도 모두 경제활동을 하지 않은 경우=0	
결과변수	우울 (13차)	0~3의 리커트 척도로 구성된 CESD-11 11개 문항을 합산한 값을 사용하였다. 범위는 0~33이다.
	삶의 만족도 (13차)	1~5의 리커트 척도로 구성된 8문항(건강 만족도, 가족의 수입 만족도, 주거 환경 만족도, 가족관계 만족도, 직업 만족도, 사회적 친분관계 만족도, 여가생활 만족도, 전반적 만족도)을 합산한 값을 사용하였다. 범위는 8~40이다.
통제변수	성별 (12차)	여=1, 남=0
	학력 (12차)	1=초졸 이하, 2=중졸, 3=고졸, 4=대졸 이상
	배우자 유무 (12차)	유=1, 무=1
	평균 가구소득 (12차)	연간가구소득
	평균 연령 (12차)	12차 조사가 이루어진 2017년에서 출생연도를 뺀 나이
	생계급여 수급형태 (12차)	0=해당없음, 1=일반 수급가구, 2=조건부 수급가구
	만성질환 개수 (12차)	0~3개 사이의 연속 변수

주. 평균 가구소득은 편포를 보정하기 위해 로그변환하여 사용함.

3) 성향점수매칭 이후 이중차이분석을 위한 변수

성향점수매칭 이후 결과변수에 대한 경제활동의 순 효과를 확인하기 위해 두 번째 분석인 이중차이분석을 실시하였다. 이를 위해 가로 구조(wide)의 데이터를 세로 구조(long)의 데이터로 구조변환을 하였으며, 경제활동 전과 후를 나타내는 시점 더미변수와 집단 더미변수를 모델에 투입하였다. 또한 두 변수 간의 상호작용항(시점 더미변수 x 집단 더미변수)을 형성하여 분석에 포함시켰다. 본 연구에서 사용한 결과 변수는 이전 회귀분석과 마찬가지로 우울과 삶의 만족도이며, 통제변수로는 성향점수매칭에 사용한 변수와 만성질환 개수를 투입하였다. 구체적인 변수 설명은 <표 4> 과 같다.

<표 4> 성향점수매칭 이후 이중차이분석을 위한 변수

변수설명		변수의 구성 및 측정
집단변수	경제활동 집단 더미변수	12차년도에는 경제활동을 하지 않았으나 13차년도에 경제활동을 한 경우=1, 12, 13차년도 모두 경제활동을 하지 않은 경우=0
시점변수	시점 더미변수	2017(12차)=0, 2018(13차)=1
집단변수x 시점변수	경제활동 더미변수x 시점 더미변수	경제활동 더미변수x 시점 더미변수
결과변수	우울	0~3의 리커트 척도로 구성된 CESD-11 11개 문항을 합산한 값을 사용하였다. 범위는 0~33이다.
	삶의 만족도	1~5의 리커트 척도로 구성된 8문항(건강 만족도, 가족의 수입 만족도, 주거 환경 만족도, 가족관계 만족도, 직업 만족도, 사회적 친분관계 만족도, 여가생활 만족도, 전반적 만족도)을 합산한 값을 사용하였다. 범위는 8~40이다.
통제변수	성별	여=1, 남=0
	학력	1=초졸 이하, 2=중졸, 3=고졸, 4=대졸 이상
	배우자 유무	유=1, 무=1
	평균 가구소득	연간가구소득
	평균 연령	12차 조사가 이루어진 2017년에서 출생연도를 뺀 나이
	생계급여 수급형태	0=해당없음, 1=일반 수급가구, 2=조건부 수급가구
	만성질환 개수	0~3개 사이의 연속 변수

주. 평균 가구소득은 편포를 보정하기 위해 로그변환하여 사용함.

3. 분석방법

본 연구의 분석은 총 세 단계로 수행되었다. 우선 1단계에서는 Nearest-Neighbor Matching 1:1 성향점수매칭을 통해 노년기 경제활동을 하는 집단과 경제활동을 하지 않는 집단 간 배경 차이를 통제하여 실험 집단과 비교집단을 구성하였다. 2단계에서는 성향점수매칭에 근거하여 매칭된 사람을 대상으로 중다회귀 분석을 실시하였다. 3단계에서는 성향점수매칭에 근거하여 매칭된 사람을 대상으로 이중차이분석을 실시하였다. 구체적인 분석방법은 다음과 같다.

1) 성향점수매칭

성향점수매칭(PSM)은 일반적으로 정책 혹은 프로그램의 효과성을 파악하는 데 주로 사용하는 준실험적 연구방법이다. 성향점수매칭은 우선 실험집단은 '1'로 비교집단은 '0'으로 하는 이항반응 형태로 종속변수를 설정하고, 공변인을 독립변인으로 하는 로지스틱 회귀분석을 시행한다. 이어서 실험집단에 포함될 확률(성향점수)을 추정한 후 성향점수가 유사한 자료들을 처치변수에 따라 실험집단과 비교집단으로 서로 매칭시키고, 매칭이 되지 않은 대상은 통계분석에서 제외한다(Rosenbaum et al., 1983). 이 과정을 통해 연구대상 선정에 있어 선택 편이의 문제를 감소시킨다. 본 연구에 적용해보면 13차에 경제활동 하는지 여부(처치변수)의 효과를 추정함에 있어 기타 조건들이 동일하다는 전제를 어느 정도 충족시킬 수 있다.

성향점수매칭은 Nearest-Neighbor Matching 1:1, Nearest-Neighbor Matching 1:N, Caliper Matching, Kernel Matching 등 여러 매치 알고리즘이 있다. Nearest-Neighbor Matching은 하나의 실험집단에 하나 혹은 여러 개의 비교집단을 매칭하는 방법이며, Caliper Matching은 추정된 성향점수 표준편차의 0.25 범위 안에서 유사성을 지니는 실험집단과 비교집단을 매칭하는 방법이며, Kernel Matching은 비처치집단에 자료에 가중치를 적용하여 실험집단과 비교집단을 매칭하는 방법이다. 본 연구는 Nearest-Neighbor Matching 1:1을 실시하여 실험집단과 비교집단의 N수를 동일하게 하였으며, 두 집단 간 공변인의 평균 및 분산의 유사성을 검토하였다. 이를 통해 본 분석에 가장 적합한 매칭된 샘플 360명을 선정하였다.

2) 성향점수매칭과 중다회귀분석 결합모형

2단계에서는 실험집단을 '1', 비교집단을 '0'으로 코딩한 집단 더미변수를 독립변수로 투입하고, 성향점수매칭에 사용한 공변인과 만성질환 개수를 통제변수로 투입하며, 13차년도 결과변수를 종속변수로 한 중다회귀분석을 실시하였다. 회귀분석을 이용하면 처치효과와 표준오차를 쉽게 계산할 수 있으며, 다른 통제변수들을 포함할 수 있다는 장점이 있다. 즉 처치효과 외에도 다른 특성들의 변화 때문에 결과변수가 달라질 수 있는데, 이러한 변화를 통제할 필요가 있다. 또한 회귀분석에 통제변수를 투입함에 따라 좀 더 작은 표준오차를 얻을 수 있다.

3) 성향점수매칭과 이중차이 결합모형

2단계보다 더 강건한 결과를 얻기 위해 3단계에서는 성향점수매칭된 샘플을 대상으로 이중차이분석을 실시하였다. 이중차이분석은 실험집단의 처치 이후 결과변수(시점2 결과변수 - 시점1 결과변수)와 처치를 받지 않았다면 얻게 되었을 가상적인 상황에서의 결과변수(시점2 결과변수 - 시점1 결과변수) 간 차이를 비교하는 방법이다. 이중차이 분석을 통해 t 시점과 t-1시점 사이에 변화하는 처치변수의 영향을 측정하게 되고, 시불변 변수는 차분의 결과로 사라지게 된다. 이에 처치변수의 순효과를 추정할 수 있게 된다. 분석에는 시점변수와 집단변수 간의 상호작용항(시점 더미변수 x 집단 더미변수)을 형성하여 시점변수와 집단변수와 함께 투입하였다. 이를 위해 가로 구조(wide)의 데이터를 세로 구조(long)의 데이터로 구조변환을 하였다.

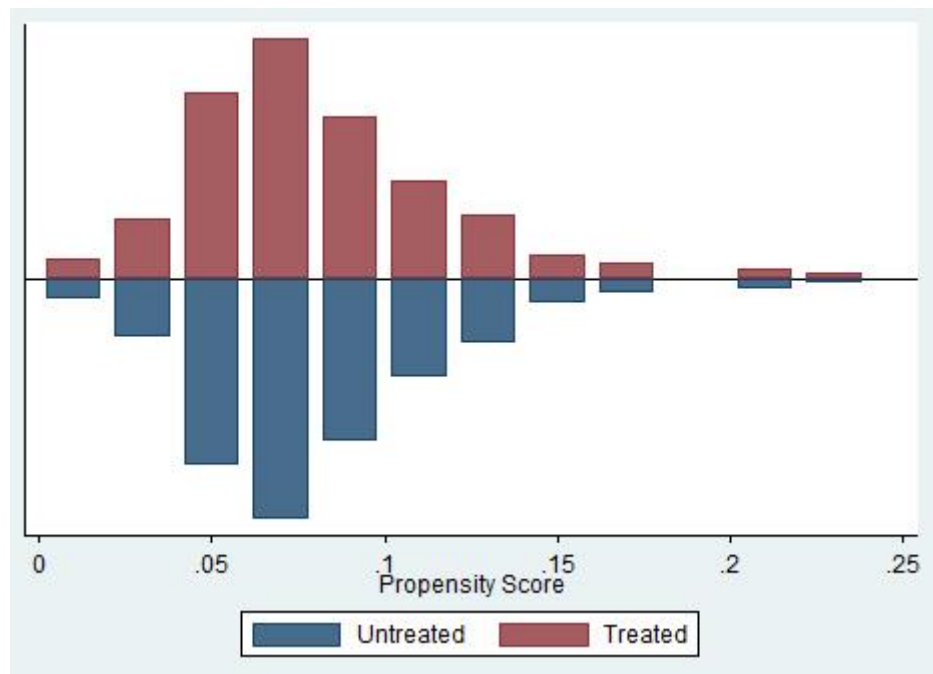
성향점수매칭과 이중차이 결합모형은 처치변수의 효과를 추정함에 있어 기타 조건은 동일하다는 전제를 어느 정도 충족시킴에 동시에 실험집단과 비교집단의 초기값에 차이가 있는 것 또한 통제할 수 있다는 장점이 있다. 따라서 성향점수매칭과 이중차이분석을 결합하여 사용하는 기법이 많이 사용되고 있으며, 실제 각각의 모형을 개별적으로 사용하는 것보다 훨씬 좋은 성과를 보이는 것으로 나타나 있다(Smith and Todd, 2005).

제4절 결과

1. 성향점수매칭 추정결과

Nearest-Neighbor Matching 1:1을 실시한 후의 본 연구의 연구대상은 실험집단(12차에는 경제활동을 하지 않았지만 13차에는 경제활동을 한다고 응답한 사람) 180명, 비교집단(12, 13차 모두 경제활동을 하지 않는다고 응답한 사람) 180명으로 총 360명이다. 이에 따라 경제활동 참여 여부 및 결과변수(우울, 삶의 만족도)와 관련성이 높을 것으로 생각되는 변수인 사회인구학적 변수(성별, 학력, 배우자 유무, 평균 가구 소득, 평균 연령)와 생계급여 수급형태가 유사한 실험집단과 비교집단이 구성되었다. [그림 1]에 따르면 실험집단과 비교집단의 성향점수 분포가 거의 유사한 것을 알 수 있다. 두 집단 간 성향점수분포가 비슷한 것은 경제활동을 하는 데 영향을 미치는 관찰된 특성이 두 집단 간 서로 유사하다는 것을 의미한다.

[그림 1] 실험집단과 비교집단의 예측확률 히스토그램



2. 성향점수매칭과 중다회귀분석 결합모형 분석결과

성향점수매칭이 이루어진 최종 샘플을 대상으로 중다회귀분석을 실시한 결과, 경제활동 집단 더미변수가 13차 우울($B = -1.70, p < .01$)과 삶의 만족도($B = 0.12, p < .01$)에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 13차에 경제활동을 하는 경우 12, 13차 모두 경제활동을 하지 않은 경우보다 13차 우울을 낮추고 13차 삶의 만족도를 높이는 것으로 나타났다. 또한, 종속변수가 우울인 경우 생계급여 수급형태도 우울에 영향을 미치는 것으로 보이는데, 생계급여를 받지 않는 경우보다 받는 경우 우울이 높은 것으로 해석할 수 있다. 또한 삶의 만족도가 종속변수일 때 학력과 우울이 유의하였는데, 학력이 높고 우울이 낮을 때 삶의 만족도가 높은 것을 의미한다.

〈표 5〉 성향점수매칭과 중다회귀분석 결합모형 분석결과

(N=360)

구분	우울(13차)			삶의 만족도(13차)		
	Coef.	SE	t	Coef.	SE	t
경제활동 집단 더미변수	-1.70	0.56	-3.02**	0.12	0.05	2.63**
연령	0.04	0.05	0.73	0.00	0.00	0.40
학력	-0.19	0.37	-0.51	0.11	0.03	3.57***
배우자 유무	0.38	0.64	0.60	0.03	0.05	-0.51
평균 가구소득	-4.23	2.32	-1.82	0.23	0.19	1.21
성별	1.36	0.71	1.90	0.05	0.06	0.91
생계급여 수급형태	4.77	1.31	3.63***	-0.19	0.11	-1.73
만성질환 개수	0.34	0.33	1.02	-0.03	0.03	-1.00
우울				-0.03	0.00	-5.58***

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

주. 독립변수에 투입한 변수는 모두 12차 변수임.

3. 성향점수매칭과 이중차이 결합모형 분석결과

성향점수매칭과 이중차이 결합모형을 분석한 결과, 처치효과(경제활동 더미변수 \times 시점 더미변수)는 삶의 만족도에 유의미한 영향을 미치지(B= 0.15, $p < .05$), 우울과는 유의미하지 않았다. 이는 경제활동을 하는 실험집단이 비교집단에 비해 삶의 만족도가 0.15 증가한다고 해석할 수 있다. 이 수치의 크기에 대해서는 가능하기가 쉽지 않은데, 그 이유는 결과 변수가 사회적 효과일 때 단위가 점수일 경우 정확한 해석이 어려울 수 있기 때문이다. 본 연구 결과 우울에는 경제활동 집단 더미변수, 평균 가구소득, 성별, 생계급여 수급형태, 만성질환 개수가 삶의 만족도에는 학력, 평균 가구소득, 성별, 만성질환 개수, 우울이 유의미한 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

〈표 6〉 성향점수매칭과 이중차이 결합모형 분석결과

(N=360)

구분	우울			삶의 만족도		
	Coef.	SE	t	Coef.	SE	t
경제활동 집단 더미변수	-2.23	0.55	-4.05***	-0.05	0.04	-1.09
시점 더미변수	0.03	0.55	0.06	-0.02	0.04	-0.54
경제활동 더미변수x 시점 더미변수	0.56	0.78	0.72	0.15	0.06	2.47*
연령	0.02	0.04	0.47	0.00	0.00	1.71
학력	0.00	0.26	0.02	0.10	0.02	4.77***
배우자 유무	0.26	0.44	0.59	-0.03	0.04	-0.83
평균 가구소득	-5.45	1.57	-3.48**	0.35	0.13	2.73**
성별	1.23	0.49	2.49*	0.10	0.07	-1.44**
생계급여 수급형태	4.89	0.87	5.60***	-0.10	0.07	-1.44
만성질환 개수	0.58	0.23	2.54*	-0.05	0.02	-2.66**
우울				-0.04	0.00	14.10***

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

제5절 논의

본 연구는 한국복지패널의 12차(2017), 13차(2018) 자료를 바탕으로 65세 이상 노인의 경제활동이 우울과 삶의 만족도에 어떠한 영향을 미치는 살펴보았다. 이를 위해 본 연구의 분석은 세 단계로 수행되었다. 첫째, 성향점수매칭을 적용하여 13차에 경제활동을 하는 집단과 12, 13차 모두 경제활동을 하지 않은 집단의 배경 차이를 통제하였다. 이에 1년 사이에 경제활동을 한 노인과 경제활동을 하지 않은 노인 간의 선택 편의 문제를 감소시켰다. 둘째, 성향점수매칭으로 도출된 경제활동 집단 더미변수(실험집단, 비교집단)를 독립변수로 하고 우울과 삶의 만족도를 각각 종속변수로 한 중다회귀분석을 실시하였다. 셋째, 경제활동의 순효과를 보다 더 타당성 있게 도출하고자 2017년과 2018년 1년 사이에 경제활동을 한 노인의 우울 변화(시점2 우울 - 시점1 우울)와 삶의 만족도 변화(시점2 삶의 만족도 - 시점1 삶의 만족도)가 경제활동을 하지 않은 노인의 우울 변화(시점2 우울 - 시점1 우울)와 삶의 만족도 변화(시점2 삶의 만족도 - 시점1 삶의 만족도)와 비교하였을 때 얼마나 차이가 있는지 알아보기 위하여 성향점수매칭과 이중차분 결합분석을

실시하였다.

본 연구의 분석 결과와 이에 따른 논의는 다음과 같다. 첫째, 성향점수매칭 후 중다회귀분석을 적용하여 노년기 경제활동이 우울을 낮추고 삶의 만족도를 높이는데 영향을 미치는 것을 확인하였다. 이는 노년기 경제활동의 정신 건강에 도움이 된다는 선행연구들과 일맥상통하는 결과이다. 노년기 경제활동이 우울 혹은 삶의 만족도에 부정적인 영향을 미친다는 선행연구들은 노년기 경제활동을 하지 않는 것은 가구 경제 상황을 악화시키거나, 반대로 경제적으로 어려운 노인이 경제활동을 하기 때문에 경제활동이 정서적 안녕감에 부정적인 영향을 미친다고 보았다. 본 연구 결과는 가구소득, 생계급여 수급형태 등의 경제적 지표를 성향점수 매칭을 통해 통제된 상황에서 경제활동이 우울과 삶의 만족도에 미치는 영향을 살펴보았기 때문에, 노년기 경제활동이 지니는 긍정적인 의미에 대해 더욱 타당성 있는 결과를 도출한 것으로 보인다.

또한 이러한 결과는 최근의 노년기 생산적 활동을 강조하는 주류 담론과도 맥을 같이 하는 것으로 보인다(장숙정, 2019). 보건복지부는 2019년 상반기에 노인일자리에 대한 예산을 추가 투입하면서 노인일자리를 3만개 늘리고 공익형 노인일자리 사업기간을 2개월 연장하는 등의 정책을 실시하는 등 최근 들어서 노인 일자리 정책을 더욱 강조하고 있다(백세시대, 2019). 다만 정부에서 제공하는 노인일자리는 주로 저소득층을 대상으로 제공되고 있는데, 여러 배경 변수를 통제된 상태에서 노년기 경제활동의 효과성을 본 연구 결과를 통해, 일반 노인들에게도 경제활동이 중요하며 이들에게도 일자리 제공이 필요함을 시사한다. 또한 개인·사회적으로 노인의 정신 건강을 접근할 때, 노인에게 경제활동 경험을 제공하며 경제활동을 할 수 있도록 하는 유인장치를 마련하는 것이 효과적일 수 있을 것으로 사료된다.

둘째, 성향점수매칭과 이중차이 결합분석을 실시한 결과 노년기 경제활동의 순 효과는 삶의 만족도를 높이는데 관련이 있지만, 우울과는 관련이 없는 것으로 나타났다. 이중차이분석은 차분을 통해 시불변 변수들을 제거하는 과정을 거쳐 이질적인 개인을 비교할 때 발생하는 내생성 문제를 완화하고 있다. 즉 성별, 출생지 등 시간에 따라 변화하지 않은 변수들이 자동으로 분석 과정에서 제외되기 때문에 성향점수매칭과 중다회귀분석을 결합한 모형보다는 더욱 강건한 결과를 보인다. 따라서 본 연구 결과 노년기 경제활동 자체의 순 효과는 삶의 만족도와는 정적 관계가 있으나, 우울과는 관련이 없는 것으로 해석된다. 또한 노년기 경제활동과 우울 간 관계에서는 시간에 따라 변하지 않은 요인들이 큰 영향을 미치며, 이러한 요인들에 따라 영향력의 방향과 정도가 달라졌다고 해석할 수도 있다.

본 연구의 의의 및 한계점은 다음과 같다. 본 연구는 성향점수매칭과 중다회귀분석 결합모형과 성향점수매칭과 이중차이 결합모형을 이용하여 준실험설계를 실시하여 분석과정에서 발생할 수 있는 선택 편의를 감소시켰다. 따라서 본 연구 결과는 노년기 경제활동과 우울 및 삶의 만족도 간의 관계를 보다 타당성 있는 결과로 도출해냈다는 데 의의가 있다. 또한 본 연구 결과를 통해 노년기의 다양한 집단을 대상으로 일자리 정책을 편다면, 노인의 노동시장 참여를 통해 얻는 효과가 확장될 것으로 판단된다. 따라서 다양한 계층의 노인에게 경제활동 기회를 보장하고 경제활동의 효과를 증진시키기 위한 제도 및 정책적 차원의 노력이 요구된다. 그리고 노인 연령 기준, 정년, 연금 등의 노년기 경제활동과 관련된 법과 제도들을 노인 친화적으로 재정비하는 방안도 고려된다.

그러나 본 연구는 내생성을 고려한 상황에서 노년기 경제활동이 어떠한 경로로 정신 건강에 영향을 미치는지 그 매커니즘을 파악하기에는 한계가 있다. 예를 들어 경제활동은 사회적 관계를 형성시켜 관계에서 비롯되는 만족감으로 인하여 정신 건강에 영향을 미칠 수 있다. 혹은 경제활동이 가족 간의 의사소통을 증진시키거나 가사 노동 등의 역할을 적절하게 분배시키는 작용을 할 수도 있다. 따라서 후속 연구에는 이러한 다양한 매커니즘을 규명할 수 있는 연구 설계를 시도해볼 필요가 있다.

그리고 본 연구에서는 비록 선행연구에 근거하여 매칭을 위한 공변인, 회귀분석을 위한 통제변수 및 이중차이분석을 위한 통제변수를 구성하였지만, 미처 고려하지 못한 변수들이 존재할 가능성이 있다. 따라서 후속 연구에는 더 폭넓은 변수를 투입하여 노년기 경제활동의 효과를 더 명확하게 파악할 필요가 있다. 또한 본 연구는 연속해서 측정된 두 시점만을 분석에 사용했기 때문에 인과관계를 파악함에 있어 다소 어려움이 있을 수 있다. 추후에 집단변수와 결과변수를 구성할 때 시간적 간격을 두거나, 여러 차년도 변수를 모델에 투입하여 분석할 수 있는 패널고정효과 모형을 이용해보는다면 노년기 경제활동이 우울과 삶의 만족도에 미치는 영향을 더 정교하게 분석할 수 있을 것으로 사료된다.

참고문헌

- 김미령. 2008. “여성노인의 삶의 만족도에 영향을 미치는 성공적 노화의 구성요소”. 『한국노년학』. 28(1), 33-48.
- 김수영·이민홍·장수지. 2014. “노인일자리사업 참여노인의 심리사회적 건강 변화에 관한 연구”. 『노인복지연구』. 64, 371-393.
- 김주현. 2007. “노인 생산적 활동의 복합성과 생활만족도”. 『한국인구학』. 30(3), 57-81.
- 권치영·김선웅·임중철·이홍직. 2007. “일자리 참여가 노인의 자아존중감에 미치는 영향에 관한 연구”. 『한국노년학』. 27, 427-443.
- 남기민·최화강. 2009. “취업노인의 생산적 활동요인과 성공적 노화 간의 관계: 임파워먼트의 매개효과를 중심으로”. 『노인복지연구』. 45, 347-371.
- 남혜경·이윤정·허정이. 2017. “취업 여부가 노인의 우울에 미치는 영향”. 『한국보건간호학회지』. 31(3), 492-504.
- 방하남·신인철. 2011. “강요된 선택: 생애 주된 일자리에서의 퇴직과 재취업의 동학분석”. 『한국사회학』. 45(1), 73-108.
- 백세시대. 2019.8.09. “복지부, 노인일자리 활동기간 연장 등 추경 확정”. <http://www.100ssd.co.kr/news/articleView.html?idxno=63346>에서 인출.
- 서양열. 2004. “노인일자리 사업 참여만족에 관한 연구: 전라도지역 노인을 중심으로”. 『노인복지연구』. 24, 31-51.
- 성혜영·조희선. 2006. “노년기 생산적 활동과 심리적 안녕”. 『Family and Environment Research』. 44(6), 35-45.
- 송지연·Marks, N. F. 2007. “결혼 및 은퇴 상태가 노년기 정신건강에 미치는 영향: 미국 종단자료의 분석”. 『한국인구학』. 30(1), 25-47.
- 심옥수. 2015. “경제활동 노인의 일과 삶의 만족도 관계에서 우울의 조절효과 분석”. 『한국케어매니지먼트 연구』. 17, 161-179.
- 윤수경. 2016. “노인의 취업이 우울에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과와 성별 차이”. 『노인복지연구』. 71(3), 389-410.
- 윤지은. 2009. “중고령자의 경제활동상태와 정신건강_소득수준과 가족관계만족도의 매개효과 검증”. 석사 학위논문. 연세대학교.
- 이소정. 2009. “우리나라 노인의 사회참여 유형분석”. 『한국인구학』. 32(1), 71-91.
- 임중철·주경희·임병우. 2012. “노인의 일자리참여활동이 우울에 미치는 영향: 자아존중감의 매개역할을 중심으로”. 『노인복지연구』. 57, 29-50.
- 장숙정. 2019. “노인의 경제활동이 우울에 미치는 영향-소득, 주관적 계층의식의 조절효과를 중심으로”. 『

- 노인복지연구, 74(1), 115-139.
- 전혜정·김명용. 2014. “노년기 취업이 우울에 미치는 종단적 영향의 성차”. 『한국노년학』, 34(2), 315-331.
- 진재현·고혜연. 2013. “OECD 국가와 비교한 한국의 인구집단별 자살률 동향과 정책제언”. 『보건복지포럼』, 2013(1).
- 정윤경. 2016. “중고령 근로자의 직무특성과 우울증상, 주관적 건강의 관계”. 『노인복지연구』, vol, 71(3), 279-304.
- 최경숙. 2005. “노인의 경제활동 참여욕구에 관한 연구”. 광운대학교 정보복지대학원 석사학위논문.
- 최성재. 1986. “노인의 생활만족도 척도개발에 관한 연구”. 『이화여자대학교 한국문화연구원 논총』, 49, 233-256.
- 통계청. 2016. “2016 고령자 통계”.
- 통계청. 2018a. “2018 고령자 통계”.
- 통계청. 2018b. “2018 경제활동인구조사”.
- 통계청. 2019. “2019 경제활동인구조사”.
- 허성호·김종대·정태연. 2011. “취업이 노인의 삶에 미치는 영향 분석”. 『한국노년학』, 31(4), 1103-1118.
- Atchley, R. C, "A continuity theory of normal aging", *The gerontologist*, 29(2), 1989, 183-190.
- Christ, S. L., Lee, D. J., Fleming, L. E., LeBlanc, W. G., Arheart, K. L., Chung-Bridges, K., ... and McCollister, K. E, "Employment and occupation effects on depressive symptoms in older Americans: does working past age 65 protect against depression?", *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 62(6), 2007, S399-S403.
- Havighurst, R. J., and Glasser, R, "An exploratory study of reminiscence", *Journal of gerontology*, 1972.
- Hinterlong, J. E., Morrow-Howell, N., and Rozario, P. A, "Productive engagement and late life physical and mental health: Findings from a nationally representative panel study", *Research on Aging*, 29(4), 2007, 348-370.
- Jang, S. N., Cho, S. I., Chang, J., Boo, K., Shin, H. G., Lee, H., and Berkman, L. F, "Employment status and depressive symptoms in Koreans: results from a baseline survey of the Korean Longitudinal Study of Aging", *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 64(5), 2009, 677-683.
- Jung, Y., Gruenewald, T. L., Seeman, T. E., and Sarkisian, C. A, "Productive activities and development of frailty in older adults", *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 65B(2), 2010, 256-261.
- Li, Y., Xu, L., Chi, I., and Guo, P, "Participation in productive activities and health outcomes among older adults in urban China", *The Gerontologist*, 54(5), 2013, 784-796.
- Ribeiro, P. C. C., Almada, D. S. Q., Souto, J. F., and Lourenço, R. A, "Permanence in the labour market and life satisfaction in old age", *Ciencia & saude coletiva*, 23(8), 2018, 2683-2692.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B, "The central role of the propensity score in observational studies

for causal effects", *Biometrika*, 70(1), 1983, 41-55.

Smith, J. A., and Todd, P. E, "Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators?", *Journal of econometrics*, 125(1-2), 2015, 305-353.

Tang, F., Chen, H., Zhang, Y., and Mui, A. C, "Employment and life satisfaction among middle-and old-aged adults in China", *Gerontology and geriatric medicine*, 4, 2018, 2333721418778202.

노인장기요양보험이 제도 이용 가구의 노동공급에 미치는 영향

The Effect of Long-Term Care insurance on Labor Supply of Beneficiary Household

김도현(서울대학교 경제학부 석사수료)

본 연구는 노인장기요양보험이 제도를 이용하는 가구의 노동공급에 미치는 영향을 파악하고자 한국복지패널 3차~13차 11개년도 조사자료를 분석하였다. 패널 고정효과 모형을 통해 노인장기요양보험에서 제공하는 장기요양 급여를 이용함에 따라 노동공급을 나타내는 변수(근로활동 가구원 수, 연간 근로일 수, 연간 근로시간)와 가구 소득을 나타내는 변수(연간 가구 근로소득, 순재산액, 가처분 소득, 균등화 소득)가 받는 영향을 분석한 결과, 근로활동 가구원수와 연간 근로소득이 1% 유의수준에서 감소하는 경향을 보였다. 반면 가구 균등화 소득은 10% 유의수준에서 소폭 증가하는 것으로 나타났다. 제도 이용 가구 규모가 작고 근로가능 연령 가구원이 적다는 점을 고려할 때, 제도를 이용하는 가구가 근로소득 증가가 어려운 상황에서 가용 시간을 근로활동이 아닌 휴식에 활용하는 선택을 하는 것으로 보인다. 보다 구체적인 제도의 효과 경로를 파악하기 위해서는 근로가능 연령대 가구원과 65세 이상 가구원을 대상으로 하는 개인 단위 분석이 필요하다.

제1절 서론

통계청이 발표한 2015년 인구주택총조사 결과에 따르면 우리나라 인구에서 65세 이상 노인이 차지하는 비율은 2005년 9.3%에서 2010년 11.3%, 2015년 13.2%로 매년 증가하였다(통계청, 2016). 같은 자료를 토대로 작성한 「장래인구특별추계: 2017~2067년」 역시 해당 비율이 2017년 13.8%, 2025년 20%로 증가하여 우리 사회가 6년 이내에 고령사회(aged society)를 지나 초고령사회(super-aged society)에 진입할 것으로 전망하고 있으며, 특히 80세 이상 노인이 차지하는 비율이 2017년 현재 3.2%에서 2021년 4%, 2027년 5.13%로 증가하여 향후 10년 동안 우리나라 인구 구성에 큰 변화가 있을 것임을 예고하고 있다(통계청, 2019).

고령화가 진행됨에 따라 노인성 질병 유병률 역시 상승하고 있는데, 그 중에서도 주요 노인성 질병의 유병률 상승이 두드러진다. 노인장기요양보험 통계연보(국민건강보험공단, 2015)에 따르면 노인성 질병 환자 수는 2010년 270,320명에서 2015년 467,752명으로 증가하였고 전체 인구 대비 노인성 질병 유병률은 0.55%에서 0.92%로 상승하였다. 주요 노인성 질병인 치매의 경우, 환자수가 2010년 60,816명에서 2015년 141,385명으로 5년 만에 두 배 이상 증가하였고 이에 따라 유병률이 0.12%에서 0.28%로 상승하였다. 뇌졸중은 2010년 67,043명에서 2015년 87,402명으로 환자수가 2만 명 가량 증가하였고 유병률은 0.14%에서 0.17%로 상승하였다.

정부는 빠른 속도로 진행 중인 고령화에 대한 대책으로 노인장기요양보험(LTCI; long-term care insurance)을 도입하였다. 이 제도는 고령 또는 노인성 질병 등의 사유로 일상생활을 혼자서 수행하기 어려운 사람에게 신체활동 또는 가사 활동을 지원함으로써 노인성 질병 환자와 가족의 부담을 덜어주는 데

그 목적을 두고 있다(노인장기요양보험법 제1조). 방문요양, 주·야간 보호, 방문목욕, 방문간호, 단기 보호 등 가정에서 서비스를 제공하는 재가 급여와 노인요양시설, 노인요양 공동생활가정 등 거주지와 분리된 곳에서 서비스를 제공하는 시설 급여를 통해 제도 이용자의 일상생활에 도움을 제공한다. 2008년 7월 시행 이후, LTCI는 이용인구가 점차 늘어나 2016년 상반기(6월 말)기준 445,429명(노인인구의 6.5%)이 혜택을 받고 있다(국민건강보험공단, 2016).

이러한 상황을 반영하듯 노인성 질병과 LTCI에 대한 논의는 2000년대 후반을 지나며 활발히 진행되었다. 노인성 질병 의료비의 80% 이상을 지원하는 제도의 특성상 이용자 가구의 의료비 지출 변화나 빈곤 상태 개선 여부, 안정적인 요양보험 재원 마련 등 재정적인 측면에서 제도의 효과와 지속성을 측정하는 시도가 주를 이루었다. 한편 요양보호(LTC; long-term care) 서비스를 원활하게 공급하는 방법에 대한 논의로 LTC 서비스의 질 향상, LTC 인력 양성, 근로여건 개선 등에 대한 연구 역시 많이 이루어지고 있다. 하지만 현재 고령화가 저출산 현상과 함께 경제활동인구 감소의 주요 원인이라는 점과 '삶의 질 향상'이라는 제도 본연의 목적을 고려해볼 때, 간병 부담 경감을 통한 가족의 노동공급 변화는 정책적 중요성에 비해 논의가 부족한 실정이다.

노인성 질병은 노화로 인해 신체기능이 저하되는 특성상 환자들이 일상생활을 유지하는 데 어려움을 겪으며 수시로 간병이 필요하다. 실제로 전국 노인을 대상으로 실시한 노인실태조사에서 간병을 받는 65세 이상 노인 중 10.7%는 매일 하루 종일 도움이 필요하다고 응답하였고, 39%는 매일 만나질 정도 도움이 필요하다고 응답하였다(한국보건사회연구원, 2014). 또한 이들 중 91.9%가 가족의 간병을 받고 있어 노인성 질병 환자가 있는 가구는 의료비 지출 증가로 인한 1차적인 경제적 부담 외에도 간병을 담당하는 가족의 근로가능시간 및 근로소득 감소에 따른 2차적인 경제적 부담을 겪을 것으로 예상된다.

본 연구는 그 동안 충분히 다뤄지지 않았던 LTCI의 노동공급 효과를 분석하기 위해 제도 이용 가구를 분석대상으로 삼는다. 한국복지패널(KOWEPS; Korean Welfare Panel Study)의 1차~13차 가구용 및 개인용 설문 자료를 연계하여 LTCI 이용이 노인성 질병 환자를 간병하는 가족의 노동공급에 미치는 영향을 살펴보고자 하였다. 먼저 노동공급 변화를 근로 여부, 근로일 수, 근로시간, 근로소득 네 가지 변수로 살펴보고, 이러한 변화가 제도 이용 가구의 삶의 질에 어떤 변화를 가져오는지 논의하고자 한다.

최근 간병 부담으로 인한 가족의 노동공급 변화를 다룬 국내 연구들이 있었으나, 배우자 또는 여성의 노동공급만을 대상으로 하였다는 점에서 한계가 있었다. 이에 본 연구는 노인성 질병 환자를 간병하고 부양하는 책임을 전체 가구원이 분담한다는 점에 착안하여 특정 가구원이 아닌 가구 전체의 노동공급 변화를 살펴본다. 즉, 근로활동이 가능한 모든 가구원의 노동공급을 종합하여 가구 단위 노동공급 변수를 생성하고 LTCI 이용이 해당 변수에 미치는 영향에 대한 분석을 시도한다. 이는 근로가능시간을 매개로 효과를 측정함으로써 제도 본연의 목적에 부합한 평가를 시도했다는 점, 노동공급에 대한 논의를 간병을 주로 담당하는 사람뿐만 아닌 전체 가구원까지 확장했다는 점에서 이전의 연구와 구별되는 특징을 갖는다.

제2절 선행연구

1. 간병과 노동공급에 대한 연구

노인성 질병과 노동공급에 대한 연구는 고령화 사회의 도래와 함께 국내외에서 지속적으로 논의되어 왔다. 우리나라보다 먼저 고령화를 경험한 서구의 경우, 노인성 질병 환자의 간병으로 인한 가족의 노동공

급 변화를 다룬 다양한 문헌이 존재한다. 초기 연구들은 노인 부모를 간병하는 자녀의 노동공급에 초점을 맞춰 주로 간병이 자녀의 노동시장 이탈과 근로시간 감소에 영향을 준다는 결론을 제시하였다. Ettner(1995)는 장애인 부모에 대한 간병이 여성의 노동시장 이탈과 근로시간 감소에 영향을 준다는 결과를 보여주었고, Johnson and Lo Sasso(2000)는 기존의 노동-여가 선택 모형을 확장한 간병-근로활동-여가 선택 모형을 통해 53~65세 자녀의 근로시간이 부모에 대한 간병으로 인해 감소한다는 사실을 보였다. 이러한 논의는 최근 동태적 모형을 도입하여 보다 구체적인 경로를 파악하는 것으로 발전하고 있는데, Skira(2015)는 부모의 건강상태, 인적 자본 축적 상태, 채용 제의 가능성 등을 포함한 간병-근로의 동태적 선택 모형을 이용해 부모를 간병하는 여성이 직장으로 복귀할 확률이나 복귀 후 근로시간이 증가할 확률이 낮다는 것을 증명하였다.

2000년대 중반 이후로 노동공급을 세분화한 연구들이 이루어져 간병이 근로시간, 근로 여부, 근로소득에 미치는 영향을 중점적으로 분석하였다. Lilly, Laporte and Coyte(2007)은 국제적으로 1986-2006년 동안 이루어진 연구들을 분석하여 간병을 담당하는 사람이 적은 시간 일할 확률이 높고, 간병에 깊이 관여하는 사람이 노동시장에서 이탈할 확률이 높다는 결론을 도출하였다. 캐나다의 General Social Survey(GSS) 2002년 자료를 이용한 후속연구에서는 간병의 정도에 중점을 두어 분석을 시도하였으나, 간병의 정도가 갖는 중요성이 크지 않고 간병이 노동공급을 줄이는 효과 역시 근로시간이나 임금보다 노동시장 참여에 주로 영향을 미치는 것으로 나타났다(Lilly et al., 2010). Van Houtven, Coe and Skira(2013)은 미국의 Health and Retirement Study(HRS) 자료를 이용한 연구에서 간병을 제공하는 남성은 근로에 참여할 확률이 2.4% 감소한 반면 여성은 은퇴할 확률이 높아진다는 결과를 제시하였다. 특히 여성의 경우, 근로활동을 지속하더라도 근로시간이 주 3~10시간 감소하고 3% 정도 낮은 임금을 받는 것으로 나타나 간병 제공으로 인한 기회비용을 고려해야 한다고 주장하였다.

반면 간병이 노동공급에 유의미한 영향을 미치지 않거나 그 영향이 매우 작다는 연구들도 있었다. Meng(2013)은 독일의 German Socio-Economic Panel(SOEP) 2001~2007년 자료를 토대로 가구원의 노동공급을 분석한 연구에서 간병이 노인성 질병 환자 가구의 노동공급을 유의한 수준으로 감소시키지 않는다는 결과를 제시하였다. 또한 Leigh(2010)은 호주의 Household, Income and Labour Dynamics in Australia survey(HILDA) 2001-2007년 자료를 이용하여 개인의 간병 상태의 변화에 따른 노동시장에서의 결과를 추적하였는데, 간병이 노동시장 참여를 줄이는 효과가 있지만 단기적으로는 그 효과가 매우 작거나 존재하지 않는다고 결론지었다.

간병과 노동공급에 대한 의사결정이 동시에 이루어진다는 점에 주목하여 인과관계를 반대로 제시한 연구들도 있었다. Carmichael, Charles and Hulme(2010)은 British Household Panel Survey(BHPS) 15개년도 자료를 이용하여 노동시장 참여와 소득이 간병 의사에 음(-)의 효과가 있다는 사실을 보였고, Michaud, Heitmueller and Nazarov(2010)은 동태적 모형을 토대로 BHPS 2000~2005년 자료를 이용하여 여성의 간병이 미래의 고용에 부정적인 효과가 있고 여성의 고용 역시 미래의 간병 제공에 부정적인 효과가 있다고 설명하였다.

2. LTCI가 노동공급에 미치는 영향에 대한 연구

LTCI를 노동공급의 측면에서 고찰한 연구는 해당 제도를 도입한 독일과 일본을 중심으로 이루어져 왔다. 최근 독일 자료를 이용한 Geyer and Korfhage(2015)는 간병을 제공하는 가족들의 노동공급에 대한 구조적 모형과 독일의 SOEP 2001~2010년 자료를 통해 LTCI가 제공하는 근로 유인을 분석하여 요양보험 급

여의 종류에 따라 노동공급에 미치는 효과가 다르다는 것을 증명하였다. 구체적으로 현금급여는 노동공급에 약한 양(+)의 효과가 있는 반면 현금급여는 그보다 큰 음의 효과가 있고, 두 종류의 급여를 모두 이용할 경우 유의한 음의 효과가 있다는 결론을 제시하였다.

우리나라와 유사한 LTCI를 운영 중인 일본의 경우, 고령화 사회의 근로장려정책의 일환으로 LTCI가 갖고 있는 노동공급 효과에 주목하여 왔다. 현재까지의 연구들은 대체적으로 제도가 가족의 노동공급에 긍정적인 효과가 있다는 결론을 제시하고 있다. Shimizutani, Suzuki and Noguchi(2006)는 2000년 개호보험(일본의 LTCI) 도입을 자연실험으로 삼아 LTCI의 사회화가 여성의 노동시장 참여에 어떤 영향을 미쳤는지 살펴보았다. 이중 차분(DID; difference-in-difference)을 이용한 분석에서 일본의 개호보험 도입은 간병을 담당하는 여성의 고용을 8% 증가시켰고, 주 평균 근로일 수와 하루 평균 근로시간을 10~20% 증가시킨 것으로 나타났다. Sugawara and Nakamura(2014)는 LTCI 도입 시기와 4년 후, 10년 후 노인 간병을 담당하는 여성의 노동시장 행태를 비교하여 LTCI의 도입과 확산이 여성 노동공급을 늘리는 효과가 있다는 결론을 제시하였다. Fu, Noguchi, Kawamura, Takahashi and Tamiya(2017)는 1995년부터 2013년까지의 국가 패널 자료에 이중 차분-성향점수매칭 결합 모형(DID-PSM approach)을 사용하여 2000년에 있었던 LTCI 도입은 간병을 제공하는 가족의 노동시장 참여에 양의 스피로버 효과(spillover effect)가 있었지만, 2006년에 있었던 제도 개정은 음의 스피로버 효과가 있었다는 사실을 밝혀냈다.

3. 국내 연구 현황: 노인성 질병이 의료비 지출과 노동공급에 미치는 영향, LTCI에 대한 연구

국내의 경우, 노인성 질병에 관한 연구와 LTCI에 관한 연구로 크게 나눌 수 있다. 노인성 질병에 관한 연구는 주로 의료비 지출로 인한 재정적 부담에 대한 논의에 초점을 맞춰왔다. 지은정(2004)은 의료비 지출이 중사상 지위와 소득 변화에 미치는 효과에 대한 연구에서 소득 대비 의료비 지출 비중이 고소득 가구와 저소득 가구 사이에 큰 차이를 보인다는 사실을 제시하고, 의료비 지출로 인한 중사상 지위의 변화가 가구의 총소득과 가계 경제에 부정적인 영향을 미친다는 결과를 제시하였다. 김은경·권순만(2016)은 재난적 의료비 지출(catastrophic health expenditure)을 경험한 가구가 빈곤상태에 빠지거나 빈곤상태를 지속할 확률이 더 높다는 결과를 제시하고 빈곤 가구 예방을 위해 건강보험의 보장성 강화가 필요하다고 주장하였다.

노인성 질병과 가구의 노동공급에 대한 국내 논의는 최근 몇몇 연구를 통해 이루어지고 있다. 그 중에서도 함선유(2016)는 노인의 건강문제가 본인과 배우자의 노동공급에 미치는 영향에 대한 연구로, 건강문제가 본인의 노동공급을 유의하게 줄이는 한편 배우자의 노동공급에 대해서는 성별과 연령에 따라 차이가 존재한다고 밝혔다. 고령화연구패널(KLOSA; Korean Longitudinal Study of Ageing) 1~5차 자료를 가지고 1차 차분(first difference) 모형을 통해 프로빗(probit) 분석을 실시한 결과, 배우자의 건강문제는 남성의 노동공급에 유의한 효과가 없었지만 여성의 노동공급 중단에 영향을 주는 것으로 나타났다. 건강상태를 측정하기 위한 객관적 지표로 ADL 지수를 활용했다는 점에서 주목할 만하지만, 배우자가 아닌 다른 가족들의 노동공급이 분석대상에서 제외되었다는 한계가 있다.

LTCI에 관한 국내 연구는 LTC 산업 기반, LTC 산업 종사자의 직무 만족도, LTC 서비스의 질 개선 방안 등 LTC 서비스 공급측면에 초점을 두고 이루어져 LTCI가 노인성 질병 환자와 가족에게 미치는 영향에 대한 연구는 많지 않다. 권현정 외(2011)는 DID-PSM 모형을 이용해 LTCI가 삶의 질과 가족관계 만족도에 미치는 영향을 분석하였다. LTCI를 이용한 처리집단(treatment group)과 성향점수매칭을 통해 구성된 통제집단(control group)의 만족도 변화를 비교한 결과, LTCI 이용이 가족관계 만족도 향상에는 유의미

한 효과가 있지만 삶의 질 향상에는 유의미한 영향을 주지 못한다는 결론을 도출하였다. 권현정 외(2015)는 동일한 방법으로 LTCI가 노동공급에 미치는 효과를 분석한 연구로, LTCI 이용에 따라 여성 가구원의 경제활동 참여, 근로소득, 근로시간이 유의미하게 변하지 않는다는 결과를 도출하고 LTCI가 충분한 노동시장 참여 유인을 제공하지 못하는 원인으로 불충분한 급여 수준을 제시하였다.

본 연구는 국내 패널자료를 이용하여 LTCI가 제도 이용자 가구의 노동공급에 미치는 영향에 초점을 맞추고자 한다. 특히 주로 간병을 제공하는 가족이 환자의 성별에 따라 차이를 보인다는 점을 고려하여 여성 가구원 이외에 자녀의 노동공급 역시 분석대상으로 삼는다. 노인성 질병 환자를 제외한 가구원의 전체 노동공급 변화를 근로 여부, 근로일 수, 근로시간, 근로소득 네 가지 변수로 살펴보고 이를 토대로 LTCI의 노동공급 효과를 측정하고자 한다. 이는 그동안 불충분하게 다뤄진 제도의 목적에 초점을 맞춰 효과를 분석했다는 점, 그리고 주로 간병을 담당하는 사람이 아닌 전체 가구원의 노동공급에 미치는 영향까지 논의를 확장했다는 점에서 이전 연구와의 차별성을 갖는다.

제3절 이론적 배경

간병과 노동공급에 대한 개인의 의사결정은 시간과 예산의 제약 안에서 선호에 따른 여가와 노동, 간병의 선택으로 이루어진다. 이때 간병은 노동공급에 두 가지 효과로 영향을 미치는데, 가용 시간이 줄어들어 따라 유보 임금(reservation wage)이 상승하여 노동공급을 줄이는 대체효과(substitution effect)와 근로시간이 줄어들어 따라 소득이 감소하여 노동공급을 늘리는 소득효과(income effect)가 그것이다. 최종적인 노동공급은 이 두 효과의 크기와 여가-간병 간의 선호에 따라 달라지지만, 관련 연구들에 따르면 일반적으로 간병이 가족들의 노동공급을 감소시키는 것으로 알려져 있다(Carmichael and Charles, 2003; Heitmueller, 2007). LTCI의 도입은 가족들이 제공하는 간병을 대체함으로써 가족들의 의사결정 구조에 변화를 가져온다.

본 연구는 LTCI 제도 하에서의 개인의 노동공급에 관한 의사결정을 Johnson and Lo Sasso(2000)가 제시한 간병-근로활동-여가 모형을 통해 살펴보고자 한다. 이 모형은 기존의 효용함수에 이타적 효용(altruistic utility)을 추가함으로써 기존의 노동공급 모형을 확장한 것으로, 간병을 제공하는 개인이 재화의 소비와 여가 이외에 간병을 필요로 하는 환자의 행복수준(well-being)을 고려한다는 점을 반영한다. 즉, 간병을 제공하는 사람의 효용함수 (1)는 다음과 같다.

$$U = u(c) + v(T - h_w - h_c) + x(\gamma, h_c, h_0) \quad (1)$$

여기서 h_w 는 근로활동에 할애하는 시간, h_c 는 간병에 할애하는 시간, T 는 개인의 총 가용시간을 의미하며, $T - h_w - h_c$ 는 총 가용시간에서 근로시간과 간병시간을 제외한 여가를 의미한다($l = T - h_w - h_c$). 또한 간병 대상자의 행복수준은 건강(γ)과 가족으로부터 받는 간병(h_c), LTCI를 통해 제공 받는 지원(h_0)의 함수로 가정한다. 마지막으로 개인의 전체 효용(U)은 소비로부터 얻는 효용($u(c)$)과 여가로부터 얻는 효용($v(T - h_w - h_c)$), 그리고 간병 대상자인 노인성 질병 환자의 행복수준으로부터 얻는 효용($x(\gamma, h_c, h_0)$)의 합으로 이루어지고, 이때 각 효용함수 $u(\cdot)$, $v(\cdot)$, $x(\cdot)$ 는 표준적인 강오목함수(strictly concave function)으로 가정한다.

개인은 다음과 같은 예산 제약 (2)과 시간제약 (3) 하에서 전체 효용을 극대화하기 위해 주어진 가용시

간을 근로활동과 여가, 간병에 배분한다.

$$c \leq wh_w + A \quad (2)$$

$$T \geq h_w + h_c \quad (3)$$

여기서 w 는 근로소득의 시간당 임금, A 는 개인의 근로소득을 제외한 모든 소득을 의미한다. 예산제약 (2)은 소비가 사용 가능한 자원의 범위를 초과할 수 없다는 사실을 반영하고, 시간제약 (3)은 근로활동과 간병에 할애하는 시간이 전체 가용시간을 초과할 수 없다는 사실을 반영하고 있다.

이를 종합하여 개인이 직면한 시간 제약 하에서의 간병-노동 선택 문제를 정리하면 다음과 같다.

$$\max_{c, h_w, h_c} L = u(c) + v(T - h_w - h_c) + x(\gamma, h_c, h_0) + \lambda_c(wh_w + A - c) + \lambda_l(T - h_w - h_c) \quad (4)$$

이에 대한 최적화 조건을 구하면 식 (5), (6), (7)과 같다.

$$\frac{\partial L}{\partial c} = u'(c) - \lambda_c = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial L}{\partial h_w} = -v'(T - h_w - h_c) + \lambda_c w - \lambda_l = 0 \quad (6)$$

$$\frac{\partial L}{\partial h_c} = -v'(T - h_w - h_c) + \frac{\partial x}{\partial h_c} - \lambda_l = 0 \quad (7)$$

개인이 사용 가능한 모든 자원을 최대한 활용하고($c = wh_w + A$), 적어도 일정 수준의 여가를 즐긴다고 전제한다면($T > h_w + h_c$), 쿤-터커 조건(Kuhn-Tucker conditions)에 의해 $h_c \neq 0$, $\lambda_l = 0$ 이라는 조건이 도출된다. 이 조건들을 다시 최적화 조건들에 대입하면 식 (8), (9)과 같은 결론을 얻을 수 있다.

$$u'(c) = \lambda_c \quad (8)$$

$$u'(c) = \frac{v'(T - h_w - h_c)}{w} = \frac{v'(l)}{w} = \frac{\partial x}{\partial h_c} \quad (9)$$

모형의 예측에 따르면 개인은 노동공급 모형의 결과와 마찬가지로, 소비에 대한 여가의 한계대체율 (marginal rate of substitution)이 시간당 임금과 일치하는 수준에서 노동공급을 결정한다($\frac{v'(l)}{u'(c)} = w$). 또한 간병 대상자의 행복수준을 고려한 이타적 효용함수로 인해 개인은 여가의 한계효용이 간병의 한계효용과 일치하도록 시간을 배분한다($\frac{v'(l)}{w} = \frac{\partial x}{\partial h_c}$).

여기서 LTCI의 효과를 해석하는 것이 중요한데, 간병 대상자의 행복수준으로부터 얻는 효용함수 $x(\gamma, h_c, h_0)$ 가 한계효용 체감 특성을 갖는다는 가정으로 인해 균형 조건 하에서 간병의 한계효용을 증가시키는 충격(예를 들면, h_0 를 감소시키는 LTC 급여 이용 중단)은 개인들로 하여금 간병에 할애하는 시간을 늘리고 근로활동과 여가에 할애하는 시간을 줄이도록 할 것이다. 반면 간병의 한계 효용을 감소시키는 충격(예를 들면, h_0 을 증가시키는 LTC 급여 이용)은 개인들로 하여금 간병에 할애하는 시간을 줄이고 근

로활동과 여가에 할애하는 시간을 늘리도록 할 것이다.

Johnson and Lo Sasso(2000)가 제시한 간병-근로활동-여가 모형은 노인성 질병 환자의 간병을 담당하는 개인이 근로활동과 간병, 여가 사이에 시간을 배분하는 과정을 설명하는 한편, LTCI와 같은 외부로부터의 지원이 가능할 때 최적 선택이 어떻게 반응하는지 보여준다. 만약 LTCI가 노인성 질병 환자 가족의 간병을 효과적으로 대체할 수 있다면, 제도 이용이 간병에 할애하는 시간을 줄이고 노동과 여가에 할애하는 시간을 늘릴 것으로 예상할 수 있다(Meng, 2013).

제4절 분석자료 및 연구방법

1. 분석자료: 한국복지패널 3~13차 조사 결과

본 연구는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 공동으로 주관하는 한국복지패널(KOWEPS; Korean Welfare Panel Study)의 3차~13차, 총 11개년도 자료를 사용하였다. KOWEPS는 2006년 1차 조사 당시 '2006년 국민생활실태조사' 소득자료를 기준으로 일반 가구와 저소득층 가구를 구분하여 각각 3,500가구씩 총 7,000가구를 표본으로 선정하여 매년 1회씩 조사를 실시하는 복지 관련 가구 패널 조사이다. 전국 지역별 가구 분포와 거의 유사하게 설계되었으며, 조사원이 직접 방문하여 가구원을 대상으로 설문을 진행하고 CAPI 프로그램을 이용해 현장에서 결과를 입력하는 방식으로 조사가 이루어진다.

KOWEPS는 크게 가구를 대상으로 하는 가구용 조사, 해당 가구에 속한 만 15세 이상 가구원(중고등학생 제외)을 대상으로 하는 가구원용 조사로 구성되어 있으며, 2006년부터 3년마다 아동, 복지 인식, 장애인에 대한 부가조사를 실시하고 있다. 가구용 자료는 가구일반사항, 건강 및 의료, 경제활동상태, 사회보험/퇴직연금/개인연금, 주거 상태, 생활비, 소득, 부채/이자, 재산, 복지서비스 이용 상태 등의 내용으로 구성되어 있으며, 가구원용 자료는 사회보험/퇴직금/개인연금 수급 상태, 근로 상태, 생활실태, 생활습관, 가족관계 및 정신건강 등의 내용으로 구성되어 있다. 가구원의 인구사회학적 배경에 관한 문항은 그 성격에 따라 가구용과 가구원용 설문에 나뉘어져 있는데, 근로 관련 문항은 가구원용 설문, 근로능력정도 및 경제활동상태 관련 문항은 가구용 설문 각각 포함되어 있다. 또한 사회보장제도별 가입 및 수급 현황은 응답대상자에 따라 사회보험, 공공부조, 사회복지서비스의 각 영역에 분산되어 있다.

KOWEPS는 추적조사를 통해 동일한 가구를 대상으로 구축한 패널 자료이므로 조사대상의 동태적 변화를 관찰할 수 있으며, 가구용 자료와 가구원용 자료를 연계함으로써 가구와 개인의 상호작용에 대한 분석이 가능하다. 특히 LTCI 도입 이후 관련 문항을 꾸준히 조사에 포함시켜 제도 이용에 따른 변화를 가구와 개인 단위로 살펴볼 수 있다. 본 연구에서는 3~13차 11개년도 자료를 가구용 자료와 가구원용 자료로 각각 병합한 자료를 활용하여 분석을 시도하였다.

KOWEPS는 조사 당시 1년 중 9개월 이상 생계를 같이한 가구원을 설문 대상으로 한다. 여기에 직장 생활 또는 학업, 기타 이유로 동거하고 있지 않은 사람은 포함하되 경제적으로 독립하거나 기혼자로 동거하고 있지 않던 사람은 조사에서 제외한다. 본 연구의 목적이 LTCI 이용에 따른 노인성 질병 환자 간병 부담의 변화를 관찰하는 것임을 고려할 때, 이러한 패널 자료의 특성은 환자와 교류가 있을 가능성이 높은 가구원을 대상으로 한다는 점에서 분석에 적합하다고 할 수 있다.

2. LTCI 이용자 식별과 변수 선택

본 연구는 LTCI의 노동공급 효과를 분석하기 위해 노인성 질병 환자 본인이 아닌 가족의 노동공급을 살펴보는 것이 목적이므로 1인 가구를 분석 대상 가구에서 제외하였다. 노인성 질병 환자를 직접적으로 식별할 수 없는 자료의 한계를 극복하기 위해 다음과 같은 전략을 차례로 사용하였다.

첫째, 6차, 9차, 12차 부가조사에서 '노인장기요양보험 서비스를 이용한다'라고 응답한 가구원을 LTC 급여를 받은 노인성 질병 환자로 규정하였고, 해당 가구원이 6차, 9차, 12차 이외의 차수에도 'LTC 급여를 받은 가구원이 있다'고 응답한 가구에 속해 있을 경우 해당 차수에 LTC 급여를 받은 가구원으로 규정하였다. 둘째, 앞서 언급한 방법으로 노인성 질병환자가 식별되지 않은 가구는 ① 65세 미만임에도 불구하고 뇌병변장애인으로 판정 받은 가구원, ② 노인성 질병으로 분류되는 만성질환(당뇨병, 고혈압, 중풍, 뇌혈관 질환, 심근경색 등)을 가지고 있다고 응답한 가구원을 해당 가구의 LTC 급여 이용자로 규정하였다. 셋째, 65세 이상 노인이 1명인 가구가 'LTC 급여를 받은 가구원이 있다'고 응답한 경우 해당 노인을 LTC 급여 이용자로 규정하였다. 넷째, 65세 이상 노인이 여러 명인 가구는 장애 유무, 만성질환 유무, 근로가능 유무를 고려하여 LTC 급여 이용자를 규정하였다. 이상의 기준으로 각 가구의 노인성 질병 환자를 식별하고, 해당 인원을 노동공급과 관련된 가구 단위 변수를 생성할 때 대상에서 제외하였다.

분석에 사용된 주요 변수는 다음과 같다. 먼저 종속변수(dependent variable)는 각 시기의 노동공급을 나타내는 변수들로 근로활동을 한 가구원의 수(number of the employed in the household), 전체 가구원의 연간 근로일 수(days worked per year), 연간 근로시간(hours worked per year)을 사용하였다. 근로활동을 한 가구원의 수는 조사 당시 취업 상태인 경우 1, 그렇지 않은 경우(즉, 실업상태이거나 비경제활동 인구인 경우) 0의 값을 갖는 이항변수(binary variable)를 가구 단위로 합산한 변수로, 임금근로자, 자영업/고용주, 무급 가족 종사자는 근로활동 여부를 1로, 미취업자(근로능력있음), 미취업자(근로능력없음)은 0으로 분류하였다.

연간 근로일 수와 연간 근로시간은 조사 당시를 기준으로 작년 한 해 동안 근로활동에 종사한 일수와 시간을 가구 단위로 합산한 값을 나타낸다. 표본 내 가구의 근로자 중 일용직과 같이 불규칙적으로 일한 경우가 있어 월 평균 근로일 수, 월 평균 근로시간을 종속변수로 사용하지 않았다. 단, 일용직과 같이 불규칙적으로 일한 경우 일한 달의 평균 일수와 일한 날의 하루 평균 근로시간이 조사되어 연간 근로일 수와 연간 근로시간을 계산하여 사용하였다.

또 다른 주요 종속변수는 조사일로부터 작년 한 해 동안 근로활동을 통해 벌어들인 연간 실질 근로소득(real annual labor income)이다. 이는 가구 내 총 근로소득에 소비자 물가지수를 역수로 곱해 물가상승률을 반영한 실질변수로, 물리적인 노동공급의 변화를 측정하는 다른 변수들과 달리 소득의 변화를 통해 이용자 가구의 삶의 질 개선 여부를 가늠하고자 사용된다. 또한 가구원 수가 다른 가구들의 소득분배가 어떻게 달라지는지 파악하기 위해 균등화 가구소득(equivalised income)을 종속변수로 포함하였다.

설명변수(explanatory variable)는 가구 내 노인성 질병 환자의 LTC 서비스 이용여부이다. 우리나라는 현재 전 국민이 LTCI에 가입하고 있는 상황에서 국민건강보험공단의 장기요양 인정 조사를 통해 등급 판정을 받아야 LTCI에서 제공하는 서비스를 이용할 수 있다. 따라서 LTCI 가입여부가 아닌 실제 LTC 서비스 이용여부에 따라 제도의 효과가 다르게 나타날 것으로 예상된다. 이를 측정하기 위해 KOWEPS 가구용 설문문의 장기요양보험 관련 문항에서 서비스를 이용한 경험이 있는 경우 1, 그렇지 않은 경우 0의 값을 부여하였다.

이 밖에 연령, 학력(고등학교 졸업자 수, 대학교 졸업자 수), 거주지역(도시 지역 거주 여부), 저소득층 여부 등 노동공급에 영향을 주는 인구사회학적 변수들을 통제변수(control variable)로 포함하였으며, LTCI

이외에 가족들의 간병 부담에 영향을 줄 수 있는 복지 서비스 이용 여부와 의료급여 수급 여부 역시 통제하였다.

3. 기초통계량

이와 같이 구성된 표본의 특성 및 변수에 대한 기초통계량은 <표 1> 과 같다. 가구는 크게 1) LTC 급여를 이용한 적이 있는 가구와 2) LTC 급여를 이용한 적이 없는 가구로 분류하였다. 먼저 전체 표본의 가구는 58,093가구이며 이 중 LTC 급여를 이용한 가구는 3,615가구, 이용하지 않은 가구는 54,478가구로, 전체 가구의 약 6.2% 정도가 LTC 급여를 경험한 것으로 나타난다. 이들은 장기요양 등급 재심사 전까지 등급이 유지되는 기간과 유사하게 약 2년 반 정도 LTC 급여를 이용한다.

<표 1> 분석 대상 표본 기초 통계량

(단위: 명, 천원, 가구, %)

연도		구분	전체 가구	장기요양보험 급여 이용 가구	장기요양보험 급여 비이용 가구
관측 빈도	근로자 수		58,093	3,615	54,478
	실업자 수		48,862	2,305	46,557
평균 (표준편차)	가구 수		58,093	3,615	54,478
	근로자 수		1.40 (0.91)	1.00 (0.96)	1.43 (0.90)
	연간 근로일 수(일)		410.50 (229.09)	375.13 (203.35)	412.23 (230.14)
	연간 근로시간(시간)		3677.33 (16628.0)	2257.38 (4463.63)	3771.56 (17124.61)
	연간 가구 근로소득		4532.83 (5849.53)	2552.88 (3523.13)	4654.51 (5941.50)
	의료급여 수급 여부		0.20 (0.80)	0.53 (0.50)	0.32 (0.46)
	가구원 수		3.04 (1.08)	1.36 (0.81)	3.06 (1.08)
	도시 거주 여부		0.79 (0.41)	0.70 (0.46)	0.80 (0.40)
	남성 가구원 수		1.64 (0.92)	1.36 (0.81)	1.66 (0.92)
	출생연도		1955.79 (14.87)	1945.60 (13.94)	1956.47 (14.68)
	장기요양보험 급여 이용기간(년)		0.16 (0.81)	2.61 (2.04)	0.00 (0.00)

- 주 1) 소수점 이하 셋째 자리에서 반올림.
- 2) 연간 근로일 수, 연간 근로시간, 연간 가구 근로소득은 전체 가구원의 근로일 수, 근로시간, 근로소득을 합산하였음.
- 3) 연간 가구 근로소득은 2018년 물가를 기준으로 환산하였음.
- 4) 도시 거주 여부는 서울을 비롯해 광역시, 시 단위 거주하는 경우 1, 그렇지 않을 경우 0의 값 부여하였음.
- 5) 장기요양보험 급여 이용기간은 1년 단위로 조사한 이용 여부를 합산한 총 이용횟수를 의미함.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 3~13차년도』 원자료.

가구주의 출생연도를 보면 LTC 급여 이용가구의 가구주 연령이 비이용 가구의 가구주 연령보다 10세 정도 많은 것을 알 수 있다. 제도를 이용하는 대상이 노인성 질병 환자임을 고려할 때, 제도 이용 가구의

가구주 연령 뿐 아니라 동거하는 가구원들의 연령 역시 비이용 가구에 비해 높을 것으로 예상된다. 또한 가구원 수가 LTC 급여 비이용 가구의 경우 3.06명인데 반해 LTC 급여 이용가구는 1.36명으로 절반에도 미치지 않는 것으로 보아 LTC 급여를 이용하는 가구가 비이용 가구에 비해 근로활동을 할 수 있는 사람이 적은 상태인 것으로 보인다.

이러한 가구 구성의 차이는 가구 내 근로자 수와 연간 근로일 수, 근로시간, 근로소득에도 영향을 주고 있다. LTC 급여 이용 가구는 전체 가구원이 연간 평균 375일 정도 일하지만, 비이용 가구는 412일 정도 일을 하고 있어 약 37일 정도의 차이를 보인다. 연간 근로시간 역시 평균 1,514시간 차이가 나고 있으며, 근로소득은 평균 연간 210만 원 정도 차이가 난다. 일반적으로 LTC 급여 이용 가구가 비이용 가구보다 일을 적게 하고 그에 따라 근로소득 역시 상대적으로 적다는 것을 알 수 있다.

보다 정확한 분석을 위해 기초통계량에서 관측된 결과를 토대로 다음과 같은 가설을 설정하였다: 'LTCI를 통해 제공 받는 지원(h_0)은 간병의 한계 효용을 감소시켜 가족들로 하여금 간병에 할애하는 시간(h_c)을 줄여 여가에 할애하는 시간을 늘리도록 할 것이다.' 앞서 LTC 급여 이용 여부에 따라 구분한 표본의 연령, 근로능력 등을 고려할 때, 늘어난 가용 시간을 근로활동에 할애함으로써 얻는 효용보다 여가와 휴식에 할애했을 때 얻는 효용이 더 클 것으로 예상된다.

4. 분석 모형의 선택

본 연구에서는 앞서 이론적 검토에서 살펴본 간병-근로활동-여가 모형을 바탕으로 LTCI가 이용 가구에서 간병을 담당하는 사람의 노동공급에 미치는 영향을 추정하기 위해 패널 고정효과 모형(fixed effect model)을 이용한다. 패널 고정효과 모형은 시간에 따라 변하지 않는 변수(time-invariant variable)의 효과를 제거함으로써 관측되지 않는 개인의 이질성을 통제할 수 있어 정확한 제도의 효과를 추정할 수 있을 것으로 기대된다. 실증분석을 위해 패널 고정효과 모형을 식 (9)와 같이 설정하였다.

$$Y_{i,t} - Y_{i,t-1} = \beta(LTC_{i,t} - LTC_{i,t-1}) + \Gamma(X_{i,t} - X_{i,t-1}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (9)$$

Y 는 ① 근로활동을 한 가구원의 수, ② 전체 가구원의 연간 근로일 수, ③ 연간 근로시간, ④ 연 근로소득과 같이 노동공급을 나타내는 종속변수이고, LTC 는 개인이 속한 가구의 LTC 서비스 이용여부를 나타내는 독립변수로 t 에 해당하는 연도에 LTC 서비스를 이용했으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미(dummy) 변수로 표현하였다. 통제변수인 X 는 연령, 학력(고등학교 졸업자 수, 대학교 졸업자 수), 거주지역(도시 거주 여부), 가구 내 장애인 수, 저소득 가구 여부 등 가구의 다양한 인구사회학적 특성과 연도 더미를 나타낸다. 또한 LTCI의 효과에 영향을 미칠 수 있는 다른 복지 서비스(사회적 서비스, 바우처 서비스, 노인종합돌봄서비스) 이용 여부와 사적, 공적 이전소득 역시 통제하였다. 하첨자(subscript) i 와 t 는 각각 가구와 연도를 나타내는 지표이다. 가구별로 LTC 급여를 이용한 해가 일치하지 않지만, 분석에 필요한 표본크기를 확보하기 위해 2008년 조사된 3차 자료부터 2018년 조사된 13차 자료를 병합하고 연도 더미로 시기에 따른 변인을 통제하였다.

제5절 추정 결과 및 해석

기초통계에서 살펴보았듯이 LTC 급여를 이용하는 가구는 비이용 가구보다 가구원 수가 적고, 가구주의 연령이 높으며, 연간 근로일 수와 근로시간, 근로소득이 모두 적은 경향이 있다. 따라서 보다 세부적인 분석을 위해 물리적인 노동공급을 나타내는 변수(근로활동 가구원 수, 근로일 수, 근로시간)들과 함께 가구의 소득에 미치는 영향을 살펴볼 수 있는 변수로 연간 가구 근로소득, 연간 가구 순재산액(net wealth), 연간 가구 가처분 소득, 연간 가구 균등화 소득을 종속변수에 포함하여 분석을 진행하였다. <표 2>는 물리적인 노동공급을 나타내는 변수들에 대한 LTC 급여 이용의 효과를 패널 고정효과 모형으로 회귀분석한 결과를 요약한 것이다.

<표 2> 패널 고정효과 모형 회귀분석 결과: 근로활동, 근로시간, 근로일 수
(단위: 명, 시간, 일, %)

설명변수		종속변수		
		(1) 근로활동 가구원 수	(2) 연간 가구 근로시간	(3) 연간 가구 근로일 수
독립변수	LTC 급여 이용 여부	-0.1044*** (-0.0254)	165.5547 (-631.6129)	11.0791 (-9.9724)
	가구주 나이	0.0593*** (0.0031)	37.7969 (76.2089)	11.9763*** (1.1505)
통제변수	가구주 나이의 제곱	-0.0005*** (0.0000)	-0.3704 (0.6431)	-0.0881*** (0.0099)
	도시 거주 여부	-0.0482** (0.0211)	72.4365 (522.5761)	-1.3618 (7.0124)
	남성 가구원의 수	0.0451*** (0.0061)	662.8896*** (150.5595)	4.6653** (1.9945)
	장애가 있는 가구원의 수	-0.0040 (0.0142)	-209.7012 (352.6631)	12.9168** (-5.2465)
	가구 내 고등학교 졸업자의 수	0.3329*** (0.0064)	615.0284*** (-160.0238)	67.1486*** (2.0968)
	가구 내 대학교 졸업자의 수	0.2851*** (0.0093)	-393.7346* (231.8162)	71.6513*** (3.0228)
	저소득 가구 여부	-0.2699*** (0.0082)	-955.8184*** (204.2918)	-62.3221*** (2.9194)
	사회서비스 이용 여부	0.0072 (0.0102)	-632.6972** (252.5137)	-34.7062*** (3.6765)
	바우처 서비스 이용 여부	-0.0378** (0.0175)	97.2453 (434.8017)	-0.9605 (6.8342)
	노인종합돌봄서비스 이용 여부	0.0320*** (0.0114)	86.7675 (282.7211)	9.5165** (4.2940)
	표본 크기	52,562	52,562	43,558
	가구의 수	7,057	7,057	6,384
R^2	0.1956	0.0027	0.1147	

주 1) 표준편차는 괄호 안에 표시. LTC 급여 이용자(노인성 질병 환자)를 제외한 가구원을 대상으로 표본 추출.
 2) 도시 거주 여부는 서울을 비롯해 광역시, 시 단위 거주 시 1, 그렇지 않을 경우 0의 값 부여.
 3) 연도 더미 변수에 대한 회귀분석 결과는 지면 관계상 생략함.
 4) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 내에서 각각 유의함을 나타냄.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 3~13차년도』 원자료.

〈표 2〉 패널 고정효과 모형 회귀분석 결과: 근로활동, 근로시간, 근로일 수 (계속)
(단위: 명, 시간, 일, %)

설명변수		종속변수		
		(1) 근로활동 가구원 수	(2) 연간 가구 근로시간	(3) 연간 가구 근로일 수
통제변수	의료급여 수급 여부	-0.0380*** (0.0072)	-222.9598 (177.9695)	-11.1195*** (2.4876)
	사적 이전소득(로그)	-0.0259*** (0.0014)	-110.9439*** (34.5944)	-6.4720*** (0.4601)
	공적 이전소득(로그)	-0.0216*** (0.0013)	-26.9143 (32.8380)	-6.0217*** (0.4520)
	연도 더미 변수(2007~2017년)	통제함	통제함	통제함
표본 크기		52,562	52,562	43,558
가구의 수		7,057	7,057	6,384
R^2		0.1956	0.0027	0.1147

주 1) 표준편차는 괄호 안에 표시. LTC 급여 이용자(노인성 질병 환자)를 제외한 가구원을 대상으로 표본 추출.
 2) 도시 거주 여부는 서울을 비롯해 광역시, 시 단위 거주 시 1, 그렇지 않을 경우 0의 값 부여.
 3) 연도 더미 변수에 대한 회귀분석 결과는 지면 관계상 생략함.
 4) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 내에서 각각 유의함을 나타냄.
 자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 3~13차년도』 원자료.

먼저 〈표 2〉의 열 (1)은 LTC 급여 이용에 따른 가구 내 근로활동을 하는 가구원 수, 열 (2)와 (3)은 가구 전체의 연간 근로시간과 근로일 수에 대한 회귀분석 결과이다. LTC 급여를 이용하는 가구는 근로활동을 하는 가구원 수가 유의수준 1% 수준에서 약 10% 가량 줄어드는 반면, 연간 근로시간과 근로일 수에는 유의미한 변화가 있지 않았다. 즉, 전체 가구원으로 보면 LTC 급여의 이용이 가구원의 근로 여부에는 부정적인 영향을 주지만, 이미 근로활동을 하고 있는 가구원의 노동공급에는 명확한 영향을 주지 않는 것으로 해석할 수 있다. 특히 가구주의 나이가 근로활동 가구원 수에 미치는 효과나 가구 내 남성 가구원 수보다 그 정도가 크다는 점을 고려하면 LTC 급여 이용이 가구원들의 근로 여부 결정에 미치는 영향이 결코 적지 않다. 또한 공적 이전소득과 사적 이전소득이 1% 증가할 때 근로활동 가구원 수가 각각 2.1%, 2.6% 감소하는 경향이 있는 것과 비교할 때, LTC 급여 이용이 갖는 근로활동 감소 효과는 더욱 뚜렷해 보인다. 비슷한 성격의 지원정책인 노인종합돌봄서비스 이용이 근로활동 가구원 수를 유의미하게 증가시키는 것에 비해 정책의 효과가 정반대로 나타나는 부분은 추가적인 연구가 필요한 부분이다.

소득과 관련된 변수에 대한 분석 결과는 〈표 3〉에 요약하였다. 열 (1)에서 LTC 급여의 이용이 연간 가구 근로소득에 미치는 영향을 보면, 통계적으로 1% 유의수준에서 부정적인 효과가 있는 것으로 나타났다. 결과대로라면 LTC 급여 이용에 따라 연간 가구 근로소득이 약 37% 정도 감소하는 경향이 있는데, 이는 가구 내 장애인 수보다 큰 폭으로 LTC 급여 이용이 가구원들의 근로 유인 감소에 영향을 주는 것으로 해석할 수 있다. 즉, LTC 급여를 이용하는 노인성 질병 환자의 가구원들이 간병에 드는 시간과 비용이 줄어들어 따라 생기는 가용 시간을 근로활동이 아닌 다른 활동에 사용하는 경향이 있다는 의미이다. 정책의 효과가 나타나는 세부경로는 추가적인 연구가 필요하겠지만, 앞서 이론적 검토 부분에서 살펴보았듯이 간병의 한계효용이 감소하면서 근로활동을 통한 소득에서 얻는 효용보다 휴식으로 얻는 효용이 더 크다고 가구원들이 판단하게 된다면, 굳이 근로활동을 하지 않고 휴식을 선택하는 유인이 작용하는 가능성을 고려해볼 수 있다. 특히 노인성 질병 환자와 함께 생활하는 가구원의 연령대가 높거나 학력 수준이 높지 않을 경우, 근로활동을 위해 노동시장에 참여하는 사람은 많지 않을 것으로 예상된다.

〈표 3〉 패널 고정효과 모형 회귀분석 결과: 연간 가구 근로소득, 순재산액, 가처분 소득, 균등화 소득
(단위: 명, 시간, 일, %)

		종속변수				
설명변수		(1) 연간 가구 근로소득(로그)	(2) 연간 가구 순재산액(로그)	(3) 연간 가구 가처분 소득(로그)	(4) 연간 가구 균등화 소득(로그)	
독립변수	LTC 급여 이용 여부	-0.3695*** (0.0796)	-0.4823* (0.2872)	0.0538 (0.0514)	0.0320* (0.0172)	
통제변수	가구주 나이	0.1368*** (0.0097)	-0.1861*** (0.0347)	-0.0034 (0.0062)	-0.0063*** (0.0021)	
	가구주 나이의 제곱	-0.0014*** (0.0001)	0.0020*** (0.0003)	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	
	도시 거주 여부	0.0246 (0.0644)	-1.3167*** (0.2376)	0.0576 (0.0425)	0.0037 (0.0143)	
	남성 가구원의 수	0.4009*** (0.0185)	-0.3931*** (0.0685)	0.0371*** (0.0122)	-0.0277*** (0.0041)	
	장애가 있는 가구원의 수	-0.2155*** (0.0447)	-0.2654* (0.1604)	0.1069*** (0.0287)	0.0024 (0.0096)	
	가구 내 고등학교 졸업자의 수	0.0813*** (0.0196)	0.1269* (0.0728)	0.1362*** (0.0130)	0.0760*** (0.0044)	
	가구 내 대학교 졸업자의 수	0.1921*** (0.0284)	0.5426*** (0.1054)	0.0887*** (0.0189)	0.0950*** (0.0063)	
	저소득 가구 여부	-1.5736*** (0.0252)	-0.9844*** (0.0929)	-1.1818*** (0.0166)	-0.7340*** (0.0056)	
	사회서비스 이용 여부	0.3790*** (0.0313)	-0.0678 (0.1148)	0.0064 (0.0205)	-0.0081 (0.0069)	
	바우처 서비스 이용 여부	-0.3429*** (0.0542)	0.1054 (0.1977)	0.0702** (0.0354)	0.0609*** (0.0119)	
	노인종합돌봄서비스 이용 여부	0.0481 (0.0352)	-0.0526 (0.1286)	0.0191 (0.0230)	0.0082 (0.0077)	
	의료급여 수급 여부	-0.0944*** (0.0220)	-0.3475*** (0.0809)	0.0227 (0.0145)	-0.0129*** (0.0049)	
	사적 이전소득(로그)	-0.0677*** (0.0043)	-0.0475*** (0.0157)	0.0140*** (0.0028)	0.0183*** (0.0009)	
	공적 이전소득(로그)	-0.0416*** (0.0041)	0.0055 (0.0149)	0.0042 (0.0027)	0.0022** (0.0009)	
	연도 더미 변수(2007~2017년)	통제함	통제함	통제함	통제함	
	표본 크기		51,002	52,562	52,560	52,373
	가구의 수		6,940	7,057	7,057	7,054
R^2		0.2388	0.0078	0.2575	0.6706	

주 1) 표준편차는 괄호 안에 표시. LTC 급여 이용자(노인성 질병 환자)를 제외한 가구원을 대상으로 표본 추출.
 2) 연간 가구 근로소득, 연간 가구 순재산액, 연간 가구 가처분소득, 연간 가구 균등화 소득은 자연로그를 취하였음.
 3) 도시 거주 여부는 서울을 비롯해 광역시, 시 단위 거주 시 1, 그렇지 않을 경우 0의 값 부여.
 4) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 내에서 각각 유의함을 나타냄.

자료: 한국보건사회연구원·서울대학교 사회복지연구소, 『한국복지패널 3~13차년도』 원자료.

마찬가지로 열 (2)를 보면 LTC 급여의 이용이 연간 가구 순재산액에 미치는 영향 역시 10% 수준에서 유의미하게 부정적인 효과가 있는 것을 알 수 있다. 결과대로라면 LTC 급여를 이용한 가구의 연간 가구 순재산액이 약 48% 감소하는 경향이 있다. LTC 급여 이용에 따라 근로활동과 근로활동이 감소하고, 가구 순재산액 역시 줄어드는 경로가 작용하는 것으로 추측할 수 있다. 다만 흥미로운 점은 열 (4)에 표시된 연

간 가구 균등화 소득의 경우, 다른 소득 관련 변수와 달리 LTC 급여 이용에 따라 약 3%가 증가하는 것으로 나타났다. 즉, 가구원 수를 고려한 소득의 증감은 유의미한 수준에서 긍정적인 효과가 있는 것으로 보인다. 이상의 결과를 종합해 볼 때, LTC 급여의 이용은 노인성 질병 환자를 간호하는 데 드는 시간을 절감함으로써 가구원들의 가용 시간을 늘려주지만, 해당 가구의 근로활동을 증진시키지는 못한다는 결론을 내릴 수 있다. LTC 급여 이용 가구가 비이용 가구에 비해 가구 규모가 적고 연령이 높아 상대적으로 근로가능 인원이 적다는 점을 고려할 때, 제도를 이용 가구로서는 노동공급을 늘려 근로소득을 증가시키기 보다 LTC가 제공하는 급여와 다른 복지 서비스, 이전소득을 활용하여 생계를 유지하면서도 적절한 휴식을 취하는 실용적인 선택을 하는 것으로 보인다.

제6절 결론

노인장기요양보험이 제도 이용 가구의 노동공급에 미치는 영향은 전반적으로 부정적인 효과로 나타났다. 본 연구가 가구 단위 변수들로 분석을 진행한 결과로서 개별 가구원을 대상으로 하는 추가적인 분석이 필요하지만, 전체 가구원들이 보여주는 뚜렷한 경향은 노인장기요양보험이 제공하는 장기요양 급여를 이용하는 가구는 근로활동을 줄이고 그에 따라 근로소득과 가구 순재산액이 줄어드는 것이었다.

이러한 결과는 일정 부분 가구를 구성하는 사람들의 특성에서 기인하는 것으로 보인다. 고령으로 인해 노동시장에 참여할 수 없는 사람을 비롯해 노동시장에서 얻는 소득의 증가가 이전소득과 복지 서비스로 생계를 유지하는 데서 얻는 효용보다 크지 않은 사람은 노동 공급을 늘릴 유인을 느끼지 못하기 때문이다. 즉, 노동공급을 적극적으로 늘릴 수 없거나 늘리더라도 큰 이득이 되지 않는 상황에 놓인 가구는 적절한 휴식을 취하고 적정수준에서 생계를 유지하는 현실적인 선택을 할 수 밖에 없는 것이다.

특히 연간 가구 균등화 소득이 장기요양 급여 이용에 따라 소폭 증가하는 경향을 보인 것은 고무적이다. 가구 규모가 작고, 근로 가능 가구원이 많지 않은 상황에서 제도 이용 전보다 전체 가구원이 전반적으로 고르게 소득의 증가를 경험한다고 해석할 수 있기 때문이다. 노인성 질병 환자를 간호하며 생활하는 2인 가구에 있어 제도를 이용함에 따라 3% 수준의 가구 균등화 소득의 증가는 비록 증가폭이 크지 않지만 생계를 해결하는 데 일정 부분 도움이 된다. 구체적인 경로는 보다 세분화된 표본으로 추가 연구를 통해 밝힐 필요가 있다. 근로가능 연령에 해당하는 가구원들로 구성된 표본과 65세 이상 가구원들로 구성된 표본으로 개인 단위 분석을 진행하여 비교한다면 본 연구에서 드러나지 않은 다양한 논의가 가능할 것으로 보인다. 노인장기요양보험이 개인과 가구의 근로유인에 영향을 주는 경로를 파악할 수 있다면, 노인성 질병 환자가 증가하는 추세를 고려하여 근로가능 연령에 해당하는 사람이 향후 담당하게 되는 간병 부담을 공적 요양보험이 일부 담당함으로써 사회의 실질 노동력을 보전하는 방안을 생각해볼 수 있으리라 기대해본다.

참고문헌

- 국민건강보험공단. 2015. 「2014 노인장기요양보험통계연보」. 국민건강보험공단.
- 국민건강보험공단. 2016. 「2015 노인장기요양보험통계연보」. 국민건강보험공단.
- 권현정 · 조용운 · 고지영. 2011. “노인장기요양보험제도가 대상노인 및 부양가족의 삶의 질과 가족관계 만족도에 미치는 영향”. *한국사회복지학*, 63(4), 301-326.
- 김은경 · 권순만. 2016. “재난적 의료비 발생과 재발생이 빈곤화와 빈곤지속에 미치는 영향”. *보건행정학*지, 26(3), 172-184.
- 정경희 외. 2014. 「2014년도 노인실태조사」. 한국보건사회연구원
- 지은정. 2004. “의료비 지출이 종사상 지위 및 소득변화에 미치는 요인연구”. *한국사회복지학*, 56(3), 5-35.
- 통계청. 2016. 9. 7. “2015 인구주택총조사 전수집계결과”. 보도자료.
- 통계청. 2019. 3. 28. “장래인구특별추계: 2017~2067년”. 보도자료.
- 함선유. 2016. “고령자의 건강문제가 본인과 배우자의 노동 공급에 미치는 영향”. *보건사회연구*, 36(4), 157-186.
- Carmichael, F., Charles, S., and Hulme, C., “Who will care? Employment participation and willingness to supply informal care”, *Journal of Health Economics*, 29(1), 2010, 182-190.
- Ettner, S. L., “The impact of “parent care” on female labor supply decisions”, *Demography*, 32(1), 1995, 63-80.
- Fu, R., Noguchi, H., Kawamura, A., Takahashi, H., & Tamiya, N. “Spillover effect of Japanese long-term care insurance as an employment promotion policy for family caregivers”, *Journal of health economics*, 56, 2017, 103-112.
- Geyer, J., and Korfhage, T., “Long term Care Insurance and Carers’ Labor Supply - A Structural Model”, *Health economics*, 24(9), 2015, 1178-1191.
- Heitmueller, A., “The chicken or the egg?: Endogeneity in labour market participation of informal carers in England”, *Journal of health economics*, 26(3), 2007, 536-559.
- Johnson, R. W., & Sasso, A. T. L., “The trade-off between hours of paid employment and time assistance to elderly parents at midlife”, 2000.
- Leigh, A., “Informal care and labor market participation”, *Labour Economics*, 17(1), 2010, 140-149.
- Lilly, M. B., Laporte, A., & Coyte, P. C., “Labor market work and home care’s unpaid caregivers: a systematic review of labor force participation rates, predictors of labor market withdrawal, and hours of work”, *Milbank Quarterly*, 85(4), 2007, 641-690.
- Meng, A., “Informal home care and labor-force participation of household members”, *Empirical Economics*, 44(2), 2013, 959-979.

- Michaud, P. C., Heitmueller, A., & Nazarov, Z., "A dynamic analysis of informal care and employment in England", *Labour Economics*, 17(3), 2010, 455-465.
- Shimizutani, S., Suzuki, W., & Noguchi, H., "The socialization of at-home elderly care and female labor market participation: Micro-level evidence from Japan", *Japan and the World Economy*, 20(1), 2008, 82-96.
- Skira, M. M., "Dynamic wage and employment effects of elder parent care", *International Economic Review*, 56(1), 2015, 63-93.
- Sugawara, S., & Nakamura, J., "Can formal elderly care stimulate female labor supply? The Japanese experience", *Journal of the Japanese and International Economies*, 34, 2014, 98-115.
- Van Houtven, C. H., Coe, N. B., & Skira, M. M. (2013). "The effect of informal care on work and wages", *Journal of health economics*, 32(1), 240-252.

가구부문 미시자료를 활용한 에너지바우처 효과 추정에 관한 연구

A Study on the Analysis of Energy Voucher Effects using micro-household data

이은솔(선문대학교 석사수료)

본 논문은 에너지바우처의 도입이 저소득가구의 난방비에 미치는 영향을 정량적인 효과분석을 통해 추정하고자 하였다. 에너지바우처는 2015년 겨울 사업을 시작한 이래 올해로 5년차에 접어들고 있는 반면, 아직까지 그 효과에 대한 논의가 이루어지지 못하고 있다. 세계적으로 프랑스의 '에너지 수표(Chèque d'énergie)' 제도를 제외하고는 비슷한 정책을 찾아보기 힘들며, 대부분은 긴급구호 성격의 바우처 또는 현금지원 정책 뿐 이다. 이처럼 찾아보기 힘들고 연간 천억 가까이 소요되는 대규모 에너지 복지사업인 반면, 수혜자들이 실제로 에너지 소비를 늘렸는지, 늘렀다면 과연 얼마 만큼인지, 에너지 비용에 대한 부담은 줄었는지 등 그 효과에 대한 명시적이고 정량화된 분석이 아직까지 이루어지지 못하고 있다.

따라서 본 논문은 「한국복지패널」 데이터 중 에너지바우처가 도입이 되기 전인 2014년 그리고 도입이 된 후인 2016년, 2017년 총 세 개년도의 데이터와 PSM-DID모형을 사용하여 에너지바우처에 대한 정량적인 효과분석을 통해 에너지바우처를 평가하고 시사점을 제시하고자 하였다. 에너지바우처의 도입 전·후 효과를 추정하는 이중차분법을 시행하기 이전에 발생할 수 있는 선택편의(selection bias)문제를 해결하고 에너지바우처 수혜가구와 비수혜가구 간의 차이를 줄이기 위해 성향점수매칭법(Propensity Score Matching, PSM)을 시행하였다. 성향점수매칭법의 목적을 달성한 후, 구성된 그룹을 통해 고정효과를 이용한 이중차분법을 시행하였다. 그 결과 에너지바우처 시행전인 2014년에 비해 2016년에는 약 월 4,890원, 2017년에는 5,439원 가량 더 난방비를 사용한 것으로 나타났으며, 결과 값이 유의함을 확인하였다. 이는 지원받은 금액의 각각 58.1%, 62.6%에 해당하는 금액으로 다른 여타 바우처효과와 비교하였을 때, 상대적으로 효과가 큰 것으로 나타났다. 이를 통해 에너지바우처의 시행 목적을 어느정도 달성하였다는 사실을 알 수 있다.

제1절 서론

2000년대 들어 에너지빈곤과 관련된 저소득가구의 사고가 잇따르며 정부는 에너지빈곤에 대한 심각성을 인식하고 관련한 복지정책들에 관심을 가지기 시작하였다. 본격적인 지원프로그램이 시작된 것은 2006년 신설된 「에너지기본법」에 기초한 에너지효율개선 사업부터라 할 수 있다. 이후 정부는 2007년 「에너지복지헌장」을 통해 에너지빈곤층 해소를 위한 목표를 설정하였으며, 2009년 「녹색성장 국가전략 5개년 계획」에서는 지원대상이나 재원확보 등 체계적인 전략을 제시하였다. 가장 최근인 2017년 문재인 정부에서는 에너지복지 관련 예산을 전년 대비 17.1% 늘리며, 「기초에너지보장제도」³⁹⁾ 도입을 추진하겠다고 선

언하였다. 현재까지 에너지복지 관련 지원프로그램은 요금 할인, 난방설비 교체, 긴급 지원, 신재생설비 설치 등 총 11가지로 늘었으며, 연간 투입되는 예산 역시 5천억 규모 증가하는 등 꾸준히 확대되는 추세에 있다.

늘어나는 투입 예산과 다양해진 프로그램에도 불구하고 기존 복지정책들에 대한 문제점들은 꾸준히 지적되어 왔다. 예를 들어 전기나 가스 등과 같은 특정 에너지원에 지원이 편중된다거나, 사각지대에 대한 우려가 오히려 커지고 있다는 점, 지자체별로 상이한 지원이 이루어지고 있다는 점, 그리고 프로그램들 간의 상호 연계성이 부족하다는 점 등을 들 수 있다(산업통상자원부, 2016). 이와 같이 에너지복지정책의 지속성에 대한 불확실성이 커지고 있다는 경각심 하에, 프로그램들을 보다 체계화하고 촘촘한 안전망을 구축하기 위해 2015년 11월 에너지바우처가 공식적으로 도입되었다. 에너지바우처는 “저소득층의 에너지 비용 부담 완화 및 에너지 접근성을 높이고, 동절기의 난방에너지 구입을 지원”하는 정책으로, 현재 시행중인 지원프로그램 중 가장 규모가 큰 정책이다. 관련 예산은 2019년 기준 937억 원으로, 기준에 충족되는 취약계층 약 60만 가구를 대상으로 하고 있다.

한편 에너지바우처는 2015년 겨울 사업을 시작한 이래 올해로 5년차에 접어들고 있는 반면, 아직까지 그 효과에 대한 논의가 이루어지지 못하고 있다. 에너지복지 전반을 아우르며 장기적인 지속성을 가진다는 점에서 세계적으로 그 사례를 찾기 어려우며, 연간 천억 원 가까이 소요되는 대규모 복지사업임에도 불구하고 수혜자들이 실제로 에너지 소비를 늘렸는지, 늘었다면 과연 얼마만큼인지, 에너지 비용에 대한 부담은 줄었는지 등 그 효과에 대한 명시적이고 정량화된 분석은 이루어지지 못하고 있다.

본 연구는 학계에서는 처음으로 계량경제학 기법을 활용하여 에너지바우처가 저소득층의 에너지소비에 미치는 영향을 실증한다. 구체적으로 저소득층의 생활실태 변화를 조사하는 「한국복지패널」(이하 복지패널)자료 중, 에너지바우처 사업이 시행되기 이전인 10차 조사(2014년)와 시행 후인 12차(2016년)와 13차 조사(2017년) 세 개년도의 패널자료를 활용한다. 분석모형으로는 정책 효과를 분석하는 모형들 중 패널자료를 기반으로 하는 이중차분법(Difference-In-Difference, DID)과 성향점수매칭추정법(Propensity Score Matching estimation, PSM)을 결합한 PSM-DID 모형을 사용한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 이어지는 2절에서는 에너지바우처에 대한 소개와 함께 바우처의 효과를 추정한 연구사례들에 대해 살펴본다. 이어지는 3절에서는 에너지바우처의 효과 분석에 사용하는 계량경제 모형인 이중차분법과 성향점수매칭추정법을 소개한다. 4절에서는 본 연구에서 사용하는 복지패널 자료에 대한 간략한 소개와 함께,

해당 자료로부터 추정된 에너지바우처의 효과에 대한 분석을 진행하며, 5절에서는 도출된 결과를 요약·정리하며 마지막으로 6절에서는 본 연구의 결과를 최종적으로 정리하며 이로부터 정책적 시사점을 제시한다.

39) 기초에너지 보장은 여러 가지 요인을 고려한 후 적정한 난방과 기타 필요한 에너지에 대한 접근과 사용이 보장되는 것을 의미하며, 에너지 비용지원, 에너지효율개선, 소비자 보호 등 다양한 정책으로 구성되어있다(한국보건사회연구원, 2018).

제2절 이론적 배경

1. 에너지바우처 소개

바우처는 특정 재화나 서비스를 제공받을 수 있는 현금 가치를 내포한 보증서를 의미하며, 국가가 이용자에게 제공하여 원하는 서비스를 직접 구매하도록 한다(Bendick, 1989; 지은구, 2008).⁴⁰⁾ 정부가 재화나 서비스를 직접 공급하던 방식에서 오용의 문제가 지속적으로 제기되면서, 이를 보완하기 위해 사회복지서비스 분야를 중심으로 널리 활용되고 있다.⁴¹⁾ 대표적인 사례로는 미국의 경우 식품권(Food Stamp Program), 주택바우처(Housing Choice Voucher Program), 대학학자금바우처(Pell Grant Program) 등이 있으며, 호주의 보육바우처(Child Voucher Program), 독일의 문화바우처(Kulture Pass), 프랑스의 여행바우처(Cheques-Vacances) 등을 들 수 있다. 국내에서는 2007년 노인돌봄종합, 장애인활동지원, 지역사회서비스투자사업 등 3개 사업에서 처음으로 바우처를 사용하기 시작하였으며, 이후 문화바우처, 여행바우처, 산모·신생아도우미바우처, 노인돌보미, 에너지바우처 등 29개 사업으로 확대·시행되고 있다(보건사회연구원, 2017).

「에너지법」 제2조에 따르면 에너지바우처는 “에너지 이용에서 소외되기 쉬운 계층의 사람이 에너지 공급자에게 제시하여 에너지를 공급받을 수 있도록 일정한 금액이 기재된 증표”로 정의된다. 가구원수에 따라 차등 지급되며, 2015년 도입 이후 거의 매년 그 수혜대상과 지원액은 꾸준히 확대되고 있다. 시행 당시 저소득가구⁴²⁾ 중 노인, 영유아, 장애인을 가구원으로 포함하는 취약계층으로 한정되었으나, 2016년 임산부, 2018년에는 중증질환자와 희귀난치성질환자로 확대되었으며, 해당 기간 3인 이상 가구를 기준으로 연간 114,000원이던 지원액은 156,500원까지 37.3% 증가하였다.⁴³⁾ 사용기간 역시 기존 11월부터 이듬해 2월까지 겨울철 난방기간으로 한정되던 것이 2019년부터는 7월부터 9월 여름철 냉방용으로도 사용할 수 있도록 연장되었다.

한편 에너지바우처의 경우 기본적으로 명시적 바우처를 채택하며, 이용자의 편의를 고려하여 구매 가능한 난방연료(등유, LPG, 연탄)를 직접 결제하는 실물카드와 청구 형태인 네트워크 에너지(전기, 도시가스, 지역난방)를 간접 결제할 수 있는 가상카드 두 가지 형태로 제공되고 있다.⁴⁴⁾ 2017년 기준 대상자들의 신청률은 97.8%에 달하며, 만족도 역시 5점 만점에 4.1점으로 조사되는 등 도입 이후 에너지 지원이 필요한 취약계층에게 큰 관심을 받고 있다(한국에너지공단, 2016). 또한 2010년대 초반 에너지 가격이 급등하는

40) Daniels & Trebilcock은 “바우처 다움(Voucherness)”에 대한 표준을 어떻게 설정하느냐에 따라 바우처에 대한 정의를 광의적, 혹은 협의적으로 정의할 수 있다고 보았다. 먼저, 바우처를 협의적으로 정의하는 경우는 명시적(explicit voucher)바우처만을 포함하며, 이는 쿠폰이나 카드 등과 같이 물리적 형태로 수혜자에게 구매권을 부여한 후, 수혜자가 원하는 서비스를 공급자에게 구매권을 사용하면 정부가 공급자에게 지원액을 지급하는 형식이다. 반면, 바우처를 광의적으로 정의하면, 묵시적바우처(implicit voucher)를 포함하게 되며, 이는 명시적 바우처와는 달리 물리적 증표 없이 수혜자가 재화 및 서비스를 이용하면 정부가 공급자에게 후불형식으로 비용을 지불하는 방식이다(유한옥, 2006). 재정지원의 흐름에서 이용자에게 재정을 직접 지원하는 관점으로 바우처 제도에 대해 논할 때에는 명시적 바우처만을 포함시키는 것이 바람직하다(보건복지가족부, 2008).

41) 바우처 중 역사가 오래된 바우처로는 대표적으로 교육바우처와 식품바우처를 뽑을 수 있다. 교육바우처의 경우, 1962년 Milton Friedman이 교육을 위해 제한된 바우처를 개괄한 것을 시작으로, 교육바우처 개념과 특정 용어인 ‘바우처’는 1959년 스코트랜드 정치경제학 저널의 J.Wiseman의 논문에서 나타났다(Daniels & Trebilcock, 2005). 식품바우처의 경우, 1939년부터 1943년까지 한시적으로 시행된 후, 1961년부터 1964년까지 시범사업을 통해 1964년 식품품 구입권법 제정으로 본격적으로 도입되었다(정광호, 2008).

42) 국민기초생활보장법에 따른 생계급여 또는 의료급여 수급자를 의미한다.

43) 연도별 에너지바우처의 수혜기준 및 지원액은 [부록 1] 을 참조할 수 있다.

44) 그 외에 전산상의 문제, 난방 에너지 사용이 불가능한 경우 등에 한해서만 제한적으로 환급형 바우처를 실시하고 있다.

시기 에너지원들 간의 복지 불균형을 해소하고 산발적인 지원을 통합하여 정책의 일관성과 신뢰성 확보하기 위해 도입되었다(한국재정학회, 2014;44-45). 설계 당시부터 「에너지특별회계」로 재원을 분명히 하여 2035년까지 중장기적 지원이 가능하도록 하였으며, 향후 에너지 비용 지원을 목적으로 하는 여러 프로그램들의 통합을 고려하여 설계되었다.

에너지바우처와 같이 에너지복지 문제 해결을 위해 통합적 체계 하에서 장기적 지속성을 가지고 설계된 바우처는 세계적으로 찾아보기 어렵다. 몇몇 에너지 비용 지원과 관련하여 바우처가 지급되는 사례들이 있으나 대부분 긴급구호의 성격으로 한시적으로 지급되고 있다. 그 예로 긴급구호 성격을 가지는 호주 New South Wales 주에서 실시하고 있는 Energy Accounts Payment Assistance(EAPA) 프로그램과 현금을 지급해주는 영국의 Warm Home Discount Scheme, 미국의 Emergency Contingency Funds 등이 있다. 한국의 바우처와 유사한 사례로는 최근 시행된 프랑스의 에너지수표(Chèque d'énergie)⁴⁵⁾가 유일하다. 해당 정책의 경우 기존의 요금할인과 현물지급 사업을 통합하여 2016년과 2017년 시범운영을 거쳐 2018년 1월 1일부터 프랑스 전역으로 시행되었다. 에너지수표는 이제 막 시행된 사업으로 한국의 에너지바우처의 경우와 마찬가지로 몇몇 초기 연구들⁴⁶⁾만 존재할 뿐 실증분석과 관련된 연구는 아직 없다.

2. 문헌조사

에너지바우처와 관련한 연구 대부분은 국내에서 진행되어 왔으며, 도입에 앞서 수행된 사전연구 성격의 연구들이 다수이다. 예를 들어 박광수(2007)는 저소득 가구의 에너지 소비실태 및 구입비용에 대해 분석한 후, 이를 토대로 에너지바우처의 지급기준과 대상 등에 대해 논의한다. 이현주(2013)는 기존 에너지복지정책의 한계에 대해 논의한 후 에너지바우처 사업 시행을 위해 필요한 설계와 과제에 대해 설명한다. 이후 윤태연·박광수(2016)는 에너지빈곤층을 추정하는 방법 중 하나로 에너지바우처의 지원기준을 적용하여 사각지대 발생의 문제를 지적한 바 있다.

에너지바우처의 효과를 분석한 사례로는 한국개발연구원(2014)의 「에너지바우처지원사업」과 에너지공단(2016)에서 수행한 「2016년 에너지바우처 패널조사 연구」가 있다. 먼저 한국개발연구원(2014)은 에너지바우처사업 시행에 앞서 수행된 예비타당성조사를 연구로, 기존 유사한 사업들의 효과를 토대로 해당 사업으로 인해 기대되는 편익을 검토한다. 해당 연구의 경우 한국복지패널데이터와 고정효과모형을 통해 효과를 분석하였는데, 그 결과 저소득층의 경우 에너지 바우처 1만원이 약 2,724원의 난방비 지출로 이어졌으며, 이는 27%에 해당한다. 이에 따라 에너지 바우처가 현금 지원과 다른 결과를 얻기가 쉽지 않으며, 행정적 비용을 고려할 때 오히려 현금 지원을 하는 것이 적절해 보인다고 평가하기도 하였다.

반면 에너지공단(2016)에서는 에너지바우처의 효과에 대해 한국개발연구원(2014)와는 상반되는 분석결과를 제시한다. 에너지바우처 수혜한 1,017가구를 대상으로 전년도와 비교하여 2015년 동절기에 에너지바우처 수혜가구의 연료비 지출은 바우처 수혜 전에 비해 월평균 11,036원 증가한 것으로 나타났으며, 이는 44.6%에 해당하는 금액이며, 에너지바우처가 저소득층의 에너지 비용 경감에 상당부분 기여를 한 것으로 평가하고 있다.

해외의 경우 바우처의 효과를 추정한 대표적인 바우처로는 식품바우처(Food Stamp)가 있다. 식품바우

45) 대상은 약 4백만 가구이며, 2018년 기준 가구소득에 따라 1년 동안 월 48유로~227유로까지 수표 형태로 지급된다. 따로 신청을 하지 않아도 기준에 해당되는 가구에는 자동적으로 지급이 되며, 전기, 가스, 목재, 가정연료 뿐만 아니라 친환경 에너지인 바이오매스에도 이용이 가능하다.

46) Marion PODESTA et al(2018)은 에너지수표의 초기 연구로 에너지수표의 도입을 분석하기 위해 미시적인 경제접근법을 사용하였다.

처의 식품소비확대 효과에 대한 평가는 수급가구의 식품에 대한 한계소비성향을 측정하는 방식으로 이루어져 왔다(Fraker, 1990; 김성용, 2003). 연구들마다 차이가 있지만, 식품바우처를 1달러 지급하였을 때 23%~56%를 늘린 것으로 나타났다. 그 외의 국내·외 바우처들은 대부분 바우처를 시행하기 전·후에 따른 수혜자의 만족도, 심리적 요인, 욕구 등과 같이 주관적 지표를 통해 바우처의 효과를 추정하거나 바우처의 성격에 따라 비용이 아닌 다른 지표를 통해 바우처 효과를 추정한 연구들이 대부분이다⁴⁷⁾.

에너지바우처 외 여타 바우처들의 효과를 실증하는 연구들에서 주로 사용되는 계량모형에는 회귀-불연속설계 (Regression Discontinuity Design), 이중차분법(Difference-In-Difference), 성향점수매칭추정법(Propensity Score Matching Estimation), 도구변수법(Instrumental Variable Estimation) 등이 있다. 관련 연구들로는 회귀-불연속설계모형의 경우 Florida의 McKay 바우처를 분석한 Chakrabatri(2013)과 국내 문화바우처 효과를 추정한 우석진 외(2014) 등이 있으며, 이중차분모형의 경우 Hoynes et al(2007)가 식료품 바우처가 식비와 가구소득에 미치는 영향을 추정하였으며, 식료품 바우처의 도입이 본인의 돈을 통해 지출되는 식비는 줄이고, 전체 식비는 증가시키는 것으로 나타났다. 성향점수매칭추정법의 경우 food-insecurity에 대한 Food Stamp의 효과를 실증한 Christina et al.(2005)과 노인돌봄서비스의 이민홍 외(2013) 등이 있으며, 도구변수법의 경우는 대부분 교육바우처 분석에서 활용되었으며 대표적인 사례로는 미국 Charlotte시의 Cowen(2008)과 스웨덴의 Sandström·Bergström(2005)가 있다.

한편 최근 들어 패널자료를 활용하여 정책의 효과를 분석하는 연구들 중 성향점수매칭법(PSM)과 이중차분법(DID)을 결합한 모형을 사용하는 연구들이 등장하고 있다. 이 결합모형(PSM-DID)은 시간가변 특성들을 통제할 수 없는 한계를 가진 성향점수매칭법(PSM)과 정책대상 선정과정에서 발생하는 선택편의 문제를 가진 이중차분법(DID) 각각의 단점을 서로 보완해주며 완화시킨다(Gertler et al, 2010). 해당 모형을 사용한 해외 연구로 Liu·Lori(2010)이 Mid-Atlantic 주들에서 실시된 PDR(Purchase of Development Right) 프로그램의 효과를 실증한 바 있으며, 국내 사례로는 권현정 외(2011)가 노인장기요양보험 제도가 가족들의 삶의 질과 관계 만족도에 미치는 영향을 도출하였으며, 한정성(2013)은 장애인 취업이 소득에 미치는 효과를 추정한다.

본 연구는 에너지바우처의 수혜자와 비수혜자, 시행 전과 후의 차분으로 그 효과를 추정하는 방법인 이중차분법(DID)과, 이중차분법을 시행 전 선택편의(sample bias)를 보완해 줄 수 있는 성향점수매칭추정법(PSM)의 결합모형인 PSM-DID모형을 통해 에너지바우처가 저소득가구의 난방비에 미치는 영향을 추정한다.

제3장 연구 방법론

1. 성향점수매칭법(Propensity Score Matching, PSM)

정책의 효과를 평가하기 위한 가장 직관적이고 효과적인 방법은 무작위 배정(randomization)을 통해 수혜집단과 비수혜집단을 비교하는 방법일 것이다. 반면, 에너지바우처를 포함하여 대부분의 정책들은 무작위 배정이 아닌 특정한 기준에 따라 수혜자를 선정하게 되며, 이 경우 선택편의(selection bias)가 발생하게 된다. 이 때 선택편의의 문제를 해결하기 위해 통계적 기법을 활용하여 수혜집단과 유사한 비수혜집단

47) 교육바우처의 경우 바우처를 지급하였을 때 성취도를 통해 효과를 추정하였으며(Witte,1996; Greene,1998; Rouse,1998; 정광호, 2010), 직업훈련바우처는 고용과 소득에 대해 평가하는 등 바우처의 성격에 따라 효과를 추정하는 지표가 다양하다.

을 찾아내는 성향점수매칭법이 주로 사용된다. 성향점수매칭법은 무작위 실험이 불가능하거나 선택편의가 있다고 판단되는 경우 쓰이는 기법 중 하나로, 두 집단의 특성 정보를 통해 성향점수를 계산하고, 이를 기준으로 유사한 성향점수를 가지는 집단을 비수혜집단으로 추출하는 방법이다.

성향점수매칭법을 실시하기 위해서는 '조건부독립성 가정(Conditional Independence Assumption)'과 '공통영역 조건(Common Support Condition)' 두 조건을 만족해야 한다. 우선 '조건부 독립성 가정'은 관측되지 않은 설명변수가 수혜(treatment) 여부에 영향을 주어서는 안 된다는 조건으로, 다음의 식(1)과 같이 표현된다. T 는 수혜여부를 나타내며 0과 1의 값을 갖는다.

$$Y_{T=1}, Y_{T=0} \perp T \mid X \quad (1)$$

두 번째 조건인 '공통영역 조건(Common Support Condition)'은 다수의 설명변수들을 조합하는 경우 발생하는 차원의 문제(Dimensionality Problem)를 해결하기 위해 성향점수(p)가 확률로서 0과 1사이의 양(+)의 값을 가지도록 공통영역에 머물러야 한다는 조건이다. 이를 수식으로 표현하면 다음 식(2)와 같다. 성향점수 p 는 수혜여부(T)를 종속변수로 하는 로짓(logit)이나 프로빗(probit) 모형을 통해 추정되며, 성향점수를 토대로 이중차분법 수행에 필요한 비수혜가구를 선정하게 된다.

$$0 < p(T=1 \mid X) < 1 \quad (2)$$

성향점수매칭법을 수행하는 과정은 우선 더미변수인 정책 수혜여부를 종속변수로 설정하고, 로짓이나 프로빗 모형을 통해 예측 확률값인 성향점수를 추정한다. 다음으로 앞서 단계에서 계산된 성향점수의 분포로부터 중첩된 영역(Common Support)을 확인한다. 마지막으로 nearest neighbor caliper, kernel function, stratified matching 등 다양한 매칭기법을 통해 수혜가구와 유사한 비수혜가구를 선정하게 된다. 본 연구는 가장 근방에 있는 관측치를 비교대상으로 사용하는 방법인 Nearest neighbor를 사용하였으며, 설명력을 높이기 위해 1:3 매칭방법을 선택한다.⁴⁸⁾ 이 과정에서 중첩된 영역에 속하지 못한 가구는 매칭에서 제외되며, 선정된 표본은 상호 동질적이면서도 독립적인 상태로 판단할 수 있다(Rosenbaum·Rubin, 1983).

2. 이중차분법(Difference in Difference, DID)

이중차분법은 정책 시행 전과 후 두 기간 동안의 수혜집단과 비수혜집단 간 비교를 통해 정책의 효과를 추정한다. 집단 간 비교에 앞서 정책 시행 이전 두 집단의 상태가 서로 균형이 잡혀있어야 하며, 그렇지 않을 경우 동일하지 않은 상태를 제거해 주어야 정책에 따른 순수한 효과를 추정할 수 있는 데, 이때 사용되는 방법이 이중차분법이다. 우선 수혜가구와 비수혜가구 각각에 대해 정책 시행 후($t=1$)의 목표로 하는 재화의 소비량($Y_{T,1}$)에서 지급 전($t=0$)의 소비량($Y_{T,0}$)을 1차로 차분($\Delta Y_T = Y_{T,1} - Y_{T,0}$)한다. 이어 1차 차분한 수혜가구($T=1$)의 변화분에서 비수혜가구($T=0$)의 변화분을 2차로 차분

48) nearest neighbor matching의 경우, 연구자가 연구주제에 따라 매칭의 질을 더 높일 것인지, 실험집단의 관측치의 손실을 최소화할지에 따라 1:1매칭을 할지 1:N매칭을 할지 결정하게 된다(권현정, 2011). 1:1 매칭의 경우, 실험집단과 비교집단의 성향점수가 비슷하지 않으면 많은 수의 실험집단의 자료가 탈락되는 단점이 있다. 또한 비교집단의 표본수가 충분하다면 실험집단과 비교집단의 매칭을 1:1보다는 1:N 매칭을 하는 것이 더 안정된 추정치를 얻을 수 있다(이동규, 2016). 따라서 본 논문은 사용하는 데이터의 비교집단 표본수가 충분하며, 실험집단의 표본수를 유지하기 위해, 1:3매칭을 사용하였다.

$(\Delta(\Delta Y_T) = \Delta Y_1 - \Delta Y_0)$ 하여 정책의 효과를 구한다. 다음의 식(3)은 단순이중차분법의 추정식이며, 이는 설명변수들의 영향을 통제하지 않고 단순히 이중차분을 통해 효과를 확인하는 방법이다.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 t + \beta_3 T \times t + \mu \tag{3}$$

1차 차분에 해당하는 수혜가구와 비수혜가구의 정책 도입 전과 후의 소비량 변화는 각각 β_2 와 $\beta_2 + \beta_3$ 에 해당되며, 정책 수행에 따른 효과인 소비량 증가분은 1차 차분된 수혜가구와 비수혜가구 변화분을 서로 다시 차분하여 최종적으로 β_3 으로 추정된다.

〈표1〉 단순이중차분법을 적용한 정책 효과

구 분	비수혜집단($T=0$)	수혜집단($T=1$)	2차 차분
정책 시행 전($t=0$)	β_0	$\beta_0 + \beta_1$	-
정책 시행 후($t=1$)	$\beta_0 + \beta_2$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$	-
1차 차분	β_2	$\beta_2 + \beta_3$	β_3

한편 단순이중차분을 통해 추정되는 정책효과(β_3)는 시간에 따라 변하는 설명변수들의 영향을 통제하지 못한다는 한계를 가진다. 예를 들어 가구의 에너지소비의 경우 기후의 영향을 크게 받으며, 해당 기간 수혜가구와 비수혜가구에 미치는 기후의 영향이 상이할 수 있다. 반면 식(3)에서 시간에 따른 소비량 변화는 β_2 로 반영되며, 이는 기후와 같이 시간에 따라 변화는 변수들의 영향이 수혜집단과 비수혜집단 간 동일하다고 가정하게 된다.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 t + \beta_3 T \times t + \beta_4 X_t + \mu \tag{4}$$

반면 식(4)와 같이 시가변변수들(X_t)의 영향이 수혜가구와 비수혜가구 간에 다르게 나타날 경우, 식(3)에서 평가된 β_3 에는 정책의 영향 외에도 이들 변수들의 영향이 포함되게 된다. 따라서 시간가변 변수들을 포함하는 식(4)를 가정하며, $t=1$ 에서 $t=0$ 을 1계 차분한 편차(Δ)를 이용하여 회귀분석을 수행한다. 이와 같은 방법은 패널자료에서 주로 사용되는 fixed effect 모형과 동일하며, 최종 회귀식은 다음의 식(5)와 같다.

$$\Delta Y = \beta_2 + \beta_3 T + \beta_4 \Delta X + \Delta \mu \tag{5}$$

본 연구에서 에너지바우처의 효과를 분석하기 위해 앞서 소개한 성향점수매칭법과 이중차분법을 혼합한 PSM-DID 모형을 사용한다. 에너지바우처 수혜여부를 더미변수로 하는 로짓모형을 통해 성향점수를 추정하며, 에너지소비량을 대리하여 광열수도비를 기준으로 이중차분법을 통해 에너지바우처의 효과를 추정한다.

제4장 에너지바우처 효과 추정결과

1. 자료 및 변수 소개

본 논문은 에너지바우처가 수혜가구의 난방비에 미치는 영향을 분석하기 위하여 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 공동으로 제공하는 「한국복지패널데이터」(이하 복지패널)의 가구 및 주거 관련 정보를 활용한다. 구체적으로 에너지바우처 사업 시행 전과 후의 에너지비용 증가분을 추정하기 위하여, 해당 사업이 시작된 2015년을 기준으로 시행 전에 해당되는 10차(2014년)와 시행 후인 12차(2016년)와 13차(2017년)⁴⁹⁾ 3개년도 자료를 사용한다. 추가적으로 복지패널의 경우 균등화경상소득 중위 60%를 기준으로 일반가구와 저소득가구로 구분하여 패널자료를 구축하며, 본 연구에서는 해당 기간 저소득가구에 해당되는 5,169가구⁵⁰⁾로 대상을 한정한다.

복지패널의 경우 저소득층을 과대표집하였으며, 연구수행에 필요한 난방비(연탄, 등유, 경유, 도시가스, LPG 등 급탕비, 에너지바우처 포함) 그리고 가구(가구원 수, 가구소득, 성별 등) 및 주거(거주면적, 주택형태, 난방시설 등) 관련 변수들을 제공하며, 2016년부터는 '에너지바우처 수혜여부' 변수가 추가되었다.

위와 같은 변수들을 중 성향점수매칭법에 사용한 변수는 다음 <표2>와 같다. 먼저, 종속변수는 에너지바우처의 수혜여부이며 이를 통해 수혜가구와 비수혜가구를 구성하게 된다. 설명변수들로는 크게 에너지바우처의 선정기준과 가구특성, 주거특성으로 구성하였다. 에너지바우처의 선정기준으로는 65세 이상 가구원 포함 여부, 장애여부를 포함하였다. 가구특성은 난방비에 영향을 줄 수 있는 변수인 가구주 성별, 가구소득, 가구원수를 포함하였으며, 주거특성 또한 난방비를 결정하는데 주요 요인들로 주거면적, 난방시설, 주택유형을 포함하였다⁵¹⁾.

<표 2> 성향점수매칭법 변수설명 및 변수구성

변수명	변수 설명
에너지바우처 수혜여부	수혜가구 = 1 비수혜가구 = 0
65세 이상 가구원	65세 이상 가구원 = 1, 그 외 = 0
가구주 성별	남자 = 0, 여자 = 1
가구소득	경상소득 연간(단위: 만원)
장애여부	「장애인복지법」에 따라 등록된 1~6급 가구원 = 1, 그 외 = 0

49) 에너지바우처 사업은 2015년 11월 시행된 반면, 복지패널에서는 조사년도 월평균 난방비 정보를 제공한다. 따라서 11차에 해당되는 2015년 자료의 경우 2개월도의 경우 에너지바우처 변수가 들어있지 않으며 불안정하다고 판단하여 본 연구에서는 제외한다.

50) 3개년 사이에 탈락한 가구와 주거정보가 바뀔 수 있는 이사한 가구는 제외하였다.

51) 가구특성 변수들은 윤태연·남수현(2015)를 참고하였으며, 주택유형은 윤태연·박광수(2016)를 참고하여 난방비에 영향을 주는 변수들로 구성하였다.

(계속)

변수명	변수 설명
가구원수	가구원수(명)
주거면적	단위: m ²
난방시설(가스)	가스난방시설=1, 기타난방시설=0 (가스, 중앙난방)
난방시설(기름)	기름난방시설=1, 기타난방시설=0
난방시설(연탄)	연탄난방시설=1, 기타난방시설=0
난방시설(전기)	전기난방시설=1, 기타난방시설=0
단독주택 거주여부	거주가구=1, 비거주가구=0
아파트 거주여부	거주가구=1, 비거주가구=0
임대아파트 거주여부	거주가구=1, 비거주가구=0
주거환경 ⁵²⁾	주택의 구조·성능 및 환경 설문조사 중 긍정적 대답 = 1, 부정적 대답 = 0
난방도일 ⁵³⁾	시·도별 대표 지역의 난방도일

최종적으로 에너지바우처의 효과를 추정하기 위해 시행한 이중차분법에 사용한 변수는 다음 <표 3>과 같다. 에너지바우처의 난방비를 통해 효과를 확인하기 때문에 종속변수로는 광열수도비⁵⁴⁾를 사용하였다. 제도효과변수의 경우 에너지바우처 시행 전·후의 차이를 나타내주는 변수이다. 또한 고정효과 모형을 사용하기 때문에 누락되는 시불변(time invariant) 변수는 제외하였으며, 고정효과는 자동으로 포함시킬 수 있지만 시점고정효과는 회귀분석에서 따로 포함시켜야하기 때문에 시점더미변수를 추가하였다. 그 외에 결과의 효과를 뚜렷하게 보기 위해 시간에 따라 변하는 통제변수들로 가구소득, 에너지가격, 가구원수, 난방도일을 선정하였다. 이 중 식료품비의 경우 필수지출품목으로 난방비의 변화에 따라 어떻게 반응하는지 확인하고자 하였다⁵⁵⁾.

<표 3> 이중차분법 변수설명 및 변수구성

	변수설명	변수 구성
종속변수	광열수도비	월평균 광열수도비 지출액(단위: 만원)
제도변수	제도효과변수(2016년)	시점더미변수(2016) × 집단더미변수
	제도효과변수(2017년)	시점더미변수(2017) × 집단더미변수
	시점더미변수(2016년)	2016 = 1, 2014 = 0
	시점더미변수(2017년)	2017 = 1, 2014 = 0

52) 한국복지패널 가구용 설문조사 중 ‘VI. 주거’부분의 “거주한 주택의 구조·성능 및 환경이 어떠하였습니까?” 질문을 토대로 변수를 설정하였다.

53) 난방도일의 경우 연구자가 임의로 기상청 데이터를 지역별로 추가하였으며 지역은 복지패널에서 제공하는 서울, 인천/경기(수원), 부산/경남(창원)/울산, 대구/경북(안동), 대전/충남(서산), 강원(춘천)/충북, 광주/전남(목포)/전북(전주)/제주도 기준이다. 난방도일은 일평균기온에서 24도를 뺀 다음 다 더하여 값을 구하였으며 두 개 이상인 지역은 각각의 평균값을 값으로 정하였다.

54) 복지패널은 광열수도비와 난방비를 제공하고 있다. 난방비의 경우 전기를 포함하고 있지 않으며, 광열수도비의 경우 수도비를 포함하고 있어 그에 따른 차이가 있을 수 있다는 문제가 있다. 본 논문은 에너지바우처가 제공하는 에너지원 중 전기를 포함하고 있어 광열수도비를 종속변수로 선정하였다. 「2016년 에너지바우처 패널조사 연구」 보고서에 따르면 2016년 기준, 에너지바우처 수혜 가구 중 17.4%가 전기를 신청한 것으로 나타났다.

55) 빈곤가구의 경우 일반가구와 달리 식품과 연료 소비에서의 경합하게 된다(김영희, 2016).

(계속)

	변수설명	변수 구성
통제변수	가구소득	경상소득 연간(단위: 만원)
	연료가격	연도별 각 난방시설의 소비자물가지수(CPI)
	식료품비	월평균 식료품비
	가구원수	가구원수(명)
	난방도일	2014, 2016년, 2017년 시·도별 대표 지역의 난방도일

2. 성향점수매칭 추정을 통한 표본분석 및 질 평가

이중차분법 시행에 앞서 선택편의로 인한 수혜가구와 비수혜가구 간의 차이를 줄이기 위해 성향점수매칭법을 시행하였다. 그 첫 번째 단계로 에너지바우처 수혜여부를 종속변수로 설정하는 로짓(logit) 모형을 통해 성향점수를 추정하였으며, 그 결과는 다음 <표 4>에서 정리된다.

<표 4> 성향점수매칭의 로짓(logit) 결과

변수명	추정치	표준오차	Z값	P> Z
65세 이상 가구원포함	-0.2950	0.1212	-2.43	0.02
성별	0.3449	0.1027	3.36	0.00
경상소득	0.0013	0.0001	9.5	0.00
장애여부	0.6791	0.0960	7.07	0.00
가구원수	-0.4681	0.1009	-4.64	0.00
주거면적	-0.0369	0.0027	-13.66	0.00
도시가스사용여부	1.2307	0.4088	3.01	0.00
등유사용여부	1.2102	0.4090	2.96	0.00
연탄사용여부	1.8265	0.4609	3.96	0.00
전기보일러사용여부	0.7533	0.4844	1.56	0.12
아파트거주여부	0.5925	0.3204	1.85	0.06
임대아파트거주여부	2.0772	0.2939	7.07	0.00
단독주택거주여부	0.6191	0.2755	2.25	0.03
주거환경	0.0478	0.1095	0.44	0.66
난방도일	0.0069	0.0010	7.11	0.00
_cons	-6.6022	0.7426	-8.89	0.00

Number of obs = 5,169

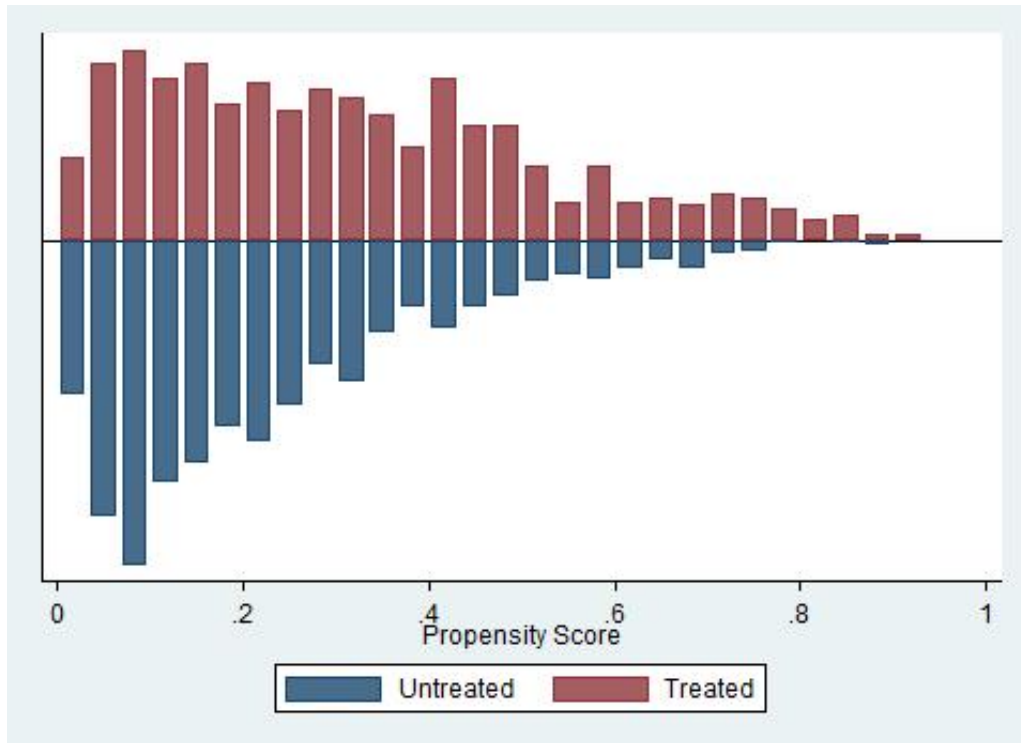
LR chi2(15) = 917.67

Prob > chi2 = 0.0000

Pseudo R2 = 0.2188

로짓모형을 통해 선정된 가구의 성향점수 매칭결과는 다음 [그림 1]의 그래프를 통해 확인할 수 있으며, 이로부터 수혜가구와 비수혜가구 간의 성향점수가 유사해졌음을 알 수 있다.

[그림 1] 성향점수 매칭 결과



로짓모형을 통해 성향점수를 추정된 후, 성향점수매칭의 질을 확인하는 과정이 필수적이며, 이를 평가하기 위해서는 주로 표준화된 편차(standardized differences)의 편향에서 감소(reduction in bias)를 확인하는 방법과 Pseudo- R^2 값을 비교하는 방법이 주로 사용된다. 표준화된 편차를 통해 확인하는 방법은 수혜집단(treatment group)과 비수혜집단(control group) 간의 차이를 표준화된 편차의 공식을 이용해 균형을 확인하여 매칭의 질을 확인한다(Rosenbaum and Rubin, 1985). 보통 표준화된 편차의 절댓값이 20% 이내이면 균형화가 이루어졌다고 할 수 있다(Lee, 2006). Pseudo- R^2 의 경우 로짓모형에 대한 적절성을 나타내 주는 값으로 매칭 전에 비해 매칭후의 Pseudo- R^2 값이 0에 근접하고 있으면 매칭이 적절하게 이루어졌다고 평가가 가능하다. 다음 <표 5>는 매칭 전·후의 평균과 표준화된 편차 그리고 t값을 통해 매칭의 질을 보여준다.

〈표 5〉 성향점수 매칭의 질 평가

변수	매칭 전/후	Mean (수혜가구)	Mean (비수혜가구)	standardized bias(%)	reduction bias(%)	t	p> t
65세 이상 가구원포함	매칭전	0.7576***	0.8226	-16	68.9	-3.44	0.00
	매칭후	0.7576	0.7374	5		0.89	0.38
성별	매칭전	0.6130	0.5951	3.7	22.9	0.77	0.44
	매칭후	0.6130	0.5992	2.8		0.54	0.59
경상소득	매칭전	1281.3000*	1229.0000	8.7	47.4	1.86	0.06
	매칭후	1281.3000	1308.9000	-4.6		-0.84	0.40
장애여부	매칭전	0.4642***	0.3565	22	98.7	4.69	0.00
	매칭후	0.4642	0.4628	0.3		0.05	0.96
가구원수	매칭전	1.5344	1.5357	-0.2	-2877	-0.03	0.97
	매칭후	1.5344	1.5707	-4.6		-0.85	0.39
주거면적	매칭전	47.8530***	51.6180	-19.6	94	-4.1	0.00
	매칭후	47.8530	47.6290	1.2		0.23	0.82
도시가스 사용여부	매칭전	0.6612***	0.5645	19.9	96.7	4.2	0.00
	매칭후	0.6612	0.6579	0.7		0.13	0.90
등유사용 여부	매칭전	0.2686***	0.3489	-17.4	99.4	-3.66	0.00
	매칭후	0.2686	0.2681	0.1		0.02	0.98
연탄사용 여부	매칭전	0.0386	0.0433	-2.4	-84.6	-0.5	0.62
	매칭후	0.0386	0.0473	-4.4		-0.82	0.41
전기보일러사용여부	매칭전	0.0220	0.0289	-4.3	32.7	-0.9	0.37
	매칭후	0.0220	0.0175	2.9		0.63	0.53
아파트거주여부	매칭전	0.0689***	0.1104	-14.6	56.8	-3.01	0.00
	매칭후	0.0689	0.0868	-6.3		-1.27	0.20
임대아파트거주여부	매칭전	0.3320***	0.1902	32.7	86.7	7.08	0.00
	매칭후	0.3320	0.3131	4.3		0.77	0.44
단독주택거주여부	매칭전	0.5758***	0.6681	-19.1	100	-4.07	0.00
	매칭후	0.5758	0.5758	0		0	1.00
주거환경	매칭전	0.2507	0.2657	-3.4	11.3	-0.73	0.47
	매칭후	0.2507	0.2640	-3		-0.58	0.56
난방도일	매칭전	560.2900	556.3800	8.3	71.1	1.74	0.08
	매칭후	560.2900	559.1700	2.4		0.47	0.64

Pseudo- R^2

매칭 전	0.04
매칭 후	0.003

*** p <0.01, ** p <0.05, * p <0.1

표준화된 편차를 살펴보면 매칭후의 값들이 모두 10%이내인 것을 확인 할 수 있으며, 이를 통해 매칭이 잘 이루어졌다고 볼 수 있다. 또한 p값이 전·후를 비교하였을 때 매칭 후에 모든 변수에서 수혜집단과 비수혜집단 간의 통계적으로 유의한 차이가 사라졌으며, 이는 성향점수매칭법을 시행한 목적을 달성했음을 의미한다. 마지막으로 Pseudo- R^2 을 확인한 결과, 매칭 전에 비해 매칭 후의 값이 약 0.037 작아졌으며 0에 더 근접하였다. 이와 같은 과정들을 통해 매칭이 균형있게 잘 이루어졌으며, 수혜집단과 비수혜집단 간 유의한 차이가 사라져 이중차분법을 시행하기 위한 준비가 되었음을 확인하였다.

3. 매칭결과에 따른 기초통계량

다음 <표 6>은 이중차분법을 시행하기 이전에 최종적인 설명변수의 기초통계량으로 수혜가구와 성향점수매칭을 시행하기 전의 비수혜가구, 시행한 후의 비수혜가구의 기초통계량 비교를 통해 어떠한 차이가 있는지 확인하였다.

<표 6> 설명변수 기초통계량

설명변수	수혜가구		비수혜가구 (매칭 전)		비수혜가구 (매칭 후)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
광열수도비	8.5151	3.3520	9.4465	3.8749	8.6594	3.3084
65세 이상 가구원포함	0.7576	0.4288	0.9014	0.2981	0.8209	0.3836
성별	0.6129	0.4874	0.5645	0.4959	0.5786	0.4940
경상소득	1281.3420	0.4642	1131.7180	526.5189	1204.6750	562.7899
장애여부	0.4642	0.4991	0.2584	0.4378	0.3902	0.4880
가구원수	1.5344	0.7884	1.5368	0.7293	1.5114	0.7527
주거면적	47.8562	18.3821	65.3664	25.0775	51.1186	20.0512
도시가스사용여부	0.66112	0.4736	0.4344	0.4957	0.5660	0.4958
등유사용여부	0.2686	0.4435	0.4382	0.4962	0.3558	0.4789
연탄사용여부	0.0386	0.1927	0.0263	0.1601	0.0370	0.1889
전기보일러사용여부	0.0220	0.1469	0.0581	0.2339	0.0303	0.1714
아파트거주여부	0.0689	0.2534	0.1463	0.3534	0.0917	0.2887
임대아파트거주여부	0.3320	0.4712	0.0664	0.2490	0.1943	0.3958
단독주택거주여부	0.5758	0.4946	0.7427	0.4372	0.6871	0.4639
주거환경	0.2507	0.4337	0.2111	0.4081	0.2582	0.4378
난방도일	560.2946	43.7494	542.0197	53.3555	554.1845	51.5279
observation	726		4,443		1,178	

먼저, 광열수도비의 경우 성향점수매칭법의 변수가 아님에도 매칭 전에 비해 수혜가구의 평균이 비슷해졌음을 확인하였다. 여전히 수혜가구에 비해 비수혜가구의 값이 높지만, 매칭 전에 비해 약 7,871원 줄어든 것을 확인할 수 있다. 에너지바우처의 수혜여부 조건들의 경우 65세 이상 변수와 장애여부 변수의 경우 매칭 전에 비해 매칭 후 수혜가구와 유사해졌다. 그 중 경상소득 변수의 경우 그 효과를 뚜렷하게 확인할 수 있으며, 소득변수는 매칭 전에 비해 올라 수혜가구와 차이가 1,496,240원 차이에서 766,670원으로 크게 줄어들었다. 여전히 비수혜가구의 소득이 더 낮은 이유는 소득에 따라 구분된 저소득가구만을 대상으로 하였으며, 전체평균소득은 12,489,870원으로 수혜가구보다는 낮으며, 비수혜가구보다는 높은 것으로 나타났다. 그 외에 나머지 난방비에 영향을 주는 가구특성과 주택특성들 또한 전체적으로 매칭 전에 비해 수혜가구와 유사하였다. 특히, 주거면적과 임대아파트거주여부, 단독주택거주여부, 난방도일 변수에서 변화를 뚜렷하게 나타냈다.

성향점수매칭법에 투입된 모든 변수가 매칭 전에 비해 수혜가구와 비슷해졌으며, 광열수도비와 같이 투입된 설명변수가 아님에도 평균이 비슷해진 것을 통해 수혜가구와 비슷한 비수혜가구가 선정되었음을 확인하였다. 이와 같은 결과를 통해 매칭 후에 수혜가구와 비수혜 가구간의 변수들 차이가 줄어들었으며, 성향점수매칭의 효과를 확인하였다.

3. 고정효과모형을 이용한 이중차분법 추정 결과

최종적으로 에너지바우처의 효과를 확인하기 위해 고정효과모형을 시행하였다. 시불변 변수들의 영향을 통제한 순수한 효과를 추정하기 위해 난방비를 종속변수로 하는 고정효과 모형을 통해 이중차분을 실시하였으며, 그 결과는 다음 <표 7> 과 같다.

<표 7> 고정효과모형을 통한 이중차분법 추정 결과

	coef.	Std. Err.	t	P <t
제도효과변수 (2016)	0.4890*	0.2876	1.70	0.09
제도효과변수 (2017)	0.5439*	0.2937	1.85	0.06
시점변수 (2016)	-0.2504	0.5148	-0.49	0.63
시점변수 (2017)	0.3342	0.4654	0.72	0.47
가구소득	0.0008**	0.0003	2.36	0.02
연료가격	0.0265**	0.0111	2.39	0.02
식료품	-0.0190	0.0245	-0.78	0.44
난방도일	0.0094	0.0060	1.57	0.12
가구원수	0.8215*	0.4743	1.73	0.08
상수	-1.2576	3.6224	-0.35	0.73

*** p <0.01, ** p <0.05, * p <0.1

Number of obs = 1,904 Number of groups = 1,064 F(9,1063) = 5.42 Prob > F = 0.00

Hausman test⁵⁶⁾

Chi2 = 43.50 (p=0.00)

56) 고정효과모형을 사용하는 것이 타당한지 확인하기 위해 Hausman 검정을 실시하였으며, 그 결과 chi2값이 43.50(p=0.00)으로 귀무가설을 기각하였다. 이는 고정효과모형과 확률효과모형 중 고정효과모형을 선택하여야 함을 의미한다.

통제변수 중 가구소득의 경우 8원 정도가 증가하는 것으로 나타났으며 통계적으로 유의하였다. 이는 저소득층만을 대상으로 하여 이러한 결과가 나타난 것으로 그 값도 8원으로 매우 낮은 것을 알 수 있다.

난방도일의 경우 0.0094 증가하는 것으로 나타났으며, 이는 난방도일이 높을수록 난방비를 더 사용함을 의미한다. 또한 연료가격의 경우 양의 값이 나왔으며 통계적으로 유의하였다. 저소득가구는 연탄, 등유와 같이 상대적으로 비싼 연료를 사용하며 저소득가구 중 39%가 연탄과 등유를 사용하고 있으며, 이는 일반 가구가 연탄, 등유를 사용하는 가구가 14%와 비교하면 높은 수치이다. 식료품비는 음의 값이 나왔으며, 통계적으로 유의하지 않았다. 김영희(2016)에 따르면 저소득가구는 필수적 난방의 필요로 식품 소비가 제한될 수 있으며, 난방 소비가 후순위로 밀리는 상황이 있을 수 있음을 보여주었다. 가구원수의 경우 가구원수가 많을수록 난방비를 더 사용하며, 통계적으로 유의하였다. 최종적으로 제도효과변수를 확인한 결과, 2016년의 경우 4,890원, 2017년의 경우 5,439원 더 사용한 것으로 나타났으며, 통계적으로 유의했다. 에너지바우처의 수혜가구를 가구원수로 분류한 뒤 각 가구별로 지급되는 지급액의 평균을 12개월로 나눈 결과 평균 2016년에는 약 월 8,416원, 2017년에는 8,694원 지원받은 것으로 나타났으며, 이는 2016년에는 58.1%, 2017년에는 62.6%에 해당하는 금액이다. 이와 같은 수치는 제2장의 문헌조사부분에서 여타 바우처 효과들이 23%~56%와 비교하였을 때, 비교적 높은 수치이다. 본 연구결과에 따르면 에너지바우처의 도입으로 수혜가구의 난방비가 58.1%, 62.6% 상승하였으며 다른 바우처와 비교하였을 때, 그 효과가 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 이를 통해 저소득가구가 그동안 에너지소비를 극심하게 줄였으며, 에너지바우처의 저소득가구 에너지 소비 증가, 에너지 비용부담 줄이기라는 목적을 잘 이행하였음을 알 수 있다.

제6장 결론 및 시사점

에너지바우처는 현재 937억 원이라는 막대한 예산이 투입되고 약 60만 가구를 대상으로 하는 규모가 큰 에너지복지 프로그램임에도 불구하고 공식적으로 도입된 지 5년차가 되었지만 계량모형을 통해 정량적인 효과분석을 추정할 연구는 아직까지 없었다. 따라서 본 논문은 실제로 에너지바우처가 저소득가구의 난방비에 미치는 영향을 실증하기 위해 진행하였다.

본 논문은 한국복지패널데이터에서 에너지바우처가 도입이 되기 전인 2014년과 도입 이후인 2016년, 2017년 데이터를 사용하였으며, 성향점수매칭법(PSM)과 이중차분법(DID)을 함께 사용하여 에너지바우처의 효과를 추정하고자 하였다. 이중차분법을 실시하기 이전에 에너지바우처 수혜가구와 비수혜가구의 집단 간의 유사성을 높여 보다 정확하게 추정하기 위해 성향점수매칭법을 실시하였다. 로짓(logit)모형을 통해 성향점수를 추정한 후, 최 근접 짝짓기(Nearest neighbor Matching)의 1:3 방법을 통해 매칭을 실시하였다. 매칭의 질을 확인하기 위해 표준화된 편차(standardized differences)의 편향에서 감소(reduction in bias)를 확인하는 방법과 Pseudo- R^2 값을 비교하는 두 가지 방법을 실시하였으며 그 결과 매칭이 균형적으로 잘 이루어졌다는 사실을 확인하였다. 또한 성향점수매칭을 실시하기 전과 후에 수혜가구와 비수혜가구의 기초통계량의 비교를 통해 성향점수매칭을 실시 한 후에 수혜가구와 비수혜가구의 각 변수들의 평균이 비슷해졌음을 확인 할 수 있었으며 매칭이 된 결과로 이중차분법을 실시하였다.

매칭된 그룹으로 고정효과모형을 실시하여 최종적으로 결과를 추정하였다. 시불변 변수들을 제외하였으며 난방비에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 포함하여 추정하였다. 그 결과 에너지바우처의 수혜가구가 2016년에는 약 월 4,890원, 2017년에는 5,439원 가량 더 난방비를 사용한 것으로 나타났으며 이 또한 결과 값이 유의함을 확인하였다.

추정한 결과가 타당한지 확인하기 위해서 에너지바우처의 수혜가구를 가구원수로 분류한 뒤 각 가구별로 지급되는 지급액의 평균을 12개월로 나눈 결과 평균 2016년에는 약 월 8,416원, 2017년에는 8,694원 지원받은 것으로 나타났으며, 본 논문의 결과에 따르면 지원 금액의 각각 2016년에는 58.1%, 2017년에는 62.6%를 사용한 것으로 나타났다.

본 논문의 결과에 따르면 에너지바우처의 도입을 통해 실제로 수혜받은 저소득가구의 난방비가 증가하였으며, 그 동안 저소득가구들이 에너지소비를 극심하게 줄였다는 사실을 알 수 있다. 이를 통해 에너지바우처의 도입이 저소득가구의 난방비에 도움을 주었으며, 도입목적은 어느 정도 충족하였음을 알 수 있다.

본 논문은 에너지바우처가 저소득가구의 난방비에 미치는 영향을 실증하기 위해 진행하였으며, 최초로 에너지바우처의 효과를 정량적으로 분석하여 에너지바우처의 도입효과를 실증하였다는데 의의가 있다.

본 논문의 결과에 따르면 에너지바우처의 도입효과가 있는 것으로 나타났지만, 본 논문은 다음과 같은 한계점을 갖고 있다. 첫 번째, 본 논문에서 사용한 복지패널의 경우 난방비를 사용하기 때문에 에너지원별 간 가격 차이를 고려할 수 없으며, 이는 실제 사용량이 증가하였다고 보기에는 힘들다. 따라서 난방비보다는 에너지사용량을 통해 에너지바우처의 효과를 추정하는 것이 타당하다. 두 번째, 에너지바우처의 조사결과에 따르면 2015~2016년 에너지바우처의 신청률은 96%로 매우 높았지만, 한국복지패널의 경우 에너지바우처의 수혜를 받은 가구가 실제 받는 가구들에 비해 표본수가 적어 에너지바우처의 효과를 대표한다고 보기에는 어려움이 있다. 세 번째, 에너지바우처의 경우 매년 10월에 신청을 받은 후 11월부터 사용이 가능하며, 매년 에너지바우처의 수혜 금액이 늘어났기 때문에 이에 따른 차이가 있을 수 있음을 유의해야 한다. 이와 같은 문제를 해결하기 위해서는 향후 에너지바우처와 관련한 패널 정보 축적이 필수적이며, 이를 통한 에너지바우처 효과에 대한 동태적 분석이 필수적이다. 에너지바우처에 관한 패널 정보가 축적되면 보다 더 정확한 분석과 다양한 연구들이 이루어 질 수 있을 것이다.

참고문헌

- 강창현, 문순영, 김기창. 2012. 「바우처 제도의 현황과 효과성 분석」. 국회예산정책처.
- 권현정, 조용운, 고지영. 2011. “노인장기요양보험제도가 대상노인 및 부양가족의 삶의 질과 가족관계 만족도에 미치는 영향: 성향점수매칭과 이중차이 결합모형을 이용한 분석”. 한국사회복지학. 63(4). 301-326.
- 김성용, 이계임, 김철민. 2003. “미국 푸드스탬프제도의 효과와 우리나라에의 도입 필요성에 관한 고찰”. 농업경영·정책연구. 30(40). 579-599.
- 김지효, 남수현. 2016. 「가정 부문 전력사용 효율성 실증 연구: 가구에너지소비상설표본조사자료 분석」. 에너지경제연구원. 16-12.
- 박광수. 2009. 「저소득층을 위한 에너지바우처 제도 연구」. 에너지경제연구원. 09-02.
- 산업통상자원부·한국에너지공단. 2016. 「난방카드 에너지바우처 사업안내」.
- 오운섭, 강지원, 강형민, 이예나, 김은하, 전승훈, 홍인기, 추병주, 최거정, 이인수. 2017. 「핵심평가: 바우처 사업 정책 효과」. 정책보고서. 17-73.
- 우석진, 김인유, 정지운. 2014. 「문화바우처가 저소득층 문화소비에 미치는 인과적 효과」. 한국재정학회. 7(1). 29-51.
- 윤윤규, 홍민기, 강창희, 이진면, 이해정, 고영우. 2012. 「노동시장정책 평가방법론 및 다부문 거시산업모형 DB 구축」. 한국노동연구원.
- 윤태연, 박광수. 2015. 「에너지빈곤층 추정 및 에너지 소비특성 분석」. 에너지경제연구원 기본연구보고서. 15-09.
- 윤태연, 남수현. 2015. 「공동주택의 가구별 난방비 영향 요인 분석」. 에너지경제 연구원 기본연구보고서 15-09.
- 이동규. 2016. “Propensity score matching method의 소개”. Anesth Pain Med. 11. 130-148.
- 이민홍, 강은나, 이재정. 2013. “노인돌봄서비스의 효과성 분석 : 우울, 자기방임, 그리고 사회적 관계망을 중심으로”. 한국노년학. 33(4). 787-803.
- 이현주. 2013. 「에너지바우처 도입방안 연구」. 한국보건사회연구원 정책보고서. 2013-20.
- 정광호. 2008. 「바우처 연구」. 초판. 출판지명: 법문사.
- 최성은, 최석준. 2007. 「바우처 제도의 효과제고를 위한 평가방안」. 한국보건사회연구원 보고서.
- 최재성. 2000. “사회복지서비스 교환권제도(voucher) 도입의 가능성과 과제”. 한국사회복지행정학. 2. 153-172.
- 한경성. 2013. “장애인 취업의 가구소득 효과에 관한 종단적 연구”. 장애와 고용. 23(1). 5-36.
- 한국개발연구원. 2014. 「에너지바우처 지원사업」. 2014년도 예비타당성조사 보고서.

- 한국에너지공단. 2016. 「2016년 에너지바우처 패널조사 연구 결과보고서」.
- 한국재정학회. 2014. 「에너지바우처의 편익·비용 분석 및 향후 방향 연구」.
- 홍중호, 오형나, 이성재. 2018. “가구 패널자료를 이용한 가계부문 에너지 소비행태 분석: 1인 가구 및 고령가구를 중심으로”. *자원·환경경제연구*. 27(3). 463-493.
- Becker, O. Sascha, and Ichino, Andrea. Estimation of Average Treatment Effects based on Propensity Scores. *The Stata Journal*, 2(4), 2002, 358-377.
- Caliendo, M., Kopeinig, S. Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching, 2005, IZA DP No. 1588.
- Chakrabatri, R., Accountability with Voucher Threats, Responses, and the Test-Taking Population: Regression Discontinuity Evidence from Florida. *Education Finance and Policy*, 8(2), 2013, 121-167.
- Christina, M. A Cautionary Tale: Using Propensity Scores to Estimate the Effect of Food Stamps on Food Insecurity. *Institute for Research on Poverty Discussion*, 2005, 1293-05.
- Cowen, J. M. School Choice as a Latent Variable: Estimating the Complier Average Causal Effect of Vouchers in Charlotte. *The Policy Studies Journal*, 36(2), 2008, 301-315.
- Essama-Nssah, B. Propensity Score Matching and Policy Impact Analysis: A Demonstration in reviews. *The World Bank Policy Research Working Paper*, 2006, 3877.
- Fraker, T. M, A. P. Martini, and J. C. Ohls. The Effect of Food Stamp Cashout on Food Expenditures: An Assessment of the Findings from Four Demonstrations, *Journal of Human Resource Economics*, 1995, 30: 633-649.
- Fraker, T. M, The Effect of Food Stamps on Food Consumption: A Review of the Literature, Washington DC: U.S. Department of Agriculture, Food and Nutrition Service, 1990.
- Gertler, P. J., Martinez, S., Premand, P., Rawlings, L. B., Vermeersch, C. M. Impact Evaluation in Practice. *The World Bank*, 2010.
- Hisatoshi, H., Qun S, Measuring the Effect of Agricultural Cooperatives on Household Income Using PSM-DID: A Case Study of a Rice-Producing Cooperative in China. *IDE Discussion Paper No. 539*, 2015, Institute of Developing Economics.
- Liu, X., Lynch, L, Do Agricultural Land Preservation Programs Reduce Farmland Loss? Evidence from a Propensity Score Matching Estimator. *Land Economics*, 87(2), 2010, 183-201.
- Mason, N. M., Wineman, A., Kirimi, L., Mather, D, The Effects of Kenya’s ‘Smarter’ Input Subsidy Program on Smallholder Behavior and Incomes: Do Different Quasi-Experimental Approaches Lead to the Same Conclusions?. *Food Security Collaborative Working Papers 232090*, 2016, Michigan State University.
- Podesta, M., Poudou J. C, Public Policies against Energy Poverty in Deregulated Markets, Working Paper. *University of Perpignan*, 2018.

- Rahman, A, Universal Food Security Program and Nutritional Intake: Evidence from the Hunger Pone KBK Districts in Odisha. *Food Policy*, 63, 2016, 73-86.
- Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B, The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 70(1), 1983, 41-45.
- Sandström, F. M., Bergström, F, School Vouchers in Practice: Competition Will Not Hurt You. *Journal of Public Economics*, 89(2-3), 2005, 351-380.
- Verbeek, M, *A Guide to Modern Econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd, 2008.
- Watt, C., Abuya, T., Warren C. E., Obara, F., Kanya, L., Bellows, B, Can Reproductive Health Voucher Programs Improve Quality of Postnatal Care? A Quasi-experimental Evaluation of Kenya's Safe Motherhood Voucher Scheme. *PLOS ONE*, 10(4), 2015, 1-20

Session 3

제2주제 노동

1. 시간과 소득 빈곤의 교차: 가구유형과 노동시장 지위 효과를 중심으로
 2. Unemployment and Subjective Well-being: The Role of Unemployment Benefit in South Korea
 3. 노동시장 내 은퇴 연령기준의 재설정 및 설정된 연령 집단 간 차이에 대한 연구
-

시간과 소득 빈곤의 교차: 가구유형과 노동시장 지위 효과를 중심으로

류기락 (한국직업능력개발원 연구위원)

시간은 노동시장이나 생활세계에서 소득을 확보하고 행복을 추구하는 데 있어 매우 중요하지만 모두가 균등하게 활용할 수 없는 자원이다. 본 논문은 시간의 분포나 활용이 소득의 확보와 밀접하게 연관되어 있으며, 성역할 전문화나 젠더 관계뿐만 아니라 노동시장에서의 지위에 의해 좌우된다는 점에 주목한다. 최근 10여 년간의 복지패널 데이터를 활용하여 시간-소득 빈곤의 결정요인을 파악하였다. 구체적으로 장시간 노동에 기초한 시간 빈곤과 가구 가처분 기준 소득 빈곤을 동시에 고려하는 결합 빈곤 지위를 구성한 후, 개인의 인구학적 특성과 가구 단위 노동공급 요인, 성역할 인식과 부부의 상대적 교섭력이 결합빈곤 지위에 미치는 영향을 분석하였다. 개인의 관측되지 않은 이질성을 통제한 후 결합빈곤 지위의 결정요인을 분석한 결과, 가구주의 성별과는 관계없이 맞벌이 여부에 의하여 이중빈곤 경험 확률이 좌우되는 반면, 성역할 인식이나 여성의 상대교섭력은 큰 영향을 갖지 못하는 것으로 확인되었다. 반면 저임금 노동이나 노조 가입 및 대기업 일자리 등 노동시장 내부자 지위는 이중 빈곤 위험을 낮추는데 상당한 영향을 주고 있었다.

키워드: 시간-소득 빈곤, 성역할, 가구유형, 상대 교섭력, 노동시장 지위

제1절 서론

시간은 유한한 자원이며 모두에게 중요한 자산이다. 그러나 개인이 자신의 재량에 따라 활용할 수 있는 시간의 크기는 개인의 사회경제적 지위나 가족 구조에 따라 서로 다르며, 국가 차원에서의 사회정책의 성격에 영향을 받는다. 시간 분포나 활용의 불평등은 비단 개인의 시간 선호에 따른 선택의 문제에 국한되는 것이 아니라, 가족 내에서 젠더관계의 성격, 노동시장의 구조에 의해 좌우되는 집합적 산물이라 할 수 있다 (Bianchi et al, 2000; Breen and Cooke, 2005; Esping-Andersen, 2008). 노동시간과 여가의 선택에 관한 개인 선호를 규명한 신고전 경제학의 시간 할당이론, 성역할 전문화와 상대 교섭력을 강조한 가족 내 생산 이론, 여성의 경제활동 참여와 그에 따른 복지정책의 구조변화를 강조한 복지국가이론은 모두 시간 구조와 불평등의 중층적 결정에 주목해 왔다 (Allesi et al., 1997; Becker, 1981; Esping-Andersen, 2009).

국내에서도 개인이 자유롭게 처분할 수 있는 시간이 부족한 상태, 즉 재량시간의 부족을 시간빈곤으로 규정하고 그 결정요인을 분석한 연구 결과들이 축적되어 왔다. 이른바 시간 빈곤의 문제는 단순히 노동시간 체제의 문제만이 아니라 가족의 생계유지를 위한 소득활동의 성격에 의해 상호영향을 주고받는 것으로

시간과 소득 빈곤의 교차 현상에 주목한 논의도 등장하였다 (김진욱·고은주, 2005; 노혜진·김교성, 2010; 박예송·박지혜, 2013; 조미라, 2018). 이들 연구에서는 주로 시간 활용에 관한 자료를 바탕으로 시간 빈곤의 결정요인을 규명하였다. 또한 필요 소득을 확보하기 위하여 추가적으로 투입하는 노동시간을 고려하여 시간조정 빈곤 개념을 제시하고 그 결정요인을 규명하기도 하였다 (오혜은, 2017; 이경희·김근주, 2018; 주은선·김영미, 2012). 최근까지도 시간 활용에 관한 자료는 매우 제한적 이어서 기존 연구는 주로 횡단면 자료를 활용하거나 패널 자료의 특정 연도 자료만을 활용하였다 (노혜진·김교성, 2010; 신영민, 2018; 이경희·김근주, 2018).

본 연구에서는 시간-소득 빈곤의 교차 현상에 주목하고 그 결정요인을 다각적으로 검토한다. 노동시장에서의 지불노동, 일상에서의 가사 및 돌봄노동, 자기관리에 필요한 필수시간을 고려하면 개인이 자신의 재량에 따라 활용할 수 있는 시간이 부족한 경우가 빈번하게 생겨 시간 빈곤의 문제에 직면하게 된다. 시간 빈곤은 결국 노동시장에서 지급 노동과 가족을 포함한 일상생활에서 미지급 노동에 관한 개인과 가족의 의사결정이 중첩된 결과이며 노동시장 제도와 가족 및 젠더관계를 포함한 제도에 의해 영향을 받는 사회적 결과라 할 수 있다(주은선·김영미, 2012).

우리나라에서는 노동시장에서의 장시간 노동에 따른 생산성 저하와 일생활 역할의 갈등이 부각되기 시작하였으며 다양한 정책적 개입이 시도되어 왔다. 그간 노동시간 단축을 위한 법률 개정 등이 수차례 이루어졌고 전체 노동시간이 줄어들었으나 여전히 노동시간의 불평등 문제는 해소되지 않고 있다. 특히 집단 간 노동시간 불평등 문제는 기존 연구에서 여러 차례 논의된 바 있다. 그러나 비단 노동시간의 총량 문제 뿐만 아니라 인구사회적 속성과 노동시장 지위에 따른 집단 간 및 집단 내 노동시간 불평등이 새로운 문제로 부각되었다. 요컨대, 노동시간의 문제는 단순히 노동시장 내부의 문제에 국한되지 않고 가족과 복지국가의 제도적 구성에 의해 영향을 받는 사회정책의 핵심 의제라 할 수 있다. 그렇다면 가족 구성과 복지국가의 영향을 보다 효과적으로 파악하고 향후 노동시간에 기반한 시간 빈곤 문제를 해소하기 위한 전략적 개입이 어떤 방식으로 이루어져야 하는지에 대한 논의가 필요하다.

제2절 이론적 배경

1. 시간 빈곤의 구조

시간 빈곤 문제는 노동공급에 관한 개인의 의사결정 뿐만 아니라 노동시장의 다양한 제도에 영향을 받는다. 노동시간 체제와 시간 빈곤 문제는 밀접하게 관련되어 있다. 개인에게 전체 노동시간은 노동시장에서의 유급노동, 일상생활에서의 무급노동, 자기관리에 필요한 필수시간 등이 모두 포함되어 있으며, 개인이 일과 생활에서 다양한 역할을 담당한 후에 활용가능한 시간에 큰 영향을 미친다.

자유시간은 흔히 전체 가용 시간(주당 168시간)에서 무급/유급노동과 필수시간을 제외하고 남은 시간을 의미하며, 그 시간이 충분하냐 여부에 따라 시간 빈곤 지위가 결정된다. 이러한 접근법은 자유시간에 따른 시간빈곤 정의라 할 수 있는데, 여러 비판에 직면해 왔다. 특히 개인이 처한 상황에 따라 자유시간의 크기가 다르기 때문에 자유시간 분포에서의 위치로 시간빈곤 지위를 규정하는데 한계가 있다는 지적이 있다. 최근에는 자유시간 보다는 개인이 자신의 개인적 필요를 충족하기 위하여 활용할 수 있는 시간, 즉 재량시간의 크기에 따라 시간빈곤 지위를 규정하는 접근이 주목받고 있다(노혜진, 2017).

노동시간 체제 관점에서 노동공급 유형을 구분하는 연구도 다양하게 진행되어 왔다. 신영민·황규성

(2016)은 노동시간 체제(working time regime) 관점에서 노동시간을 주변적 시간제, 시간제, 표준노동시간, 장시간으로 구분하고 소득분위별 노동시간 유형의 상대 분포를 비교하고 있다. 노동패널 자료 분석 결과에 따르면 노동시간 체제는 오랜 관행과 제도, 문화에 따라 형성되어 노동시장 내 행위자의 선택에 영향을 준다 (Ruberty et al., 1998). 또한 노동시간을 인구학적 특성, 고용계약의 형태, 노동시간의 절대적 규모와 주기 등을 고려하여 유형으로 분류하고, 노동시간 유형별 집단의 특성을 비교하는 연구도 다양하게 이루어졌다 (기은광, 2018; 문정희 외, 2018; 안서연·조미라, 2018; 조미라, 2018; 성윤지·전인, 2018).

위의 연구들은 시간 빈곤이 부부단위 혹은 개인 수준에서 결정되지만 가구 내에서 실제 시간 할당에 있어서는 가구 규모나 유형에 따라 차별화된 욕구가 존재한다는 점을 강조하고 있다. 소득 빈곤에 관한 기존 연구에서와 비슷하게 시간 빈곤은 가구원 간 의사결정의 결과라 할 수 있다. 특히 부부가구의 경우 가장과 배우자의 소득 및 젠더 인식 등에 따라 상이한 방식으로 시간 할당이 이루어지는 과정이다. 요컨대, 시간과 소득에 관한 욕구는 가구 단위에서 결정되며 가구원간의 자원공유 및 역할 분담을 통하여 충족된다는 점에서 시간 빈곤의 문제는 결국 시장 노동과 가사노동 및 돌봄 노동의 규모와 배분에 의하여 결정된다. 따라서 시간 빈곤에 영향을 미치는 가구 요인을 고려하여 동시 빈곤 지위 영향요인을 살펴볼 필요가 있다. 보다 구체적으로 가구의 규모 뿐만 아니라 돌봄이 필요한 취약이전 자녀의 유무가 시간 빈곤에 상당한 영향을 미칠 것으로 판단된다. 또한 가구주를 비롯한 전체 소득자의 상대 소득 규모도 성역할 전문화와 결합하여 가구 내 시간 할당에 영향을 주는 것으로 알려져 있다. 더불어 성역할 인식은 젠더 규범이 실현되는 메커니즘으로 기능하여 가구 구성원 간 시간 할당을 좌우할 것이다.

부부단위 노동시간의 구조와 분포를 분석한 연구는 조미라(2018)를 들 수 있다. 이 연구는 노동시간 공급규모가 부부단위에서 이루어지는 의사결정이라는 점에 주목하고, 돌봄이 필요한 자녀의 존재 여부와 규모, 부부의 상대 소득에 따라 부부 노동시간 구조가 상이한지 파악하고 있다. 통계청의 생활시간 조사 자료를 분석하여 20-50대 기혼부부의 가구노동시간 유형을 맞벌이 5개, 남성외벌이, 여성외벌이, 무노동형 등 총 9개로 도출하였다. 또한 각 노동시간 유형별로 장시간 노동이 만연하면서 전통적 젠더관계가 뚜렷한 가운데 서비스 판매직 등 일부 비임금노동자 집단에서 장시간 노동과 비표준시간 노동이 만연한 것으로 확인되었다.

신영민·황규성 (2016)은 노동시간의 소득계층별 차이의 분포 및 추이를 분석하면서 노동시간을 주변적 시간제, 시간제, 표준노동시간, 장시간으로 구분하고, 소득분위별 노동시간 유형의 상대분포를 비교하였다. 분석결과에 의하면, 우리나라의 노동시간은 단시간-저소득 유형, 장시간-중위소득 유형, 표준시간-고소득 유형으로 구분되며, 시간당 임금 및 월임금, 비정규직 비율, 직업군, 연령대를 중심으로 노동시간 계층화 심화되고 있다. 소득분위에 따라 소득 하위 20%에 대해서는 최저임금 인상, 중위소득 60%를 포함한 다수 노동자에 대해서는 노동시간 단축을 통한 고용창출을 정책 대안으로 제시하고 있다.

주은선·김영미(2012)는 기존의 소득보장 중심 사회정책의 문제점을 비판적으로 검토하면서 시간정책을 중심으로 대안적인 복지국가 정책의 방향을 정립할 필요성 강조하고 있다. 특히 이들 연구는 시간의 사회성을 사회적 시간체제로 개념화하고 복지국가 재편의 핵심 요인으로 시간의 불평등을 강조했다라는 의의가 있다.

시간 활용의 다차원성에 관한 논의는 합리적 의사결정의 이론에 기초한 베커의 가족경제학 논의 (Becker, 1981), 젠더관계 특히 전체 가구 소득에서 아내 소득의 비율 변수를 아내의 상대 협상력으로 파악하여 젠더 관계의 성격에 따른 노동시간 공급 결정 요인을 파악한 에스핑 앤더슨(Esping-Andersen, 2009)의 연구 등이 있다. 본 연구에서는 가구 단위에서 가구주와 배우자 간의 상대임금 수준 변수를 통하

여 젠더 관계의 효과를 살펴보고자 한다.

2. 장시간 노동체제와 젠더관계

장시간 노동은 우리나라 노동시장을 규정하는 하나의 특징으로 단순한 관행이 아니라 단체교섭이나 법적 규제에 의하여 오랜 기간 동안 제도화된 과정으로 인식된다 (배규식, 2012). 즉 기업의 생산방식이나 전략, 사회의 규범이나 고용체제의 성격에 의하여 장시간 노동체제가 형성되고 지속되어 현재 노동시장 행위자의 시간과 소득의 선택을 규정하는 제도로 작용하고 있다. 장시간 노동은 임금체제의 측면에서는 포괄임금제와 초과근로수당에 대한 느슨한 규제, 교대 근무제와 연차 휴가 사용관행 등 다양한 하위 제도들의 영향으로 지속되는 하나의 체제라 할 수 있는 것이다. 예컨대, 근로기준법에서 주 40시간 초과 노동을 금지하고 연장근로시간을 주 12시간만 허용하고 있지만 실제 이 규정을 적용받지 않는 노동자와 탈법적인 장시간 노동자가 전체 노동인구의 절반에 이른다는 주장도 제기되고 있다(김유선, 2017). 구체적으로 장시간 노동의 기준을 어떻게 적용할 것인가에 대해서도 다양한 논의가 있어 왔으나 다수의 연구는 주52시간 이상 근로를 장시간 근로로 규정하고 있다 (김복순, 2018; 이주영 외, 2018; 김채봉 외, 2015; 송혜림 외, 2016; 안주엽, 2016).

시간 빈곤은 시장에서의 지급노동과 생활세계에서의 무급 노동을 포함한 다양한 활동의 배분의 결과한다면 가족 형성 과정에서의 성별 간의 시장노동과 가사노동의 배분에 관한 합리적 결정과 권력관계, 또한 노동시장과 복지국가의 제도적 영향에서 자유롭지 않다. 요컨대 시간빈곤은 생계부양과 돌봄의무 제공에 관한 젠더관계와 밀접하게 관련되어 있다. Cha (2010)는 미국 노동시장 자료를 활용하여 최근 30-40여 년간 장시간 노동 배우자의 존재가 퇴직에 미치는 영향이 남성과 여성에 상이함을 입증하였다. 이러한 결과는 남성 생계부양자와 여성 돌봄제공자라는 젠더화된 규범이 작동한 것으로 특히 전문직과 관리직 부문에서 이러한 경향이 뚜렷했다. 요컨대 시장노동과 가사노동의 분업에 관한 젠더화된 규범이 여전히 노동시장에서의 경력 선택에 남성과 여성에 다른 구조적 압력을 행사하고 있으며, 특히 장시간 노동이 보편화된 전문관리직종에서 젠더 규범이 강화된 것으로 해석할 수 있다.

Kanji and Samuel (2017)은 남성생계부양자 가설을 재검토하면서 성별 역할 전문화와 젠더 역할 태도, 일터 환경이 장시간 노동과 과소 노동에 미치는 영향을 분석하였다. 유럽 사회조사 자료로 남성 생계부양자 역할과 부모됨이 미친 영향을 분석한 결과, 자녀 유무에 관계없이 남성생계부양자는 실제 노동시간 보다 더 적게 일하기를 원하고 있어 성역할 전문화 이론의 기존 주장을 반박하는 결과를 보여준다. 특히 남성의 일자리 특성이 가족 생활과 상충되는 경우 장시간 노동이나 과소 노동을 변경하고자 하는 것으로 확인되었다.

노혜진·김교성 (2010)은 시간빈곤과 소득빈곤의 동시적 결정에 주목하여 이중빈곤 지위를 구성하고 각각의 빈곤 형태의 결정요인을 분석하였다. 개인 수준 변수로는 연령과 교육수준, 가구수준 변수로는 가구의 생계부양자의 성별과 맞벌이 형태 등을 감안하여 가구 유형을 6가지 범주로 구분하였다. 더불어 배우자 여부와 미취학자녀 유무가 빈곤 형태에 미치는 영향도 파악하였다. 노동시장 지위 변수로는 직종과 사업체 규모 변수를 활용하였다. 이들의 연구는 충분한 소득확보를 위하여 불가피하게 노동시간을 늘리는 선택에 주목하여 시간조정빈곤 개념을 실제 경험분석에 활용하였다는 의의가 있으나 복지패널 1차년도 자료만을 분석대상으로 했다는 점에 한계가 있다.

기존 연구에서 노동시장 지위와 장시간 노동 인식이 밀접하게 연관되어 있다는 점에 주목하고 있다. 특히 Kanji and Samuel (2017)은 조직 내에서 일의 형태, 즉 관리자 여부나 타인 감독 노동, 대기업 종사 등

이 장시간 노동인식과 밀접하게 관련되어 있음을 강조하고 있다. 특히 개인이 원하는 노동시간과 실제 노동시간 간의 간극을 시간 미스매치로 개념화하고 있는데, 미국 노동시장에서 남성의 경우 과도한 노동시간이 가족 생활 참여를 방해하고 있다는 점을 강조한다. 유럽 주요 노동시장에서도 남성은 장시간 노동으로 일-생활 역할 갈등을 겪고 있는 것으로 알려졌다. 다만 이들 연구에서 보수적 성역할 태도가 남성 생계부양자의 장시간 노동에 대한 인식을 매개하는 효과는 발견하지 못했다는 점에 주목할 만하다. 관리자나 타인 감독 노동을 수행하거나 대규모 기업에 종사하는 경우 시간 빈곤에 대한 인식이 달라진다는 점도 지적하고 있다. 요컨대, 이들 연구에서는 장시간 노동이 단순히 시장 노동이나 가족 요인에 의해 결정되는 문제가 아니라 일과 생활이 어떻게 접합되는가에 관한 문제라는 점을 강조하고 있다. 다만 이들의 연구 결과는 우리나라 노동시장에서 장시간 노동은 주로 제조업 생산직과 자영업 부문에 만연해 있다는 점에서 다소 차이가 있다 (김유선, 2017; 이경희·김근주, 2018). 노혜진·김교성 (2010)의 연구; 빈곤의 복합성에 주목하고 있는 최근 연구 동향을 반영하고 저임금 장시간 노동의 구조적 한계로 인한 동시빈곤의 의미를 강조하고 있다. 결국 위의 연구를 종합하면 우리나라에서 시간과 소득 빈곤은 장시간 노동체제를 비롯한 노동시장의 구조적 성격과 전통적인 젠더 관계에 따른 생활세계에서의 시간 활용의 불평등 문제, 소득중심 사회보장 정책에서 상대적으로 소외된 시간 사용의 자율성, 즉 삶의 질의 중요한 차원으로서 사회적 시간 체계의 재정립 등 매우 다양한 요인들이 결합되어 있는 문제라 할 수 있다.

본 연구에서는 이러한 논의를 기반으로 복지패널 자료를 활용하여 시간-소득 빈곤의 교차 현상을 분석하고자 한다. 장시간 노동체제의 논의에 기초하여 주당 노동시간을 기준으로 시간 빈곤을 정의하며, 소득 빈곤이 시간 빈곤과 교차되는 현상을 파악하기 위하여 시간-소득 빈곤을 결합하여 동시빈곤 범주를 구성한 후 그 결정요인을 파악하고자 한다. 기존 연구에서 주로 횡단면 자료로 시간-소득 빈곤의 동학을 분석한 한계를 보완하기 위하여 패널자료의 특성을 고려하여 개인의 측정되지 않은 이질성을 모형에 포함하였다. 또한 성별 가구주와 주된 소득원 지위를 결합하여 가구 유형을 구분하여 결합 빈곤 지위에 미친 영향을 파악한다. 더불어 노동시장 지위의 핵심 개념으로 노조가입 여부와 대기업 종사, 노동시장 내부자 지위, 전문관리직종이 결합빈곤 지위에 미친 영향을 파악하였다.

자유시간과 재량시간 개념으로 시간빈곤을 접근한 기존 연구에서 시간빈곤은 매우 다양한 방식으로 정의되어 왔다. 국내 연구의 경우에도 주로 생활시간 조사 자료를 바탕으로 주당 168시간 가운데서 필수시간과 가구유지시간을 차감한 시간, 즉 활용가능한 시간이 전체 임금 노동시간 보다 큰 경우를 시간 빈곤으로 규정하는 방식 (노혜진, 2010), 비슷한 방식으로 재량시간을 도출한 후 재량시간이 중위시간의 절반 이하인 경우로 규정하는 방식(노혜진, 2013), 자유시간의 총량이 일정 기준에 미치지 못하는 경우를 시간 빈곤으로 규정하는 방식(오혜은, 2017), 시간압박에 관한 주관적 인식을 기준으로 시간빈곤을 정의하는 방식(서지원 외, 2017) 등 다양한 기준이 적용되어 왔다. 복지패널 자료에는 시간활용 일지에 근거한 세부시간 자료가 없기 때문에 위의 접근 방식을 활용할 수 없다. 대신 패널 자료의 특성을 활용할 수 있도록 총 노동시간을 기준으로 시간빈곤을 측정하는 접근 방법을 채택하였다.

3. 연구문제

본 연구에서는 시간과 소득의 교차에 주목하여 시간-소득 결합 빈곤지위를 개념화한 후 가구 유형과 젠더역할, 노동시장 지위가 빈곤 지위에 미치는 영향을 파악하고자 한다. 가구 유형은 가구주의 성별과 소득자의 수에 따라 가구 형태를 구분한 것인데, 남성과 여성의 노동시장 및 가사노동 분업이 가구 형태에 따라 다르다는 것을 전제하고 그것이 빈곤지위에 어떤 영향을 미치는지 파악하는 것이다. 특히 남성생계부양자 가구에 견주어 다른 가구 유형에 속한 개인의 결합 빈곤지위는 젠더 수행 이론의 관점에서 주목할 만하다. 가구유형은 이중빈곤 지위에 영향을 미치기 때문에 생계부양자의 성별과 소득자의 숫자에 따라 가구유형을 구분하고 각 가구유형별로 이중빈곤에 처할 위험이 다른지 파악할 필요가 있다. 또한 가구유형을 통제한 상태에서 성별에 따라 노동시장 지위에 따른 이중빈곤 위험의 차별적 효과를 갖는지를 살펴본다.

연구문제 1. 남성생계부양자 가구에 견주어 다른 유형의 가구형태에 속한 개인의 결합 빈곤 위험은 상이한가? 특히 여성이 가구주가 아니면서 소득활동에 참여할 경우 소득빈곤 위험은 낮아지지만 시간 빈곤 위험은 높아지는가?

노동시장에서 장시간 노동뿐만 아니라 생활세계에서의 돌봄과 양육의 부담이 증가할수록 시간빈곤에 처할 위험이 높다. 그러나 이러한 위험은 성별이나 가구주 지위에 따라 다르게 결정된다. 가구 내에서 시장 노동과 돌봄 노동의 배분 과정은 성역할 진화에 따른 기대 편익뿐만 아니라 여성의 상대교섭력에 의해 좌우되는 과정이다. 여성의 소득 비율이 높은 경우 전통적인 성별 분업이 아니라 노동시장에서 독자적 경력을 추구하는 경향을 보여줄 것이며 그것이 결합빈곤 지위에 상이한 영향을 줄 것이다. 젠더 역할 분리가 시간빈곤에 미치는 영향은 전체 가구 소득에서 여성 가구원이 차지하는 소득의 비중, 즉 상대협상력에 의해 달라질 것이다. 요컨대, 여성의 경우 상대협상력이 높을수록 장시간 노동에 따른 시간빈곤에 처할 위험은 상대적으로 낮다고 할 수 있다.

연구문제 2. 여성의 상대 임금 교섭력이 높은 가구에서는 시장노동과 무급 노동의 균등한 배분이 이루어져 남성생계 부양자 가구에 비하여 이중 빈곤 위험이 상대적으로 낮은가?

시간당 임금이 낮은 저임금 노동에 종사할수록 시간빈곤과 소득빈곤을 경험할 가능성이 높다. 특히 노동시간은 안정적인 생활을 유지할 수 있는 소득확보와 밀접하게 관련되어 있기 때문에 시간빈곤의 확률이 상당히 높아진다. 반면 노조 가입이나 대기업 종사, 노동시장 내부자 지위는 빈곤 위험을 낮출 것으로 기대된다.

연구문제 3. 개인의 노동시장 지위에 따라 결합빈곤 위험은 상이한가? 그리고 그 효과는 성별에 따라 차별적인가?

제3절 분석 모형 및 자료

1. 분석 모형

본 논문의 데이터는 패널 자료로서 개인 수준에서 관측되지 않은 이질성을 통제하거나 모형에 직접 포함하는 방법에 따라 다양한 분석 모형이 활용될 수 있다. 패널 자료의 분석 방법은 크게 고정효과 모형과 확률효과 모형(Random-Effects Models)으로 구분할 수 있다. 두 방법의 차이는 주어진 관측 기간 동안 개인의 관측되지 않은 이질성에 따른 관측치의 비독립성 문제를 어떻게 해소할 것인가에 있다. 고정효과 모형은 개인의 관측되지 않은 이질성을 통제할 수 있어 오랜 기간 동안 주도적 지위를 누려왔다 (Allison, 1999; 2009). 그러나 고정효과 모형은 이질성 편의를 제거하는 대신, 개인의 불변하는 특성의 효과를 추정할 수 없다는 한계를 보여주고 있으며 표본 내에서 종속변수나 독립변수의 내부 분산만으로 모수를 추정하기 때문에 상대적으로 표준오차가 크다는 단점도 안고 있다. 또한 고정효과 모형은 연속 변수나 이항 변수 자료에는 많이 활용되어 왔으나 상대적으로 다항범주 자료 분석을 활용하는 사례는 최근까지 많지 않았다 (Bell and Jones, 2015; Pforr, 2014).

표준적인 확률효과 모형은 관측되지 않은 이질성을 확률효과로 간주하는 대신, 공변인과 이질성 변인이 독립적이라는 강한 가정을 부과한다. Mundlak (1978)은 관측치의 평균 변수를 공변인으로 포함하여 이질성 가정을 충족하지 않는 경우에도 불편부당 추정치를 구할 수 있는 방법을 제안하였다. 최근에 연구자들은 확률효과 모형 내에서 개인의 패널 기간 동안의 평균에 대한 중심화 변인과 평균변수를 함께 공변인으로 투입하여 집단내 효과와 집단내 효과를 추정하는 방법을 제안하였다 (Bell and Jones, 2015).

Woodridge (2012)는 패널자료 분석시에 이질성과 내생성이 발생하는 여러 조건과 해결 방안을 제시하고 있다. 관측되지 않은 이질성 문제를 해소하는 일반적인 방법은 크게 이질성을 추정해야할 모수로 다루는 방법과 이질성을 제거하여 추정 방정식을 확보하는 방법이 있다. 전자는 특히 패널 기간이 긴 경우 유효하며, 시간 차원에서의 약한 의존성 혹은 균등 의존성에 대한 가정이 필요하다. 후자의 방법에서는 비선형 모델에도 적용 가능하지만, 연구 관심 변수의 부분효과를 식별할 수 없다는 문제가 있다. 패널 프로빗 모형의 경우 독립변수의 부분효과는 공변인의 값뿐만 아니라 관측되지 않은 이질성의 값에도 의존한다.

이항 변수나 다항 변수를 다루는 비선형 패널 모형은 관측되지 않은 개인 효과가 패널 차원에서 외생적이라는 엄격한 가정을 허용하기 어렵다는 문제를 안고 있다. Chamberlain (1984)은 이것을 관측되지 않은 효과의 조건부 엄격한 외생성 가정이라 일컫는데, 조건부 평균은 아래와 같이 정식화된다.

$$E(y|x_{i1}, \dots, x_{iT}, c_i) = E(y|x_{it}, c_i)$$

식 (1) $E(y|x_{i1}, \dots, x_{iT}, c_i) = E(y|x, c_i)$

또한 선형 모형과 다르게 비선형 모형의 추정에서 최대우도추정(MLE) 하에서 상황이 매우 다르다. 첫째 조건부 독립성 가정은 아래와 같다.

$$\text{식 (2)} \quad D(y_{i1}, \dots, y_{iT} | x_i, c_i) = \prod_{t=1}^T D(y_{it} | x_{it}, c_i)$$

결국 관측되지 않은 이질성 c_i 를 어떻게 다루는가의 문제로 귀결된다. 확률효과 모형에서, 조건부 독립성 가정은 구조적 모수와 c_i 의 분포 내에서 모수를 추정하는데 결정적 역할을 담당한다. 관측되지 않은 이질성의 확률 효과에 관한 가정은 아래와 같다.

일반적으로 확률 효과에 대한 가정은 아래와 같다.

$$\text{식 (3)} \quad D(c_i | x_{i1}, \dots, x_{iT}) = D(c_i)$$

중단 자료를 활용한 다항로짓 모형은 Chamberlain (1980)이 처음으로 제안하였으며 이후 다양한 연구자들에 의해 활용되어 왔다 (Lee, 2002; Pforr, 2013). 개인 관측치의 수가 N 인 표본이 있고 관측 기간을 $t = 1, \dots, T_t$, 종속변수(outcome: o)는 $j = 1, \dots, J$ 범주의 가졌다고 하자. 개인 i 가 기간 t 동안 관측된 변수를 x_{it} 라고 하고 M 개의 설명변수가 있다고 하면, 종속 변수의 각 범주는 잠재변수 y^{*ij} 즉 개인 i 가 연도 t 에 종속변수 범주 j 를 가진다고 할 때 아래 방정식을 도출할 수 있다 (Pforr, 2014).

$$\text{식(1)} \quad \forall j \in (1, \dots, J): y^*_{itj} = \alpha_{ij} + x_{it}\beta_j + \epsilon_{itj}$$

$$\text{식 (2)} \quad \forall j \in (1, \dots, J): \Pr(y_{it} = o_j | \alpha_i, \beta, x_{it}) = \Pr(\max_{k \in (1, \dots, J)} y^*_{itj} = y^*_{itj} | \alpha_i, \beta, x_{it})$$

$$\text{식 (3)} \quad \Pr(y = o_j | \alpha_i, \beta, x) = \begin{pmatrix} \frac{\exp(\alpha_{ij} + x\beta_j)}{1 + \sum_{k \neq B} \exp(\alpha_{ik} + x\beta_k)} & j \neq B \\ 1 & \\ \frac{1}{1 + \sum_{k \neq B} \exp(\alpha_{ik} + x\beta_k)} & j = B \end{pmatrix}$$

위의 식에서 β 는 회귀계수의 벡터이며, α_{ij} 는 확률 변수, ϵ_{ijl} 는 개인수준 잔차항이며 모든 관측치 j 범주에 대하여 독립항등분포(independent and identically distributed)를 따른다고 가정하면, 이러한 가정이 만족하면, 종속변수 j 범주의 확률은 식(3)과 같이 정의된다.

이때 종속변수의 각 범주 $B \in (1, \dots, J)$ 로 구성되어 있으며 임의로 하나의 범주를 준거범주로 결정하면, 각각의 종속변수의 범주가 준거범주 일 때 조건부 확률은 식 (3)의 위 항과 같으며, 종속변수가 준거 범주인 경우 조건부 확률은 식 (3)의 아래 항으로 정의된다.

고정효과 다항로짓 모형은 관측 기간 동안 개인의 관측되지 않은 이질성을 통제할 수 있다는 장점이 있다. 즉, 이질성 항목 α_{ij} 는 설명변수의 벡터 x_{it} 와의 결합분포에 별다른 제약 가하지 않을 수 있다. 계수 추정에서 개인의 이질성을 통제한 조건 하에서 관측된 설명변수가 완전하게 외생적이라는 가정을 추가하고 (가정 1), 잔차항이 관측기간에 걸쳐 독립적이라는 가정(가정 2), 즉 자기 상관을 배제한다 (Pforr, 2014).

고정효과 다항로짓 모형에서 개인 i 가 연도 t 에 시간-소득 빈곤 지위의 각 범주에 포함될 확률은 아래와

같이 정의된다.

$$\text{식 (4)} \quad P_j = \Pr(Y = j|x) = \frac{\exp(x' \beta_j + \alpha_{ij} + \epsilon_{ijt})}{\left[1 + \sum_{l=1}^K \exp(x' \beta_l + \alpha_{ij} + \epsilon_{ijl})\right]}$$

$$\text{식 (5)} \quad \frac{\exp(x'_{ij} \beta_j) \exp(\alpha_{ij} + \epsilon_{ijt})}{\left[1 + \sum_{l=1}^K \exp(x'_{ij} \beta_l) \exp(\alpha_{ij} + \epsilon_{ijl})\right]}$$

$$\text{식 (6)} \quad \epsilon_{ijt} \sim N(0, \sigma_{\epsilon_j}^2)$$

$$\text{식 (7)} \quad \log\left(\frac{P_j}{P_J}\right) = \mu_{jt} + \beta_j x + \gamma_j z_i + \alpha_{ij}, \quad J = 1, \dots, J-1$$

본 논문에서는 기본 모형에서는 통합다항로짓 모형과 고정효과 모형, 확률효과 모형의 결과를 우선 비교하였다. 다음으로 가구 및 개인 수준 변수의 효과를 파악하기 위하여 확률효과 모형을 확대 적용하였다. 개인 수준에서 관측되지 않은 이질성을 포함한 확률효과 다항로짓 모형 추정에는 Haan and Uhlenborff (2006)의 제안에 따라 Gauss-Hermite adaptive quadrature 방법을 활용하였다. 확률효과 다항로짓 모형 추정을 분석의 기본틀로 하되 기본모형에 대해서는 고정효과 모형의 추정치를 함께 제시하였다. 고정효과 다항로짓 모형은 Chamberlain (1980)의 방법을 응용한 Stata의 femlogit 모듈을 활용하였다 (Pforr, 2014). 통합 다항로짓 모형은 개인의 각 연도에 결합빈곤 지위에 처할 위험이 독립적이라고 가정하는 방법이다. 확률효과 모형은 개인의 결합빈곤 지위가 독립적이라는 가정을 완화한다. 즉, 개인 i 가 패널 관측기간 동안 관측되지 않은 이질성 a_{ij} 이 있으며, 이것은 확률변수로서 각 빈곤지위 내에서 상관관계를 낮지만 개인 간의 잔차는 독립적인 것으로 가정한다. 통합 다항로짓 모형의 추정 계수를 고정효과 및 확률효과 다항로짓 모형의 추정계수와 비교하면 개인의 관측되지 않은 이질성의 영향을 간접적으로 추론할 수 있다. 물론 그 크기를 직접적으로 비교할 수는 없으나 관측되지 않은 이질성을 단순히 통제해서 제거하는 것이 바람직한지 아니면 모형에 포함하는 것이 바람직한지를 가늠해 볼 수 있다.

2. 자료와 변수

본 연구에서는 복지패널 4-13차년도 자료를 활용하였다. 시간-소득 빈곤 지위를 확정하는 데 있어 핵심 변수인 임금 및 근로소득과 이전소득 등 소득 관련 변수와 노동시간 변수를 안정적으로 확보할 수 있는 자료가 필요하기 때문에 4차년도 이후 패널자료를 활용하였다. 분석 대상은 15-64세, 민간 노동력 인구로 분석에 포함된 주요 변수에 결측치를 제외한 경우 22,825개의 표본이 최종적으로 활용되었다 (부표 1 참고). 기본 모형에서 분석대상은 임금근로와 비임금 근로, 자활근로를 포함한 취업자를 대상으로 하고 있다. 전체 취업자의 노동시간과 소득에 따른 지위를 구분하고 그 결정 요인을 파악하는 것이 본 연구의 주요 목적이기 때문에 종사상의 지위나 고용형태, 직업 및 산업 변수는 따로 통제하지 않았다. 다만 실제 분석에서 노동시장 지위에 따른 결합빈곤의 결정요인을 규명할 때에는 관련 변수를 활용하였으며 이때 분석 표본은 임금노동자로 제한된다.

핵심 종속 변수는 시간 빈곤과 소득 빈곤을 동시에 고려한 빈곤 지위 변수이다. 시간빈곤은 주당 노동시간이 각 년도의 중위노동시간의 1.5배를 초과하는 경우로 정의하였다. 복지패널 자료에서 노동시간은 주당노동시간 변수를 활용하였다. 소득 빈곤은 각 연도별로 가구의 가처분 소득이 균등화 중위 소득의 60%

미만인 경우 빈곤 가구로 규정하였다. 결합빈곤 지위는 시간빈곤과 소득빈곤의 조합으로 시간비빈곤-소득비빈곤(준거 범주), 시간빈곤-소득비빈곤, 시간비빈곤-소득빈곤, 시간-소득 동시빈곤 집단으로 구분하였다.

개인수준에서 통제변수로는 연령과 연령 제곱항, 교육수준 더미(고졸, 전문대졸, 대졸 이상), 혼인상태(기혼, 사별 및 기타)를 포함하였다. 가구수준 변수로는 취학이전 자녀 숫자, 여성의 상대교섭력 변수, 가구주 성별과 맞벌이 여부를 기준으로 가구 유형을 구분한 변수를 포함하였다. 여성의 상대교섭력 변수는 남녀 부부의 합산 소득 대비 여성의 소득 비율로 규정하였다. 가구 유형은 남성가구주-외벌이형, 남성가구주-맞벌이형, 여성가구주-외벌이형, 여성가구주-맞벌이형으로 구분하였으며, 남성가구주-외벌이형을 준거 범주로 삼았다. 개인의 노동시장 지위 변수는 저임금 일자리 여부, 노조가입 여부, 대기업 종사 여부, 노동시장 내부자 지위, 전문관리직 종사 여부를 포함한다. 저임금 일자리는 각 연도별 중위임금의 60% 이하인 경우로 규정하였다. 직종대분류에서 관리자, 전문직, 기계 및 관련 전문가로 분류된 경우 전문관리직으로 정의하였다. 연도 더미 변수는 통제변수로 포함하였다. 성별 변수는 시간 불변 변수로 전체 모형 추정에는 제외하였으며 남성과 여성 표본에 대하여 별개의 분석결과를 제시하는 것으로 대신하였다.

성역할 인식은 다음 다섯 가지 항목에 대한 응답을 기준으로 척도를 구성하였다. 1) 여성이 전일제로 일할 경우 가족의 일상생활은 힘들어진다. 2) 미취학 아동의 어머니가 일을 할 경우 미취학 아동에게 나쁘다. 3) 전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하다. 4) 남성의 임무는 밖에서 돈을 버는 것이고, 여성의 임무는 가정과 가족을 돌보는 것이다. 5) 남성과 여성 모두 가구소득에 기여해야 한다(역코딩). 각 항목은 강한 부정에서 강한 긍정을 포함하는 5점 척도로 구성되어 있는데, 각 항목의 응답이 긍정적일수록 전통적 성역할을 갖고 있는 반면, 각 항목에 대한 응답이 부정적일수록 현대적 젠더평등적 성역할 인식을 가진 것으로 간주하였다.

가구의 근로소득에서 여성의 근로소득의 비율을 여성의 상대교섭력 변수로 활용하였다. 이러한 접근은 에스핑 앤더슨의 젠더 협상력 개념을 차용한 것으로 상대임금 수준이 높은 여성은 성별 가사노동 분업에서 보다 큰 교섭력을 갖게 되어 가사노동을 상대적으로 균등하게 배분하게 된다 (Esping-Andersen, 2008). 복지패널 데이터에는 가사노동 시간에 관한 변수가 없기 때문에 상대교섭력 변수의 효과를 직접적으로 파악하기는 어렵다. 다만 여성의 교섭력 수준은 노동시장에서의 소득 확보의 상대적 가능성을 대리하는 변수이기 때문에 시간-소득 빈곤에 영향을 미칠 것으로 기대할 수 있다. 즉, 여성의 상대교섭력이 높은 가구에서는 상대적으로 노동시간과 돌봄 노동시간의 균등한 배분이 이루어져 가구원 모두 시간빈곤이나 동시빈곤에 처할 위험이 상대적으로 낮을 것으로 기대할 수 있다. 그러나 여성의 상대교섭력이 이중빈곤 지위에 성별에 따라 차별화된 영향을 줄 가능성도 배제할 수는 없다.

실제 경험 분석에서는 배우자가 있는 가구의 경우 부부 전체의 합산 소득 대비 여성의 소득비율을 변수로 활용하였으며, 남성 단독 가구의 경우에는 해당 변수를 0으로, 여성 단독 가구의 경우 해당 변수를 1로 코딩하였다. 가구 유형은 가구주 여부에 대한 응답과 근로소득 여부에 대한 응답을 기준으로 남성가구주-생계부양자, 남성가구주-맞벌이, 여성가구주-생계부양자, 여성가구주-맞벌이 등 4개의 유형으로 구분하였다. 남성가구주 생계부양자를 준거 집단으로 하여 다른 가구 유형이 남성가구주 생계부양자 가구에 비해 결합 빈곤 지위에 처할 가능성이 높은지를 파악하였다.

노동시장 내부자는 대기업 종사 (기업규모 > 300인 이상), 노조가입 여부, 고용형태(정규직)의 세 지위를 조합하여 변수를 구성하였다. 대기업 종사자이면서 노조에 가입되어 있거나, 대기업 종사자이면서 정규직인 경우는 내부자로 규정하였다. 대기업 종사자이면서 노조에 가입되어 있지 않거나 대기업 종사자이면서 비정규직인 경우는 내부자에 속하지 않는 것으로 규정하였으며, 그 밖의 집단은 내부자에 속하지

않는 것으로 코딩하였다. 노동시장 내부자는 임금과 근로조건, 승진 및 경력개발 기회에 있어서 비교 우위를 점하고 있으며 이러한 지위로 인하여 시간과 소득 빈곤 상태에 처할 가능성이 낮다고 할 수 있다.

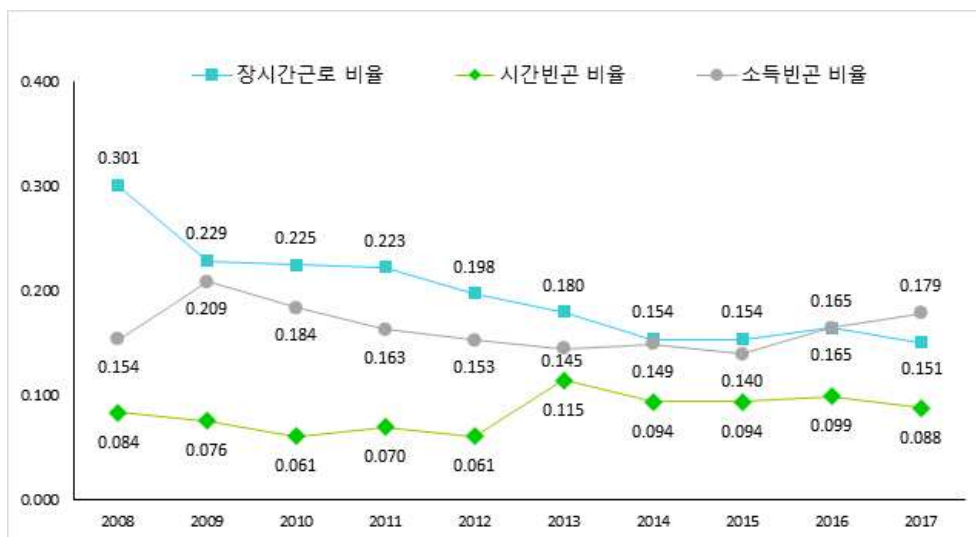
제3절 주요 분석 결과

1. 시간-소득 빈곤의 추이

우선 본 논문의 핵심 변수인 장시간 노동과 시간빈곤, 소득빈곤 및 결합 빈곤 지위 분포의 종단적 변화를 파악하였다. <그림 1>은 장시간 노동과 시간 빈곤, 소득 빈곤 비율 추이를 제시한 것이다. 주당 근로시간이 52시간을 초과하는 경우를 장시간 노동으로 규정하였는데, 2008년 전체 표본의 약 30%가 장시간 노동을 하였으나 그 후 지속적으로 감소하여 2012년에 19.8%, 2015년 15.4% 까지 감소하였다. 2016년에 16.5%로 장시간 노동 비율이 약간 증가하였으나 2017년에는 15.1%로 다시 감소하였다. 전반적으로 지난 10여년 간 장시간 노동 비율은 절반 가까이 감소한 것으로 나타났다. 가처분 소득을 기준으로 중위소득 60% 이하를 소득빈곤으로 정의할 때, 소득빈곤 비율은 2008년 15.4%에서 외환위기 직후 20.9%로 급증하였으나 이후 지속적으로 감소 추세를 보여주고 있으나 2016년 이후 다소 증가하여 2017년에는 17.9%에 달하고 있다. 주당 노동시간이 중위노동시간의 1.5배인 경우를 시간 빈곤으로 규정하면 그 비율은 2008년 8.4%에서 2013년에는 11.5%로 증가하였으나 이후 감소 추세를 보여 2017년에는 8.8%에 머물고 있다.

[그림 1] 장시간 근로와 시간/소득 빈곤 비율 추이

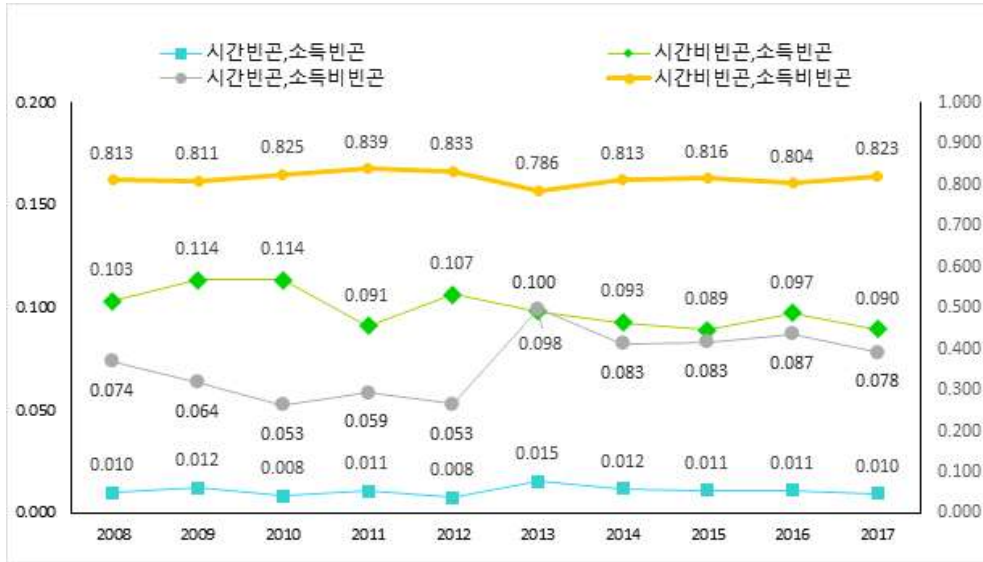
(단위: 비율)



〈그림 2〉는 시간 빈곤과 소득 빈곤을 동시에 고려한 결합빈곤 지위 분포를 제시한 것이다.

[그림 2] 장시간 근로와 시간/소득 결합 빈곤 지위 비율 추이

(단위: 비율)



2. 회귀분석 결과

우선 개인 수준과 가구 수준의 통제변수와 주요 변수를 포함하여 결합 다항로짓모형, 고정효과 및 확률 효과 다항로짓 모형을 추정하여 계수값을 비교하였다. 다항로짓모형은 개인 관측치의 패널 의존성을 고려한 이질성 항목을 추가하지 않고 개인 간 관측치의 표준오차의 상호의존성만을 고려하였다. 고정효과 모형은 Chamberlain의 방법을 응용한 Pfors(2017)의 제안을 따라 추정하였으며, 확률효과 다항로짓모형은 Stata의 gsem 모듈을 활용하였다.

〈표 1〉 기본 모형 비교: 통합(pooled), 고정효과(FE), 확률효과(RE) 다항로지 모형

변수	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE	Pooled	FE	RE
종속 변수	시간-소득 동시빈곤			시간비빈곤- 소득빈곤			시간빈곤- 소득비빈곤		
개인 수준									
연령	0.014	0.051	0.016	-0.001	-0.056**	-0.001	-0.014	0.043**	-0.01
연령 제곱항	-0.086	-0.337	-0.08	0.098	0.014	0.093	0.125	0.102	0.13
교육수준 (준거: 고졸 미만)									
고졸	-0.876***	14.247	-1.139***	-0.869***	1.547	-1.193***	-0.066	0.076	-0.335**
전문대	-0.908**	28.095	-1.423***	-1.343***	1.404	-1.915***	-0.374*	0.742	-0.892***
대졸 이상	-1.937***	27.411	-2.664***	-2.032***	1.637	-2.821***	-0.921***	1.188	-1.629***
혼인상태 (준거: 미혼)									
기혼	-0.054	-1.598	-0.255	-0.771***	-0.641	-0.980***	0.161	-0.039	0.014
기타 (이혼·사별 및 기타)	0.621*	-0.673	0.600*	-0.059	-0.425	-0.076	0.268	0.099	0.275
가구수준 변수									
취학이전 자녀 숫자(child_n)	-0.05	-0.26	-0.078	-0.101	-0.035	-0.112	0.045	0.01	0.002
여성의 상대 교섭력 (여성/가구소득 비율)	0.00	-0.015*	0.001	0.008***	0.001	0.009***	-0.002*	0.00	-0.001
성역할 인식	-0.103	-0.196	-0.084	-0.036	-0.099	-0.021	-0.07	0.014	-0.067
가구유형 더미 (준거: 남성외벌이)									
남성가구주-맞벌이	-1.013***	-0.649**	-1.159***	-0.911***	-1.032***	-1.031***	-0.008	0.046	-0.176*
여성가구주 외벌이	-0.278	-0.188	0.029	0.084	0.27	0.434**	0.2	-0.468	0.476*
여성가구주-맞벌이	-1.328**	-1.333	-1.368***	-1.207***	-1.151***	-1.233***	0.178	-1.014*	0.088
확률 효과 Var(pid2)			3.814***			3.814***			3.814***
표본 수	22825	11014	22825	22825	11014	22825	22825	11014	22825
log-likelihood	-1.60E+04	-4.60E+03	-1.50E+04	-1.60E+04	-4.60E+03	-1.50E+04	-1.60E+04	-4.60E+03	-1.50E+04
AIC	3.20E+04	9273.567	2.90E+04	3.20E+04	9273.567	2.90E+04	3.20E+04	9273.567	2.90E+04
BIC	3.30E+04	9558.537	3.00E+04	3.30E+04	9558.537	3.00E+04	3.30E+04	9558.537	3.00E+04

주: 연도 더미 변수는 Pooled 모형 추정에 포함되었으나 표에서는 생략함.

변수	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3- 노동시장 내부자	모형4- 전문관리직	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3- 노동시장 내부자	모형4- 전문관리직	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3- 노동시장 내부자	모형4- 전문관리직
가구수준 변수												
취학이전 자녀 숫자(child_n)	-0.129	-0.16	-0.156	-0.086	-0.192**	-0.140*	-0.133*	-0.104	0.022	-0.02	-0.017	0.003
여성의 상대 교섭력 (여성/가구소득 비율)	-0.003	0.001	0	0.001	0.004**	0.010***	0.011***	0.009***	-0.001	-0.002	-0.002	-0.001
성역할 인식	-0.112	-0.103	-0.118	-0.089	-0.103	-0.049	-0.043	-0.049	-0.05	-0.072	-0.073	-0.068
<i>가구유형 더미 (준거: 남성외벌이)</i>												
남성가구주-맞벌이	-1.302***	-1.406***	-1.389***	-1.167***	-1.387***	-1.323***	-1.320***	-1.042***	-0.126	-0.210**	-0.212**	-0.173*
여성가구주 외벌이	0.024	-0.034	-0.039	0.054	0.446**	0.273	0.249	0.440**	0.433*	0.502*	0.465*	0.507*
여성가구주-맞벌이	-1.580***	-1.565***	-1.642***	-1.363***	-1.523***	-1.508***	-1.529***	-1.230***	-0.002	0.066	0.046	0.088
개인수준 변수												
저임금 일자리	1.871***				2.883***				-0.431***			
노조 가입		-0.804**				-1.913***				-0.621***		
노동시장 내부자			-1.776***				-2.664***				-0.826***	
전문관리직				-0.990***				-0.541***				-0.292*
확률 효과 Var(pid2)												
표본 수	22,825	21,535	21,477	22,825	22,825	21,535	21,477	22,825	22,825	21,535	21,477	22,825
log- likelihood	-13,409.103	-13,132.497	-13,113.637	-14507.489	-13,409.103	-13,132.497	-13,113.637	-14507.489	-13,409.103	-13,132.497	-13,113.637	-14507.489
AIC	2.70E+04	2.60E+04	2.60E+04	2.9e+04	2.70E+04	2.60E+04	2.60E+04	2.9e+04	2.70E+04	2.60E+04	2.60E+04	2.9e+04
BIC	2.80E+04	2.70E+04	2.70E+04	3.0e+04	2.80E+04	2.70E+04	2.70E+04	3.0e+04	2.80E+04	2.70E+04	2.70E+04	3.0e+04

주: 연도 더미 변수는 모형 추정에 포함되었으나 표에서는 생략함.

〈표 2〉는 확률효과 다항로지트 모형의 추정결과를 제시한 것이다. 우선 전체표본에 대한 시간-소득 동시빈곤 결정 요인을 살펴보면, 연령 효과는 뚜렷하지 않은 가운데 교육수준이 높을수록 동시빈곤 확률이 낮은 것으로 나타났다. 혼인 상태는 기혼자의 동시빈곤 확률에는 큰 차이가 없는 반면, 기타 범주는 동시빈곤 확률이 높았다. 가구수준 변수에서 취학이전 자녀수나 여성의 상대교섭력의 효과는 두드러지지 않은 반면 가구 유형에 따라 동시빈곤 위험에 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 남성-외별이 가구에 비해 남성-맞벌이 가구의 동시빈곤 위험이 일관되게 낮았으며, 여성-맞벌이 가구 또한 동시빈곤 가능성은 낮았다. 개인 노동시장 변수의 경우에 저임금 일자리는 동시빈곤 위험을 높이는 반면, 노조 가입자나 노동시장 내부자, 전문관리직 종사자의 경우 동시빈곤 위험이 낮은 것으로 확인되었다.

다음으로 시간비빈곤-소득빈곤의 경우 연령과 교육수준의 효과는 동시빈곤과 거의 유사한 경향을 보여주었으나 기혼자 집단이 미혼자 집단에 비하여 시간비빈곤-소득빈곤 확률이 낮은 것으로 나타났다. 취학 전 자녀 숫자가 클수록 소득 빈곤 위험은 낮아졌으며 여성의 상대교섭력도 소득빈곤 위험을 낮추는 것으로 확인되었다. 가구 유형에 따른 소득 빈곤 위험 차이의 경우에도 가구주의 성별과는 관련없이 맞벌이 부부 가구가 소득빈곤 위험이 낮은 것으로 드러났다. 개인 수준 변수의 경우에는 동시빈곤과 거의 비슷하게 저임금 일자리는 소득빈곤 위험을 높이는 반면, 노조가입 및 노동시장 내부자, 전문관리직 종사자의 경우 소득 빈곤 위험이 상대적으로 낮았다.

시간빈곤-소득비빈곤 집단의 경우 연령과 교육수준의 영향은 거의 비슷한 패턴을 보여주었으며 혼인 지위는 시간빈곤에 차별적인 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 가구수준 변수는 별다른 효과가 없는 가운데 가구 유형에 따른 차이에서도 다른 범주와 일부 차이가 드러났다. 우선 남성 맞벌이 가구의 경우 저임금 변수 포함 모형을 제외하고는 시간빈곤 위험을 낮추는 반면, 여성-외별이 가구는 시간 빈곤 위험이 높은 것으로 나타났다. 노동시장 변수는 모두 시간빈곤 위험을 낮추는 것으로 확인되었다.

〈표 3〉. 회귀분석 결과-확률효과 다항로지 모형-성별 분석

종속변수 (결합빈곤 범주: 준거: 시간비빈곤- 소득비빈곤)	독립변수	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3- 노동시장 내부자	모형4- 전문관리직	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3- 노동시장 내부자	모형4- 전문관리직
(시간-소득 동시빈곤)	개인 수준	남성 표본				여성 표본			
	연령	0.027	0.044	0.043	0.043	-0.063	-0.101*	-0.099*	-0.058
	연령 제곱항	-0.356	-0.27	-0.271	-0.278	0.258	0.554	0.533	0.293
	<i>교육수준 (준거: 고졸 미만)</i>								
	고졸	-0.595**	-1.041***	-1.018***	-0.887***	-1.285***	-1.609***	-1.593***	-1.417***
	전문대	-0.747*	-1.304***	-1.277***	-0.958**	-2.020***	-2.640***	-2.647***	-2.024***
	대졸 이상	-2.062***	-2.653***	-2.557***	-2.123***	-2.475***	-3.045***	-3.052***	-2.189***
	<i>혼인상태 (준거: 미혼)</i>								
	기혼	0.254	-0.217	-0.185	-0.213	-0.183	-0.079	-0.138	-0.267
	기타 (이혼·사별 등)	0.918**	0.605	0.679*	0.644*	0.617	0.707	0.665	0.487
	성역할 인식	-0.213	-0.198	-0.225	-0.199	0.114	0.086	0.115	0.149
	가구수준 변수								
	취학이전 자녀 숫자(child_n)	-0.014	-0.013	-0.005	0.025	-0.549	-0.757	-0.743	-0.49
	여성의 상대 교섭력 (여성/가구소득 비율)	-0.024***	-0.021***	-0.021***	-0.021***	0.015*	0.011	0.011	0.013*
	<i>가구유형 더미 (준거: 남성외벌이)</i>								
	남성가구주-맞벌이	-0.805***	-0.893***	-0.866***	-0.667***	-1.948***	-2.277***	-2.264***	-1.861***
	여성가구주 외벌이	-18.924	-16.287	-15.978	-16.235	-1.040**	-1.012*	-1.043*	-0.972*
	여성가구주-맞벌이	1.552	1.741	1.745	1.637	-2.594***	-2.702***	-2.815***	-2.463***

종속변수 (결합빈곤 범주: 준거: 시간비빈곤- 소득비빈곤)	독립변수	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3- 노동시장 내부자	모형4- 전문관리직	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3- 노동시장 내부자	모형4- 전문관리직
	노동시장 지위 변수								
	저임금 일자리	2.634***				1.117***			
	노조 가입		-0.731**				-20.498		
	노동시장 내부자			-1.741***				-23.595	
	전문관리직				-0.827**				-1.634*
(시간비빈곤- 소득빈곤)									
	연령	-0.02	-0.001	-0.003	0.004	-0.019	-0.029	-0.03	-0.014
	연령 제곱항	-0.031	0.109	0.119	0.095	-0.096	0.116	0.128	0.058
	교육수준 (준거: 고졸 미만)								
	고졸	-0.770***	-1.102***	-1.104***	-1.156***	-0.566**	-0.906***	-0.892***	-0.926***
	전문대	-1.519***	-1.865***	-1.831***	-1.827***	-1.296***	-1.805***	-1.804***	-1.589***
	대졸 이상	-2.244***	-2.588***	-2.528***	-2.517***	-1.891***	-2.402***	-2.393***	-2.105***
	혼인상태 (준거: 미혼)								
	기혼	-0.482**	-1.128***	-1.148***	-1.254***	0.233	0.281	0.192	0.097
	기타 (이혼·사별 등)	0.084	-0.173	-0.18	-0.326	0.781**	0.866***	0.813**	0.632*
	성역할 인식	-0.213	-0.198	-0.225	-0.199	0.114	0.086	0.115	0.149
	가구수준 변수								
	취학이전 자녀 숫자(child_n)	-0.134	-0.074	-0.073	-0.057	-0.213	-0.128	-0.117	-0.092
	여성의 상대 교섭력 (여성/가구소득 비율)	-0.012***	-0.003	-0.003	-0.005*	0.010***	0.005*	0.005	0.006**

종속변수 (결합빈곤 범주: 준거: 시간비빈곤- 소득비빈곤)	독립변수	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3- 노동시장 내부자	모형4- 전문관리직	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3- 노동시장 내부자	모형4- 전문관리직
	<i>가구유형 더미 (준거: 남성외별이)</i>								
	남성가구주-맞벌이	-0.919***	-0.930***	-0.932***	-0.630***	-2.122***	-2.118***	-2.105***	-1.807***
	여성가구주 외벌이	1.123	0.55	0.608	0.894	-0.299	-0.197	-0.241	-0.14
	여성가구주-맞벌이	0.76	0.609	0.621	0.833*	-2.214***	-2.054***	-2.102***	-1.861***
	<i>노동시장 지위 변수</i>								
	저임금 일자리	3.431***				2.406***			
	노조 가입		-1.835***				-2.205***		
	노동시장 내부자			-2.424***				-23.763	
	전문관리직				-0.421**				-0.952***
	<i>(시간빈곤- 소득비빈곤)</i>								
	연령	-0.026*	-0.02	-0.023	-0.02	0.008	0.007	0.009	0.008
	연령 제곱항	0.210*	0.217*	0.234*	0.214*	-0.087	-0.152	-0.154	-0.209
	<i>교육수준 (준거: 고졸 미만)</i>								
	고졸	-0.08	-0.265	-0.246	-0.23	-0.921***	-0.759***	-0.756***	-0.720***
	전문대	-0.447*	-0.682***	-0.660***	-0.588**	-2.455***	-2.595***	-2.596***	-2.305***
	대졸 이상	-1.284***	-1.581***	-1.553***	-1.479***	-2.146***	-2.013***	-2.075***	-1.771***
	<i>혼인상태 (준거: 미혼)</i>								
	기혼	-0.023	-0.078	-0.072	-0.108	-0.453	-0.262	-0.322	-0.221
	기타 (이혼·사별 등)	0.096	0.024	0.073	0.02	0.345	0.559	0.506	0.538
	성역할 인식	-0.213	-0.198	-0.225	-0.199	0.114	0.086	0.115	0.149

종속변수 (결합빈곤 범주: 준거: 시간비빈곤- 소득비빈곤)	독립변수	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3- 노동시장 내부자	모형4- 전문관리직	모형1- 저임금 일자리	모형2- 노조 가입	모형3- 노동시장 내부자	모형4- 전문관리직
	가구수준 변수								
	취학이전 자녀 숫자(child_n)	0.015	-0.011	-0.008	0.013	0.028	0.071	0.077	0.048
	여성의 상대 교섭력 (여성/가구소득 비율)	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	0.007*	0.010**	0.010**	0.008**
	<i>가구유형 더미 (준거: 남성의별이)</i>								
	남성가구주-맞벌이	-0.098	-0.157	-0.156	-0.114	0.437	0.207	0.16	0.126
	여성가구주 외벌이	-19.411	-17.571	-17.302	-17.73	0.55	0.392	0.329	0.385
	여성가구주-맞벌이	0.223	0.286	0.255	0.246	0.174	-0.005	-0.048	-0.044
	노동시장 지위 변수								
	저임금 일자리	0.169				-1.169***			
	노조 가입		-0.611***				-1.140*		
	노동시장 내부자			-0.832***				-1.333	
	전문관리직				-0.12				-0.818**
확률 효과 Var(pid2)		3.416***	3.638***	3.488***	3.733***	3.494***	3.816***	3.855***	3.835***
표본 수		17,066	16,098	16,074	17066	5,759	5,437	5,403	5,759
log-likelihood		-9,329.2629	-8,994.7079	-8,993.087	-10007.591	-3,894.5761	-3,959.0415	-3,937.5453	-4,307.7482
AIC		1.90E+04	1.80E+04	1.80E+04	2.00E+04	7,935.152	8,064.083	8,021.091	8,761.496
BIC		1.90E+04	1.90E+04	1.90E+04	2.10E+04	8,421.224	8,545.955	8,502.504	9,247.568

주: 연도 더미 변수는 모형 추정에 포함되었으나 표에서는 생략함.

〈표 3〉은 남성 표본과 여성 표본을 분리하여 확률효과 다항 로짓 모형을 추정한 것이다. 남성표본의 경우, 가구수준 변수 가운데 여성의 상대교섭력이 높은 경우 동시빈곤 위험이 낮은 것으로 나타났다. 가구 유형에 따른 차이를 비교해 보면 남성 맞벌이 가구의 경우 동시빈곤 위험이 낮은 것으로 확인되었다. 노동시장 변수는 전체 표본의 분석결과와 유사한 것으로 확인되었다. 시간비빈곤-소득 빈곤 지위의 경우, 기혼자는 이 범주에 속할 위험이 상대적으로 낮았다. 전체 표본과는 다르게 남성표본에서는 성역할 인식이 보다 젠더형평에 가까울수록 소득빈곤 위험이 낮은 것으로 드러났다. 가구 유형의 경우에도 남성 맞벌이 가구가 소득빈곤 위험이 낮았다. 시간 빈곤 지위의 경우에 남성표본에서는 가구 유형에 따른 차이가 발견되지 않았다. 저임금 종사 여부도 시간빈곤에 영향을 주지는 않았으며 노조가입과 노동시장 내부자의 경우 시간빈곤을 낮추는 것으로 나타났으나 전문관리직 종사의 경우 유의미한 효과가 발견되지 않았다. 이러한 분석결과에서 주목할 만한 것은 남성의 경우 전문관리직 종사의 효과가 뚜렷하지 않다는 점이다.

여성표본을 분석한 결과를 검토해 보면, 동시빈곤의 경우 가구수준 변수 가운데 여성의 상대교섭력 효과는 저임금 일자리 변수를 포함한 모형에서만 약한 정의 효과가 발견되었다. 가구 유형별 차이를 살펴보면 남성 맞벌이 가구와 여성 맞벌이 가구가 동시빈곤 위험이 낮았다. 저임금 일자리 종사자의 동시빈곤 위험은 높았으며 전문관리직 종사자의 경우 동시빈곤 위험이 낮았다.

시간비빈곤-소득빈곤의 경우 학력에 따른 차이가 뚜렷했으며 혼인지위의 경우 기타범주 집단이 시간비빈곤-소득빈곤 위험이 높았다. 가구 유형별로는 가구주의 성별과 무관하게 맞벌이 가구에서 소득빈곤 위험이 낮았다. 노동시장 변수에서는 저임금 일자리 종사는 소득빈곤 위험을 높이는 반면, 전문관리직 종사자는 소득빈곤 위험이 낮았다.

시간빈곤-소득비빈곤의 경우, 가구 수준 변수 가운데서 여성의 상대교섭력이 높은 경우 시간빈곤 위험이 상대적으로 높은 것으로 나타났는데 가설과는 상반된 결과라 할 수 있다. 여성 표본의 경우, 가구 유형에 따른 차이는 발견되지 않았다. 노동시장 변수에서는 저임금 일자리 종사가 시간빈곤 위험을 낮추는 반면, 전문관리직 종사자도 시간 빈곤 위험이 낮은 것으로 확인되었다. 요컨대, 여성의 경우 장시간 노동에 따른 시간빈곤 위험은 저임금 일자리 종사자의 경우 다수가 전일제가 아닌 형태의 근로를 제공하기 때문이었을 가능성이 있으며, 전문관리직의 노동 공급 형태도 남성과는 다른 것으로 판단된다.

남성 표본에 대하여 저임금 일자리와 노조가입 여부, 노동시장 내부자 지위에 따른 빈곤지위 효과를 살펴본다. 이중빈곤의 경우 남성은 저임금 일자리에 종사할수록 이중빈곤 위험이 높았으나 노조에 가입한 경우나 노동시장 내부자 지위를 유지하고 있는 경우 이중빈곤 위험은 현저하게 낮았다. 시간비빈곤-소득 빈곤의 경우에도 비슷한 결과를 보여주어 남성 저임금 노동 종사자의 위험 확률이 높은 반면 노조가입자나 노동시장 내부자의 확률은 낮아졌다. 마지막으로 시간빈곤-소득비빈곤 지위에는 저임금 일자리 효과는 발견되지 않았으나 노조가입 및 내부자 지위는 시간빈곤-소득비빈곤 확률을 낮추는 것으로 확인되었다.

가구유형에 따른 빈곤 지위 효과를 검토해보면 여성가구주-외벌이 가구에서 동시빈곤 위험이 상대적으로 일관되게 유지되었으며 여성가구주-맞벌이 가구에서는 이중빈곤 위험이 일정한 모형에서만 확인되었다. 시간비빈곤-소득빈곤 지위는 남성 가구주 맞벌이 유형이 상대적으로 낮은 반면, 여성가구주-외벌이 유형이나 여성 가구주-맞벌이 유형이 상대적으로 높은 것으로 확인되었다. 소득비빈곤-시간빈곤 지위에서는 남성 가구주의 경우 일부 모형에서만 유의미하게 낮은 것으로 나타났으며, 여성가구주 유형은 기본 모형에서만 상대적으로 정의 효과가 발견되었다.

제5절 결론

본 연구에서는 시간과 소득 빈곤의 교차 관계에 주목하여 노동시장에서의 장시간 노동과 가구 수준에서의 가처분 소득 수준을 기준으로 동시빈곤 지위에 영향을 미치는 요인들을 분석하였다. 시간과 소득 빈곤에 관한 기존 연구는 주로 시간 활용 일지 자료를 근거로 하여 빈곤 지위 영향 요인을 추정하는 데 머물러 왔으며 주로 횡단자료를 분석하였기 때문에 개인의 관측되지 않은 이질성을 고려하여 실제 빈곤 지위의 결정요인을 파악하는데 한계가 있었다. 본 논문에서는 복지패널 10여 년 자료를 활용하여 개인의 인구학적 특성뿐만 아니라 가구 수준에서 시간 할당에 관한 의사결정에 영향을 미치는 요인, 즉 가구 내 미취학 자녀의 숫자나 가구주의 성별과 소득원의 구성에 따른 가구유형, 성역할 인식 등이 미치는 영향을 파악하였다. 뿐만 아니라 개인의 노동시장 지위 가운데서 저임금 일자리 여부와 노조 및 전문관리직 지위 등 노동시장 내부자 지위가 동시빈곤에 미치는 영향을 파악하였다. 분석 방법 측면에서 기존의 고정효과 모형 대신 확률효과 모형을 추정하여 개인 수준의 시간 불변 변수의 영향을 함께 추정하였다.

분석 결과는 기존 연구의 결과와 다소 상이하다. 우선 시장노동과 가사노동, 돌봄 및 육아에 대한 노동 분업에 관한 전반적 인식은 시간 및 소득빈곤 결합 지위에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 최근 미국과 유럽 노동시장에서 성역할 인식이 노동공급 결정에 큰 영향을 미치지 않는다는 결과와 일맥상통한다. 가구의 소득활동에서 여성이 차지하는 비중은 결합 빈곤지위에 영향을 미쳤으며 그 효과는 성별로 상이한 것으로 확인되었다. 남성의 경우 상대 교섭력이 높을수록 동시빈곤 위험이 다소 낮아진 반면, 여성에 대해서는 상대교섭력은 저임금 일자리와 전문관리직 변수가 포함된 모형에서 동시빈곤 위험을 높이는 것으로 나타났다. 시간빈곤-소득빈곤 지위에 대해서도 남성의 경우 일부 모형에서 상대교섭력이 소득빈곤 위험을 낮추지만, 여성은 반대로 소득빈곤 위험을 높이는 것으로 확인되었다. 시간빈곤에 대해서도 여성의 경우 상대교섭력이 높은 경우 시간 빈곤 위험은 커지는 것으로 확인되었다. 이러한 결과는 결합 빈곤 지위를 결정하는 데 있어 여성의 상대임금 교섭력이 배우자 남성의 빈곤위험은 낮추지만, 여성 자신의 빈곤 위험은 높이는 방향으로 영향을 준다는 것으로 그 의미에 대한 추가적인 해석이 필요하다. 아마도 남성의 경우 상대 소득이 높은 여성 배우자가 존재하면 가계 소득확보에 도움을 주고 장시간 노동의 동기를 낮춰 동시 빈곤 확률이 낮아지는 반면, 여성 자신의 경우 본인의 소득이 높더라도 전체 가계소득은 상대적으로 낮은 수준에 머물면서 오히려 노동공급 증가에 따른 시간 빈곤 위험이 커지는 것으로 이해할 수 있다.

개인의 노동시장 지위는 결합빈곤에 큰 영향을 주는 변수로 확인되었다. 저임금 일자리는 남녀 모두에게 동시빈곤의 위험을 높이는 것으로 확인되었는데 특히 남성의 경우 그 영향이 일관되게 나타났다. 반면 노조 가입여부나 노동시장 내부자 지위를 점유하고 있으면 결합빈곤에 처할 위험은 낮아졌으며 그 영향 또한 남성에게 대해서 더 두드러졌다. 이러한 분석결과는 노동시장에서 괜찮은 일자리를 차지하면 장시간 노동의 위험에 처하지 않으면서도 가구의 욕구를 충족시킬 만한 충분한 소득을 확보할 수 있다는 것을 시사해 준다. 시간빈곤에 관한 연구에서 노동시장 지위의 불평등은 여전히 간과할 수 없는 문제이다.

과도한 노동시간에 따른 시간 부족이나 가구 소득 빈곤은 개인의 의사결정 뿐만 아니라 가족 형성과 젠더 관계를 포함하는 집합적 선택의 결과이자 노동시장의 여러 제도적 배열에 의하여 규정되는 사회적 과정이라 할 수 있다. 시간과 소득 빈곤의 교차에 대한 연구가 시간과 여가에 관한 개인의 효용을 분석하

는 데에 그치지 않고 시간 활용의 구조와 불평등에 영향을 미치는 사회적 관계에 주목해야 할 필요가 커지고 있다. 이러한 측면에서 노동시간과 돌봄시간의 사회적 구성에 대한 보다 정교한 이론적 논의와 개인-가구의 다차원 수준과 시간 동학을 고려할 수 있는 연구 방법론에 대한 후속 연구가 필요하다.

〈부표 1〉 . 기술 통계

변수	관측치 수	평균	표준편차	최소값	최댓값
개인 수준					
연령	22,825	47.14414	9.505804	18	64
교육수준					
고졸 미만	22,825	0.248719	0.43228	0	1
고졸	22,825	0.386331	0.486919	0	1
전문대	22,825	0.114655	0.318612	0	1
대졸 이상	22,825	0.250296	0.433193	0	1
혼인상태					
미혼	22,825	0.100285	0.300386	0	1
기혼	22,825	0.732662	0.44258	0	1
기타	22,825	0.167054	0.373032	0	1
가구 수준					
취학이전 자녀 숫자	22,825	0.281796	0.607289	0	5
여성의 상대 교섭력 (여성/가구소득 비율)	22,825	33.9922	39.15347	0	100
성역할 인식	22,825	3.223352	0.515283	1	5
가구유형					
남성가구주-외별이	22,825	0.282979	0.450456	0	1
남성가구주-맞별이	22,825	0.576561	0.494115	0	1
여성가구주-외별이	22,825	0.074173	0.262058	0	1
여성가구주-맞별이	22,825	0.066287	0.248789	0	1
노동시장 지위					
저임금 노동	22,825	0.180723	0.384797	0	1
노조 가입	21,535	0.127838	0.333918	0	1
노동시장 내부자	21,477	0.08558	0.279749	0	1
전문관리직	22,825	0.167229	0.373188	0	1

주: 복지패널 자료 (4-13차 자료 전체)

참고문헌

- 기은광. (2018). 전업주부의 일-생활 균형. 한국가정관리학회 학술발표대회 자료집, 117-123.
- 김문길 · 김태완 · 오미애 · 박형준 · 신재동 · 정희선 · 김태성 (2016). 2016년 한국복지패널 기초분석 보고서. 한국보건사회연구원
- 노혜진 · 김교성. 2010. 시간과 소득의 이중빈곤. 사회복지연구, 41(2), 159-187.
- 배규식. 2012. 한국 장시간 노동체제의 지속요인. 경제와사회, 128-162.
- 신영민. (2018). 한국 노동자의 노동시간 배열 유형과 결정요인에 대한 연구. 노동정책연구, 18(1), 135-167.
- 안서연 · 조미라. 2018. 한국사회 노동시간의 변화와 불평등 연구: 개인과 부부를 중심으로. 한국인구학, 41(3), 65-98.
- 윤자영 · 배규식. 2016. 일· 생활 균형 실태와 개선을 위한 정책 과제. 노동사회, 190, 36-42.
- 조미라. 2018. 일-생활 균형 관점에서 본 기혼남녀의 시간표: 부부결합 가구노동시간 유형에 따른 남녀의 일-생활시간의 비교분석. 사회복지연구, 49(2), 5-38.
- Alessi, R., A. Lusardi, and T. Aldershof, 1997, "Income and Wealth over the Life Cycle: Evidence from Panel Data", Review of Income and Wealth, Series 43, No. 1, March 1997, 1-32.
- Allison, P. D. 1999. Comparing logit and probit coefficients across groups. *Sociological Methods and Research* 28: 186 - 208.
- Allison, P. D. 2009. Fixed Effects Regression Models. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Anttila, T., Oinas, T., Tammelin, M., & Nätti, J. (2015). Working-time regimes and work-life balance in Europe. *European Sociological Review*, 31(6), 713-724.
- Beach, C.M., and R. Davidson, "Distribution-free Statistical Inference with Lorenz Curves and Income Shares", *Review of Economic Studies*, 50(4), 1983, 723-735.
- Becker, G. (1981). S.(1981). A Treatise on the Family. Cambridge, MA, Harvard University Press.
- Bell, A., and K. Jones, 2015 Explaining Fixed Effects: Random Effects Modeling of Time-Series Cross-Sectional and Panel Data . Political Science Research and Methods, Available on CJO 2014 doi:10.1017/psrm.2014.7
- Bianchi, S. M., Milkie, M. A., Sayer, L. C., & Robinson, J. P. (2000). Is anyone doing the housework? Trends in the gender division of household labor. *Social forces*, 79(1), 191-228.
- Bittman, M., England, P., Sayer, L., Folbre, N., & Matheson, G. (2003). When does gender trump money? Bargaining and time in household work. *American Journal of sociology*, 109(1), 186-214.
- Breen, R., & Cooke, L. P. (2005). The persistence of the gendered division of domestic labour. *European Sociological Review*, 21(1), 43-57.

- Cha, Y., & Weeden, K. A. (2014). Overwork and the slow convergence in the gender gap in wages. *American Sociological Review*, 79(3), 457-484.
- Chamberlain, G. 1980. Analysis of covariance with qualitative data. *Review of Economic Studies* 47: 225 - 238.
- Chung, H., & Tijdens, K. (2013). Working time flexibility components and working time regimes in Europe: using company-level data across 21 countries. *The International Journal of Human Resource Management*, 24(7), 1418-1434.
- Cousins, C. R., & Tang, N. (2004). Working time and work and family conflict in the Netherlands, Sweden and the UK. *Work, employment and society*, 18(3), 531-549.
- Esping-Andersen, G. (2009). *Incomplete revolution: Adapting welfare states to women's new roles*. Polity.
- Fagan, C. (2001). Time, money and the gender order: work orientations and working time preferences in Britain. *Gender, Work & Organization*, 8(3), 239-266.
- Haan, P., & Uhlenborff, A. (2006). Estimation of multinomial logit models with unobserved heterogeneity using maximum simulated likelihood. *The Stata Journal*, 6(2), 229-245.
- Kalenkoski, C. M., Hamrick, K. S., & Andrews, M. (2011). Time poverty thresholds and rates for the US population. *Social Indicators Research*, 104(1), 129-155.
- Kanji, S., & Samuel, R. (2017). Male breadwinning revisited: How specialisation, gender role attitudes and work characteristics affect overwork and underwork in Europe. *Sociology*, 51(2), 339-356.
- Katz, L. F., & Krueger, A. B. (2019). The rise and nature of alternative work arrangements in the United States, 1995 - 2015. *ILR Review*, 72(2), 382-416.
- Mundlak, Y. (1978), "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data, *Econometrica* 46, 69-85.
- Pollak, R. A. (2005). Bargaining power in marriage: Earnings, wage rates and household production.
- Rabe-Hesketh, S., and A. Skrondal. 2005. *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*. College Station, TX: Stata Press.
- Rubery, J., Smith, M., & Fagan, C. (1998). National working-time regimes and equal opportunities. *Feminist Economics*, 4(1), 71-101.
- Wooldridge, J. (2012). *Panel Data Models with Heterogeneity and Endogeneity*. Programme Evaluation for Policy Analysis Institute for Fiscal Studies. Michigan State University.

Unemployment and Subjective Well-Being: The Role of Unemployment Benefit in South Korea

실업과 행복: 실업급여의 효과

김성아(한국보건사회연구원 전문연구원)

Shun Wang(KDI 국제정책대학원, Associate Professor)

This study examines the comprehensive effects of unemployment on subjective well-being and the role of unemployment benefits as a public mediator. By examining exogenous entry to unemployment due to plant closure or layoff, it is found that there are negative spillover effects of unemployment on the life satisfaction of the unemployed and their spouses with noticeable gender differences. Unemployment benefit buffers the overall negative effects of unemployment, making it near-zero.

1. Motivation

Modern society conditions human beings to labor (Arendt, 1958)⁵⁷). Employment provides individuals not only the financial capability to maintain their daily lives but also social inclusion and shared humanity, allowing individuals to enjoy a satisfactory life. In other words, a transition to unemployment may block the unemployed from both pecuniary and honorary normality, in theory. An empirical study based on this theory about the harmful effects of exclusion from employment strengthens the argument to change policy design to mediate the negative events that occur in the course of human life.

There are two branches of explanation about the relationship between socioeconomic status and physical/psychological health: Social Causation and Health Selection. To be specific, the social causation hypothesis supports the idea that a person's socioeconomic status affects their health. The health selection hypothesis, meanwhile, argues that a person's health affects their socioeconomic status. When examining these two ideas, Bartley (1988) finds that the literature puts more emphasis on social causation, in that unemployment does more likely lead to more stress, than the health selection hypothesis. In empirical studies, social causation is also the preferred theory when researching those in the transition from adulthood to old age, whereas both social causation and health selection are equally important for those transitioning from childhood to adulthood (Hoffman et al., 2018; Hoffman

57) Hannah Arendt, a Jewish philosopher, 1906-1975, accounts for conditions for a human being as labor, work, and (political) action. Labor, which is inferior to work which allows someone to discover their self-identity as a unique and unexchangeable being, especially has become more highlighted in modern societies through industrialization for individuals to make a living [The Human Condition, 1958]

et al., 2019). These findings regarding the relationship between socioeconomic status and psychiatric disorders are consistent in different socioeconomic contexts, for example, Oslo in the 1980-1990s (Johnson, et al., 1999), Germany (Krug & Eberl, 2018), and the U.S. (Stewart et al., 2013).

Focusing on the social causation hypothesis, a number of studies have accumulated that argue for the effects of unemployment on individual subjective well-being (SWB), as outcome values of experienced utility (Kahneman & Krueger, 2006) or as the average welfare of an individual employee (Aghion et al., 2016). The first group of studies examines the effects of poor quality of individual employment on SWB. These studies show that non-standard employment (Quesnel-Vallée et al., 2010; Winkler et al., 2018), workforce reduction (Patel et al., 2018; Reichert & Tauchmann, 2017), job insecurity (Burgard et al., 2009; Dawson, et al., 2015; De-Witte, 1999; Emberland & Rundmo, 2010; Emerson et al., 2018; Kim et al., 2012; László et al., 2010; Moscone et al., 2016; Reichert & Tauchmann, 2017) and economic insecurity (Fiori et al., 2016) reduce individual SWB or health. These studies imply that there may be negative effects of unemployment on individual experienced utility.

The second group of studies shows the direct effects of unemployment on SWB, examining the effects of gender differences and the national/regional unemployment rates. Being unemployed decreases individual SWB (Chadi & Hetschko, 2017; Carroll, 2007; Drydakis, 2015; Gerlach & Stephan, 1996; Kassenboehmer & Haisken-DeNew, 2009; Krug & Eberl, 2018; Shields & Price, 2005; Voßemer et al., 2018; Watson & Osberg, 2017; Winkelmann, 2009; Winkelmann & Winkelmann, 1998) and psychological health (Gebel & Voßchmitz, 2014; Paul & Moser, 2009; Tak et al., 2006). It also leads to more feelings of separation from society (Contini & Richiardi, 2012; Kunze & Suppa, 2017) and negative subjective well-being, such as unhappiness or mental distress (Clark & Oswald, 1994; Korpi, 1997; Helliwell & Huang, 2014). Even past unemployment experiences can have a negative impact on current life satisfaction (Clark et al., 2001; Knabe & Rätzl, 2011a; Moustერი et al., 2018) and a transition to employment improves mental health (Curnock et al., 2016). Unemployment may decrease wage, thereby harming economic security. It may also separate individuals from mainstream society.

There are studies showing that being unemployed has more of a negative impact on men than women (Artazcoz et al., 2004; Clark, Knabe & Rätzl, 2010; Knabe, Schöb & Weimann, 2016; Rudolf & Kang, 2014; van der Meer, 2014; Winkelmann & Winkelmann, 1995), on those with a higher education than those with a lower education (Clark & Oswald, 1994), and on those who are in their thirties (Clark & Oswald, 1994). This distorted effect pattern across socio-demographic characteristics is considered to be attributable to not only physical well-being but also social approval (Blanchflower & Oswald, 2004; van der Meer, 2014) or social norms for labor. Regarding contextual conditions for experiences of individual unemployment, the national unemployment rate reduces individual life satisfaction (Di Tella et al., 2001; Di Tella et al., 2003), whereas higher regional unemployment functions as a buffer against lower life satisfaction of the unemployed (Chadi, 2014; Clark & Oswald, 1994; Shield et al., 2009; Powdthavee, 2007).

The third group of studies investigates spillover effects of unemployment on family members of the unemployed, i.e. children and spouses. It is argued that being unemployed has negative impacts on

the outcomes of their children, including educational attainment (Arbeit, 2013; Rege, Telle & Votruba, 2011), health (Pieters & Rawlings, 2016), current happiness (Powdthavee & Vernoit, 2013) and life satisfaction in later life (Nikolova & Nikolaev, 2018). Nikolova & Ayhan (2018) prove that unemployment reduces the overall life satisfaction of not only the unemployed person but also their spouse by focusing on cohabiting partners in the German Socio-Economic Panel Study (GSEOP), 1991-2015. This finding is in line with Marcus (2013)'s study about the effects of unemployment on spousal mental health, while Luhmann et al. (2014)'s study about the harmful effects of unemployment showed that both individual and spousal life satisfaction was determined by spousal employment status.

In reality, some people may plan an employment trajectory in their life. If so, they may decide to quit their employment for voluntary reasons. It is also possible to predict subsequent unemployment even when the causes are exogenous (Hendren, 2017; McDonough et al., 2017). In this case, those who prepare for potential unemployment may budget for their future reduced income (Campbell et al., 2007) and adjust their behavior regarding consumption (Stephens, 2004) or searching for a new job (Dickerson & Green, 2012). If individuals about to become unemployed act according to this context, the effects of the experience may be vague, or determination may be endogenous.

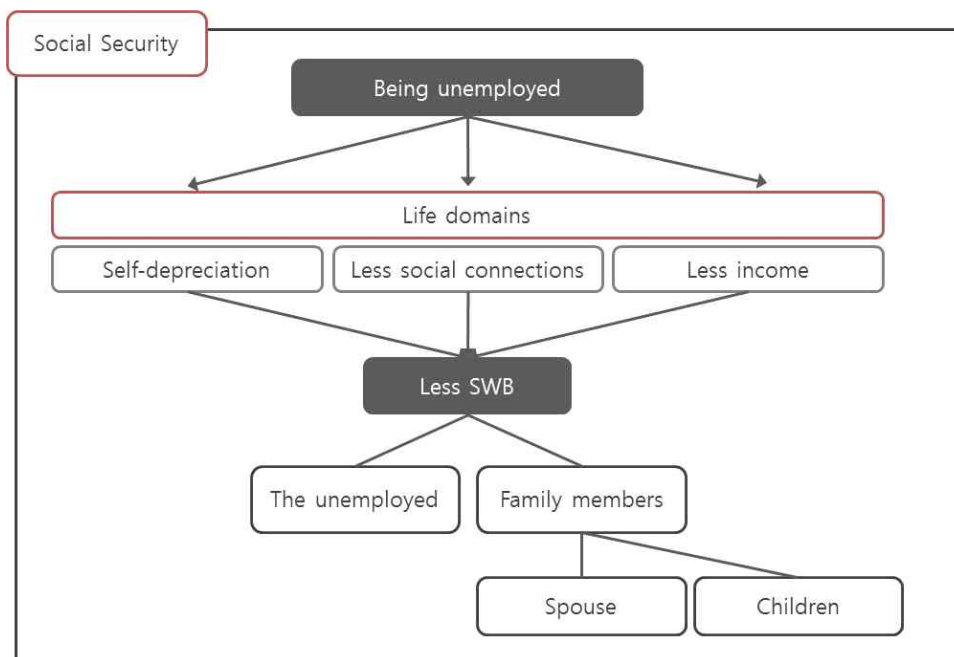
Based on the perspective of social causation, the literature discusses the universal fact that exclusion from employment decreases the SWB of relative figures, leading to a public mechanism for those unemployed and in need, Unemployment Benefit (UB). One of the more compelling findings in economics is the positive effects of UB on unemployment duration (Caliendo, Tatsiramos & Uhlendorff, 2013; Card, Johnston, Leung, Mas & Pei, 2015; Hunt, 1995; 2004; Lalive, van Ours & Zweimüller, 2006; 2011; Røed, Jensen & Thoursie, 2008; Røed & Westlie, 2012; Røed & Zhang, 2003; Schmieder, von Wachter & Bender, 2016; Tatsiramos, 2009). Beyond the traditional understanding, Nekoei & Weber (2017) show that UB conditions beneficiaries to seek higher-wage re-employment, while reducing average wage due to extended unemployment.

Finally, the last group of studies deals with the mediating effects of public policy and unemployment benefits (UB). Regarding SWB, Korpi (1997) claims that receiving UB makes the negative effects of unemployment smaller than without UB in Stockholm, Sweden, 1981-1985. Paul & Moser (2009) expand the scope of the data by utilizing 237 cross-sectional and 87 longitudinal studies to show the mediating effects of UB on mental health against unemployment using meta-analytic methods. Tefft (2011)'s analysis using online data of Google Insights for Search provides evidence that a higher unemployment rate of states in the U.S. increases the depression search index and unemployment insurance claims. Chadi (2014) argues that a social mechanism affects UB applications, claiming that a social norm for the unemployed may discourage individuals from applying for UB, mitigating the mediating role of UB in spite of less happiness due to unemployment. By focusing on a specific city or expanding the scope across the globe or online, and by highlighting the social mechanism against unemployment, these studies leave show a need for a public moderator against the effects of unemployment on individual SWB within a nation sharing social norms for work and

institutional conditions.

Figure 1 displays a comprehensive diagram of the unemployment effects on SWB based on the literature above. Being unemployed may affect multidimensional aspects of life, causing self-depreciation, broken social connections, and less, making overall satisfaction with life lower. This happens to the unemployed individual. Those around the unemployed person, for example, family members, are also not independent from the effects of unemployment, sharing daily lives and emotions. Since this whole process requires compensation to offset the non-pecuniary drop in SWB resulting from unemployment (Knabe & Rätzel , 2011b; Knabe, Schöb & Weimann, 2016; Winkelmann & Winkelmann, 1988), a social security program of the welfare state against the risk of unemployment is required, i.e. unemployment insurance in advanced countries.

Figure 1 Framework of unemployment and SWB



Based on the literature review and using the approach of social causation as the basic perspective, in order to extract the causality between unemployment and SWB, I need to deal with two issues in the methodology: The endogeneity of unemployment and unobservable heterogeneity of individuals. For the first issue, a group of studies overcome the issue of possible endogeneity of being unemployed by examining involuntary unemployment (Kuhn et al., 2009; Tak et al., 2006) or exogenous causes of entry into unemployment (Chadi & Hatschko, 2017; De-Witte, 1999; Drydakis, 2015; Kassenboehmer & Haisken-DeNew, 2009; Kuhn et al., 2009; Kunze & Suppa, 2017; Marcus, 2013; Mendolia, 2014; Schmitz, 2011; Paul & Moser, 2009; Voßemer et al., 2018), showing that a designed survey with a specific purpose of unemployment effects, or a relatively long panel study containing information of reasons for being unemployed, makes the research possible. For the second issue, using a panel study also allows the study to control individual time-invariant characteristics (Carroll, 2007; Chadi & Hetschko, 2017; Clark, 2003; Clark et al., 2001; Clark et al., 2010; Drydakis, 2015; Gerlach &

Stephan, 1996; Hansen, 2005; Kassenboehmer & Haisken-DeNew, 2009; Knabe & Rätzel, 2011; Kunze & Suppa, 2017; Marcus, 2013; Mendolia, 2014; Nikolova & Ayhan, 2018; Rudolf & Kang, 2014; Schmitz, 2011; Winkelmann & Winkelmann, 1995; 1988).

As a relatively longer panel data sample in Korea, the KoWePS conducted by the Korea Institute for Health and Social Affairs covers 2006-2017, providing detailed information not only of employment status but also individual and household information. This fact enables us to take the approach of using exogenous causes of entry into unemployment to examine the direct and indirect effects of unemployment on individual SWB and to control for individual unobservable traits, considering gender differences.

In accordance with what was reviewed before, this study about the effects of unemployment on individual SWB increases the attention on the role of unemployment benefit (UB). UB is a social security program to buffer the negative impact of unemployment. The purpose behind the policy is not only providing them with additional income but making them feel connected with society. In Korea, Employment Insurance covers unemployment benefit, maternity leave, and vocational education.

Eligibility of Employment Insurance is endowed to an employee who has contributed to the Employment Insurance at least for 180 working days and with an active job search. A condition of involuntary unemployment, e.g. contract expiration or layoff, is also required. Unemployment Benefit is provided to the unemployed who meet all three eligibilities simultaneously, i.e., minimum contribution through employment, active job search efforts, and involuntary unemployment condition. Regarding the amount of unemployment benefit, the upper limit of benefits in 2018 is KRW 60,000 per day and KRW 50,000 per day in April of 2017, KRW 46,584 per day in between January to March, KRW 43,416 per day in 2016, 43,000 per day in 2015 KRW. The lower limit of benefits is 90% of the minimum income of the year of becoming unemployed multiplied by 8 hours a day.

Table 1 Maximum duration of Unemployment Benefits in Korea, 2017

Age	Minimum Period for Contribution to the Employment Insurance				
	Less than 1 year	Between 1 and 3 years	Between 3 and 5 years	Between 5 and 10 years	More than 10 years
Under 30	90 days	90 days	120 days	150 days	180 days
Aged 30-50	90 days	120 days	150 days	180 days	210 days
Above 50 or the handicapped	90 days	150 days	180 days	210 days	240 days

Using the KoWePS, this study aims to examine the comprehensive effects of unemployment on SWB and the role of unemployment benefit as a public moderator, providing a private buffer for household, spousal and individual employment status against individual and spousal exogenous unemployment (Knabe et al., 2016; Luhmann et al., 2014). In an effort to find causality by utilizing exogenous entry into unemployment due to plant closure or layoff (Chadi & Hatschko, 2017; De-Witte, 1999; Drydakis, 2015; Kassenboehmer & Haisken-DeNew, 2009; Kuhn et al., 2009; Kunze & Suppa, 2017; Marcus, 2013; Mendolia, 2014; Schmitz, 2011; Paul & Moser, 2009; Voßemer et al., 2018), I also investigate the spillover effects of unemployment on the spouses of the unemployed by using different

estimation techniques and search for the possible reason behind this.

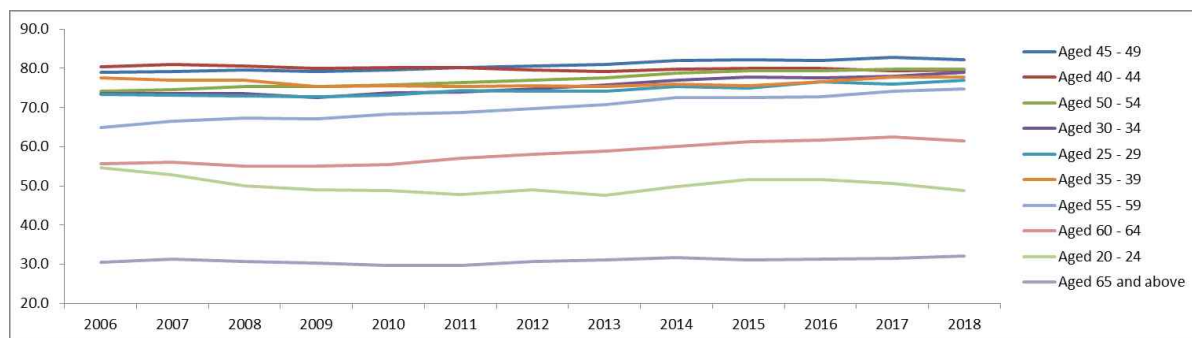
2. Data

The main source of data is the KoWePS constructed by the Korea Institute for Health and Social Affairs (hereafter KIHASA). As a Korean government-financed research institute, the KIHASA has a specialty in welfare policies, covering social assistance, social insurance, and social service⁵⁸). The KoWePS, covering 2006 to 2017, is a nationally representative longitudinal survey of households in Korea. It uses stratified double sampling. In phase 1, it took a sample of 517 enumeration districts from 90% of the 2005 Census, covering 16 provinces. In phase 2, it extracted approximately 3,500 general and 3,500 low-income families from the previous survey, giving a total of 7,072 households in 2006, with 4,560 households being kept for the sample in 2017.

The data is comprised of retrospective information of employment status, the experience of unemployment, unemployment benefit and household characteristics, while the KoWePS also collects current measurements of subjective well-being, including life satisfaction.

In order to focus on the effect of exogenous unemployment, the analysis sample is restricted to those aged 25-55, as this is considered as the labor force population between the lower limit and upper limit of active age cutoffs. In Korea, the employment rate of those aged 24 and below and 55 and above are relatively lower than that of those aged 25-55 (Figure 2).

Figure 2 Employment rate across age groups, 2006-2018



Source: Statistics Korea extracted from http://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_1DA7002S&conn_path=I3 on 19.03.2019

The analysis sample data excludes those who are self-employed and those who are out of employment in the last month of the year. Data is restricted to a treatment group of individuals who experience exogenous unemployment due to workplace closure, layoff or other exogenous factors (time $t-1$), excluding voluntarily unemployed individuals (time $t-1$). The control group includes those who do not experience exogenous unemployment (time $t-1$). After the data restriction, the KoWePS holds an unbalanced sample (individuals and spouses of exogenous unemployment) of 64,707 (684, 474).

Table 2 presents summary statistics of variables. As the main outcome indicator of subjective well-being, life satisfaction based on a relatively robust evaluation is used in that happiness is an

58) For further information, see the homepage of KIHASA (<https://www.kihasa.re.kr/english/main.do>).

emotional indicator which is susceptible to immediate events (Kahneman & Deaton, 2010). The KoWePS provides life satisfaction measured using a 0-5 scale with a question of “Considering overall aspects of life, how satisfied are you with your life?” In this measurement 1, 2, 3, 4, and 5 indicate ‘very dissatisfied’, ‘dissatisfied’, ‘neutral’, ‘somewhat satisfied, and ‘very satisfied’, respectively. Life satisfaction of the unemployed and spouse of the unemployed are lower than that of the total sample in the KoWePS (Figure 3).

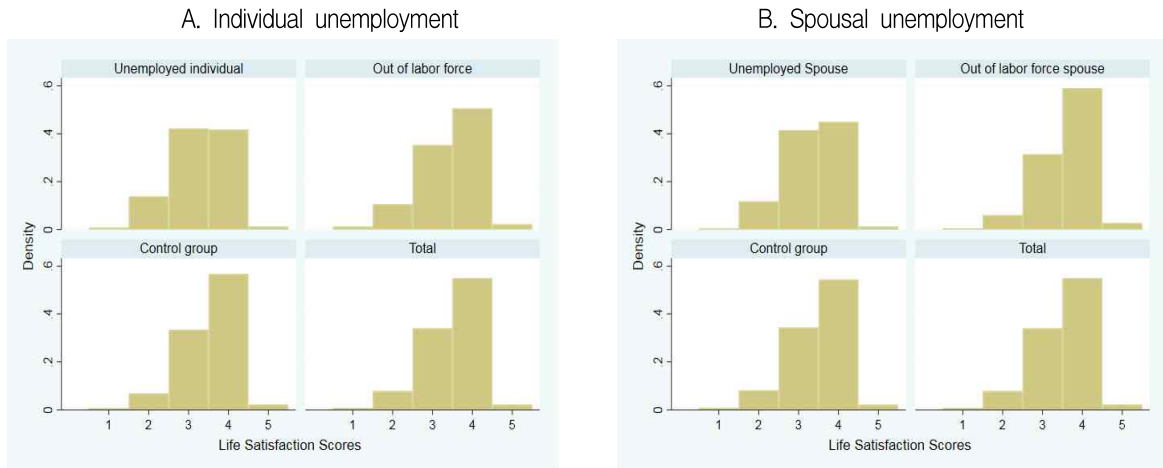
Table 2 Summary statistics

Variables		Mean	S.D.	Min.	Max.
Life satisfaction	of full analysis sample	3.5	0.71	1	5
Exogenous unemployment	of the unemployed	0.0106	0.1023	0	1
	of spouse of the unemployed	0.0073	0.0853	0	1
Unemployment benefit	of the unemployed	0.0019	0.0436	0	1
	of spouse of the unemployed	0.0015	0.0383	0	1
Out of labor force	of the individual	0.25	0.43	0	1
	of spouse	0.15	0.36	0	1
Dummy for Female	(ref.=male)	0.51	0.5	0	1
Age		40.83	8.45	25	55
Dummy for having spouse		0.69	0.46	0	1
No. of visits to doctor		7.86	17.06	0	911
No. of children		0.88	0.98	0	5
Education	Middle School and below	0.13	0.34	0	1
	High School	0.41	0.49	0	1
	College	0.15	0.36	0	1
	University and above	0.31	0.46	0	1
Financial asset (KRW 10000)		4210.61	8082.36	0	501400
Home ownership		0.56	0.5	0	1

Key variables, here, are unemployment caused by exogenous factors, such as workplace closure, layoff or other reasons. Excluding voluntary unemployment, exogenous unemployment accounts about 1% of the total sample of the KoWePS in table 2. This study accounts for gender, age, age squared and divided by 100, having a spouse, the yearly number of visits to the doctor, the number of children, and home ownership. In order to avoid endogeneity of income due to the fact of unemployment, financial assets compared to wage is also accounted for (Nikolova & Ayhan, 2018). Since the analysis ranges from 0, I add 1 to all observations and take a natural log for the number of visits to the doctor and for financial assets. The effects of control variables on life satisfaction are presented in table A1 and A2 in the appendix.

Figure 3 shows the distribution of the life satisfaction scores of those who experienced individual and spousal unemployment due to exogenous reasons (the treatment group) and others (out of labor force, and the rest of the sample) in the dataset. There is a higher tendency of choosing a relatively lower score of 2 or 3 for the life satisfaction question if respondents experienced individual or spousal exogenous unemployment compared to the tendency of choosing a relatively higher score of 4 in the same question if they are out of the labor force or none of those.

Figure 3 Distribution of life satisfaction score



Note: 1 indicates “completely dissatisfied” and 5 indicates “totally satisfied” for the life satisfaction question of ‘how satisfied are you with your overall life?’.

3. Model

The basic model to examine the effects of being unemployed due to exogenous reasons on the subjective well-being of family members is based on pooled OLS with fixed-effects as below:

$$(1) Y_{irt} = \beta_0 + \beta_1 U_{irt} + \beta_2 OLF_{irt} + \beta_3 X_{irt} + \alpha_i + \nu_t + v_r + \rho_{rt} + \epsilon_{irt}$$

Y_{irt} is the outcome of interests, the life satisfaction of an individual i in region r in year t as an indicator of subjective well-being in the survey date. U_{irt} is a binary variable for exogenous unemployment, such as workplace closure, layoff, or for other exogenous reasons, and OLF_{irt} is another binary variable for being out of the labor force, excluding those in the employment control group. X_{irt} is a vector of individual characteristics, including female (ref: male), age, age squared (divided by 100), dummies of education level, proxy of physical health, number of children, the economic level of household measured by financial assets (Nikolova & Ayhan, 2018) and dummy of home ownership as in table 2. β_1 is the coefficient of interest, which is expected to be negative if being unemployed harms the subjective well-being of the unemployed and her spouse. α_i is the fixed effects of individual time-invariant traits, ν_t is the yearly fixed effects of global shocks common to all regions in each year, v_r is the regional fixed effects of unchanging local influences on life satisfaction within regions and ρ_{rt} is individual error terms. As Di Tella et al. (2003) do, region-specific yearly trends in ρ_{rt} are also considered along with yearly regional fixed effects.

To examine the mediating effects of the social security system, Unemployment Benefit (UB), additional models considering spillover effects to spouses with superscript will be considered as below:

$$(2) Y_{irt} = \beta_0 + \beta_1 U_{irt} + \beta_2 OLF_{irt} + \beta_3 U_{irt} * UB_{irt} + \beta_4 EMP_{irt}^s + \beta_5 X_{irt} + \alpha_i + \nu_t + \nu_r + \rho_{rt} + \epsilon_{irt}$$

$$(3) Y_{irt} = \beta_0 + \beta_1 U_{irt}^s + \beta_2 OLF_{irt}^s + \beta_3 U_{irt}^s * UB_{irt}^s + \beta_4 EMP_{irt} + \beta_5 X_{irt} + \alpha_i + \nu_t + \nu_r + \rho_{rt} + \epsilon_{irt}$$

In this case, UB_{irt} and UB_{irt}^s are binary indicators of benefiting from the Unemployment Benefit by the unemployed and his spouse, respectively. Thus, in this model, β_3 of each equation is the coefficient of interest for the mediating effects of social security against exogenous unemployment, which is expected to be positive. In the equations above, indicators of spousal and individual employment status are also considered as U_{irt} and U_{irt}^s , which are possible informal mediators within the household (Jacob & Kleinert, 2014; Hendren, 2017).

4. Results

The main results of this study are presented in Table 3. Results from the individual fixed-effects model (FE), controlling for individual observable and unobservable traits, private mediating mechanisms, regional fixed effects, yearly fixed effects, and region-specific yearly trends, are in columns (1) to (6). Statistics estimated by OLS, are in the column (7) to (12). As direct and indirect effects of exogenous unemployment are examined, effects of individual unemployment are presented in panel A and those of spousal unemployment in panel B, controlling for spousal employment status and individual employment status, respectively. For each methodology, the first and second columns contain results of the full sample. Third and fourth columns deliver the results of the male subsample; leaving results of the female subsample in the fifth and sixth columns. Effects of individual factors are in tables A1 and A2 in the appendix. Results controlling for disposable household income instead of financial assets, consistent with the main results, are presented in Appendix A3.

Results tell us that exogenous unemployment, a social risk of interest in this study, shows negative effects on individual life satisfaction, a proxy for subjective well-being. Negative signs of coefficients are consistent across all models. In column (2) of panel A and B, for example, 1 standard deviation of exogenous unemployment causes a 0.067 standard deviation of individual life satisfaction and a 0.1 standard deviation of spousal life satisfaction. This result implies that exogenous unemployment statistically harms individual subjective well-being in direct and indirect ways and the spillover effects are in line with the previous literature reviewed in section 1.

Other forms of work deprivation and coefficients of individuals out of the labor force also imply negative effects on life satisfaction, while showing different patterns across household and gender. Looking at the full sample results in columns (1), (2), (7) and (8), being out of the labor force has statistically significant and negative impacts on individual life satisfaction in panel A, and spousal employment status of being out of the labor force has insignificant impacts in panel B. For males, being out of labor has negative effects on individual life satisfaction of 0.1% of the significance level in both FE and OLS models. Coefficients of having a spouse out of the labor force are not different from zero for the same male sample in panel B. For females, however, coefficients of being out of the

labor force are negative and statistically significant in OLS but not different from zero in individual fixed effects models. Coefficients of having a spouse out of the labor force in the female sample show negative impacts on individual life satisfaction at 5% of the significance level for FE and at 0.1% of the significance level for OLS. This pattern of effects of being or having a spouse out of the labor force is reasonable when considering previous studies of gender differences in effects of unemployment on individual subjective well-being. Thus, employment deprivation impacts are stronger and more negative to males than to females.

Effects of interactions between exogenous unemployment and receiving unemployment benefit (UB), the social security mechanism for unemployment, are presented in columns of even numbers. Coefficients are positive across models and statistically significant, especially for the full sample and female subsample. A fact to note is that the size of unemployment coefficients becomes bigger when adding the interaction between unemployment and UB. 1 standard deviation change causes an increase of 0.12 standard deviation of individual life satisfaction in FE and 0.05 standard deviation of spousal life satisfaction. This implies that life satisfaction of unemployed individuals and of individuals having unemployed spouses can be increased if benefiting from UB as a social buffer system against an exogenous social risk in modern society.

Table 4 contains gross effects (+ from equation 2 and 3) of exogenous unemployment (from equation 2 and 3) and benefiting from UB (from equation 2 and 3). Panel A includes the effects of individual unemployment and panel B includes those of spousal unemployment. In most models, except for the male sample of panel A, exogenous unemployment of individuals and of the spouse has negative and statistically significant effects on individual life satisfaction and benefiting from UB has positive effects. Comparing gross effects of those without UB in the right 3 columns which are negative in the female sample of panel A, the total and female samples of panel B, gross effects of those with UB in the left 3 columns are not statistically different from zero. In other words, benefiting from UB causes gross effects on the exogenous unemployment near-zero effects, meaning UB effectively buffers the target social risk unemployment.

Table 3 The role of unemployment benefits on the life satisfaction effects of unemployment, KoWePS, 2006–2017

	Individual Fixed-Effects						OLS					
	Full sample		Male	Female		Full sample		Male	Female			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Panel A. Individual unemployment												
Exogenous unemployment	-0.041 (0.026)	-0.068* (0.029)	-0.020 (0.033)	-0.036 (0.037)	-0.071+ (0.043)	-0.113* (0.046)	-0.132*** (0.029)	-0.165*** (0.027)	-0.136** (0.031)	-0.161*** (0.031)	-0.119+ (0.058)	-0.170* (0.055)
Out of labor force	-0.021* (0.010)	-0.020* (0.010)	-0.075*** (0.019)	-0.074*** (0.019)	0.004 (0.011)	0.004 (0.011)	-0.101*** (0.010)	-0.100*** (0.010)	-0.275*** (0.014)	-0.274*** (0.014)	-0.029* (0.010)	-0.029* (0.010)
Exogenous unemployment *		0.144* (0.067)		0.081 (0.084)		0.246* (0.111)		0.185*** (0.041)		0.129+ (0.060)		0.293*** (0.062)
Individual Controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Spousal employment status	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Individual fixed effects	Y	Y	Y	Y	Y	Y	N	N	N	N	N	N
Regional FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Yearly FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Region-specific year trends	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	64704	64704	31463	31463	33241	33241	64704	64704	31463	31463	33241	33241
Adj. R ²	0.044	0.044	0.041	0.041	0.049	0.049	0.209	0.209	0.221	0.221	0.211	0.211

Table 3 The role of unemployment benefits on the life satisfaction effects of unemployment, KoWePS, 2006–2017 (Cont'd)

	Individual Fixed-Effects						OLS					
	Full sample		Male		Female		Full sample		Male		Female	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Panel B. Spousal unemployment												
Exogenous unemployment	-0.073*	-0.101**	-0.078	-0.115*	-0.069+	-0.092*	-0.130**	-0.163**	-0.116+	-0.158*	-0.128*	-0.157**
	(0.029)	(0.032)	(0.048)	(0.054)	(0.036)	(0.039)	(0.035)	(0.038)	(0.058)	(0.068)	(0.044)	(0.047)
Out of labor force	-0.018	-0.018	-0.015	-0.015	-0.078*	-0.077*	0.001	0.001	0.022	0.022	-0.202***	-0.199***
	(0.012)	(0.012)	(0.013)	(0.014)	(0.031)	(0.031)	(0.010)	(0.010)	(0.015)	(0.015)	(0.026)	(0.026)
Exogenous unemployment *		0.133*		0.201+		0.107		0.164**		0.231**		0.132*
Unemployment Benefit		(0.067)		(0.121)		(0.081)		(0.047)		(0.074)		(0.046)
Individual Controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Individual employment status	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Individual fixed effects	Y	Y	Y	Y	Y	Y	N	N	N	N	N	N
Regional FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Yearly FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Region-specific year trends	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	64705	64705	31462	31462	33243	33243	64705	64705	31462	31462	33243	33243
Adj. R ²	0.047	0.047	0.047	0.047	0.048	0.048	0.220	0.220	0.245	0.245	0.208	0.208

Note: For the individual fixed-effects model, cluster standard errors within individuals in parentheses. For OLS, cluster standard errors within regions, Seoul, Busan, Daegu, Incheon, Daejeon, Ulsan, Gwangju, Gyunggi, Gangwon and Chung-buk, Chung-nam, Gyung-buk, Gyung-nam, Jeonra-do and Jeju in parentheses. Individual controls contain indicators in table A1. +p <0.1 *p <0.5 **p <0.01 ***p <0.001

Table 4 Gross effects of unemployment and unemployment benefits, individual fixed-effects model

Panel A. Individual Unemployment	With Unemployment Benefit			Without Unemployment Benefit		
	Total	Male	Female	Total	Male	Female
Exogenous unemployment (β_1)	-	0	-	0	0	-
Unemployment Benefit (β_3)	+	0	+	n/a	n/a	n/a
Gross Effects ($\beta_1+\beta_3$)	0	0	0	0	0	-

Panel B. Spousal Unemployment	With Unemployment Benefit			Without Unemployment Benefit		
	Total	Male	Female	Total	Male	Female
Exogenous unemployment (β_1)	-	-	-	-	0	-
Unemployment Benefit (β_3)	+	+	0	n/a	n/a	n/a
Gross Effects ($\beta_1+\beta_3$)	0	0	0	-	0	-

Note: In the table, '+' and '-' indicate the effect of exogenous unemployment, unemployment benefit, and the gross effect on the life satisfaction score is positive or negative, respectively. '0' means that the gross effects are not different from 0 and 'n/a' means not applicable. To estimate the gross effects of being unemployed due to exogenous reasons and benefitting from unemployment insurance, command of `lincom` in Stata is used

5. Robustness checks

The robustness checks of the results will be explained in this section. For the first robustness check, ordered probit is used. OLS, with or without individual fixed effects, is the main model used in this study (Ferrer-i-Carbonell & Frijters, 2004), however, there is still a need to test the ordinality of the dependent variables in life satisfaction-measured 1-5 scales. For the second robustness check, Propensity-score Matching (PSM) is utilized to ensure the balance between groups. Using predetermined characteristics, age, gender, education level and region of residence, I try to balance between groups with exogenous unemployment and others. The propensity-score of each group is calculated and their weights calculated based on the kernel function allocated to each observation, thereby making groups balanced.

In table 5, columns (1) to (6) present results of the ordered probit and columns (7) to (12) show those of the PSM. As in table 3, each panel A and B contains the effects of individual unemployment and spousal unemployment. For each methodology, the first and second columns include the results using the full sample, the third and fourth columns have the results of male subsample, and the last two columns comprise the results of the female subsample. All models deliver the effects of exogenous unemployment and of being/having spouses out of the labor force and the effects of UB in columns with an even number. The overall results, that unemployment and being out of the labor force have negative effects and benefiting from UB has positive effects on life satisfaction, are consistent with the main results in table 3.

Table 5 Robustness checks on the role of unemployment benefit, KoWePS, 2006-2017

	Ordered Logit						PSM					
	Full sample		Male		Female		Full sample		Male		Female	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Panel A. Individual unemployment												
Exogenous unemployment	0.656*** (0.049)	0.598*** (0.038)	0.636*** (0.056)	0.593*** (0.052)	0.702* (0.112)	0.607** (0.091)	-0.099 (0.078)	-0.162+ (0.075)	-0.018 (0.031)	-0.044 (0.032)	-0.262* (0.095)	-0.436** (0.101)
Out of labor force	0.738*** (0.024)	0.739*** (0.025)	0.465*** (0.018)	0.467*** (0.018)	0.906** (0.032)	0.907** (0.032)	-0.112 (0.221)	-0.226 (0.218)	0.362+ (0.173)	0.303+ (0.163)	-0.494** (0.132)	-0.763*** (0.140)
Exogenous unemployment * Unemployment Benefit		1.695** (0.295)		1.456+ (0.316)		2.343** (0.629)		0.179*** (0.032)		0.082 (0.068)		0.417*** (0.064)
Individual Controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Spousal employment status	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Regional FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Yearly FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Region-specific year trends	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	64704	64704	31463	31463	33241	33241	64704	64704	31463	31463	33241	33241
Pseudo/Adj. R ²	0.110	0.110	0.115	0.115	0.115	0.115	0.258	0.266	0.310	0.312	0.349	0.381
Panel B. Spousal unemployment												
Exogenous unemployment	0.644*** (0.070)	0.585*** (0.068)	0.697* (0.123)	0.616* (0.125)	0.635** (0.090)	0.584*** (0.088)	-0.084+ (0.041)	-0.109* (0.043)	-0.081 (0.072)	-0.146+ (0.078)	-0.098+ (0.049)	-0.112+ (0.054)
Out of labor force	0.985 (0.036)	0.987 (0.036)	1.063 (0.055)	1.064 (0.055)	0.543*** (0.039)	0.548*** (0.040)	0.033 (0.045)	0.033 (0.047)	0.006 (0.031)	0.013 (0.033)	-0.165* (0.059)	-0.167* (0.059)
Exogenous unemployment * Unemployment Benefit		1.611** (0.250)		1.986* (0.540)		1.475** (0.214)		0.116** (0.029)		0.350*** (0.079)		0.063 (0.038)
Individual Controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Individual employment status	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Regional FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Yearly FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Region-specific year trends	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	64704	64704	31463	31463	33241	33241	64705	64705	31462	31462	33243	33243
Pseudo/Adj. R ²	0.110	0.110	0.115	0.115	0.115	0.115	0.307	0.311	0.570	0.594	0.284	0.285

Note: In columns 1-6, odds ratio are presented and pseudo R². In all columns, cluster standard errors within regions, Seoul, Busan, Daegu, Incheon, Daejeon, Ulsan, Gwangju, Gyunggi, Gangwon and Chung-buk, Chung-nam, Gyung-buk, Gyung-nam, Jeonra-do and Jeju in parentheses. Individual controls contain indicators in table A1. +p <0.1 *p <0.5 **p <0.01 ***p <0.001

6. Possible Explanations

Recalling the relatively higher tendency of the individual and spousal unemployed choosing 2 and lower than that of choosing 4 or higher in the life satisfaction question in figure 3, life satisfaction intensity may provide possible explanations for the near-zero effects of benefiting from UB when unemployed due to exogenous reasons. Out of the 5 scores of the life satisfaction question, 1, 2, 3, 4, and 5 indicate ‘very dissatisfied’, ‘dissatisfied’, ‘neutral’, ‘satisfied’, and ‘very satisfied’, respectively. Using equations below allows for recalculating life satisfaction scores to find two hidden variables, happiness and unhappiness.

$$hap_{irt} = \begin{cases} 1 & \text{if } ls_{irt} \geq 4 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}, \text{ and } unhap_{irt} = \begin{cases} 1 & \text{if } ls_{irt} \leq 2 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

As a hidden variable, happiness () is equal to 1 if an individual in region in year chooses 4 or 5 in the question and 0 otherwise. As another hidden variable, unhappiness () is equal to 1 if an individual chooses 1 or 2 in the same question and 0 otherwise.

Using the two hidden variables, happiness and unhappiness, the results in table 6 shows that the benefit from unemployment insurance mediates the effects of exogenous unemployment on both happiness and unhappiness, especially for females. Since the outcome variable is binary, logit regression is used in table 7. Employment deprivation mechanisms, exogenous unemployment and being out of the labor force have negative effects on individual happiness and positive effects on unhappiness. Effects of interaction with UB on the happiness of female individuals (column (6) in panel A) and full samples of those having spousal unemployed (column (2) in panel B) are significant at a level of 5%. Effects of the interactions on the unhappiness of individuals unemployed in the full sample (column (8) in panel A) and in the subsample of female (column (12) in panel A), however, shows the more effective role of a mediator at 1% and 0.1% of the significance level.

Results from the logit regression allow for seeing the marginal effects of exogenous unemployment and UB presented in table 8. Remaining in exogenous unemployment affects negatively (A) against happiness and unhappiness, while the effects of UB are not different from zero (B). One exception is the effects of UB in the female sample regarding the influence of spousal unemployment on unhappiness, which means if one spouse is unemployed with exogenous reasons, receiving UB decreases the probability of choosing an unhappiness score in the life satisfaction question. What is noticeable here is the gross effects of being unemployed and receiving UB are near-zero. This hints that UB, the social security mechanism, alleviates the risk caused by unemployment. Moreover, it is an effective policy scheme to save individuals from the misery caused by exogenous unemployment.

Table 6 Estimations with logit models on the effects of unemployment benefit on happiness and unhappiness, KoWePS, 2006-2017

	Happiness						Unhappiness					
	Full sample		Male		Female		Full sample		Male		Female	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Panel A. Individual unemployment												
Exogenous unemployment	-0.253*** (0.047)	-0.298*** (0.047)	-0.313*** (0.067)	-0.343*** (0.075)	-0.152+ (0.088)	-0.233** (0.081)	0.273*** (0.058)	0.325*** (0.068)	0.236** (0.079)	0.269** (0.095)	0.330** (0.112)	0.413*** (0.115)
Out of labor force	-0.165*** (0.022)	-0.165*** (0.022)	-0.434*** (0.023)	-0.434*** (0.023)	-0.056* (0.026)	-0.056* (0.026)	0.262*** (0.028)	0.263*** (0.028)	0.529*** (0.040)	0.530*** (0.040)	0.094*** (0.024)	0.094*** (0.024)
Exogenous unemployment *		0.244+ (0.131)		0.153 (0.163)		0.474* (0.203)		-0.368** (0.134)		-0.217 (0.205)		-0.643*** (0.147)
Unemployment Benefit												
Individual Controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Spousal employment status	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Region FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Yearly FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Region-specific year trends	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	64704	64704	31463	31463	33241	33241	64705	64705	31462	31462	33243	33243
Pseudo R ²	0.144	0.144	0.151	0.151	0.149	0.149	0.179	0.179	0.208	0.208	0.169	0.169

Table 6 Estimations with logit models on the effects of unemployment benefit on happiness and unhappiness, KoWePS, 2006–2017 (Cont'd)

	Happiness						Unhappiness					
	Full sample		Male		Female		Full sample		Male		Female	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Panel B. Spousal unemployment												
Exogenous unemployment	-0.265*** (0.064)	-0.320*** (0.076)	-0.153 (0.138)	-0.240 (0.173)	-0.296*** (0.088)	-0.337** (0.107)	0.246** (0.092)	0.306** (0.099)	0.309* (0.143)	0.341* (0.169)	0.186+ (0.099)	0.260* (0.113)
Out of labor force	-0.021 (0.025)	-0.021 (0.025)	0.024 (0.031)	0.024 (0.031)	-0.386*** (0.052)	-0.386*** (0.052)	0.026 (0.026)	0.027 (0.025)	-0.037 (0.038)	-0.037 (0.038)	0.372*** (0.042)	0.373*** (0.042)
Exogenous unemployment * Unemployment Benefit		0.277* (0.128)		0.496+ (0.255)		0.199 (0.123)		-0.392+ (0.232)		-0.222 (0.331)		-0.487 (0.348)
Individual Controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Individual employment status	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Regional FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Yearly FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Region-specific year trends	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	64705	64705	31462	31462	33243	33243	64705	64705	31462	31462	33243	33243
Pseudo R ²	0.152	0.152	0.167	0.167	0.148	0.148	0.179	0.179	0.208	0.208	0.169	0.169

Note: Cluster standard errors within regions, Seoul, Busan, Daegu, Incheon, Daejeon, Ulsan, Gwangju, Gyunggi, Gangwon and Chung-buk, Chung-nam, Gyung-buk, Gyung-nam, Jeonra-do and Jeju in parentheses. Individual controls contain indicators in table A1. +p <0.1 *p <0.5 **p <0.01 ***p <0.001

Table 7 Marginal effects of unemployment and unemployment benefit on happiness and unhappiness

	Happiness			Unhappiness		
	Without Unemployment Benefit (A)	With Unemployment Benefit (B)	Gross effects (A+B)	Without Unemployment Benefit (A)	With Unemployment Benefit (B)	Gross effects (A+B)
Panel A. Individual Unemployment						
Full sample	-0.120*** (0.018)	0.025 (0.043)	-0.036 (0.131)	0.046*** (0.012)	-0.021 (0.020)	-0.049 (0.090)
Male	-0.133*** (0.029)	0.039 (0.064)	-0.180 (0.148)	0.038* (0.016)	-0.019 (0.025)	0.021 (0.148)
Female	-0.098*** (0.031)	0.094 (0.064)	0.259 (0.236)	0.057* (0.023)	-0.031 (0.021)	-0.196 (0.191)
Panel B. Spousal Unemployment						
Full sample	-0.131*** (0.031)	0.040 (0.037)	-0.028 (0.090)	0.042* (0.017)	-0.030 (0.021)	-0.100 (0.218)
Male	-0.108 (0.067)	0.113 (0.078)	0.271 (0.207)	0.049 (0.031)	-0.008 (0.029)	0.102 (0.237)
Female	-0.135*** (0.044)	0.047 (0.048)	-0.120 (0.062)	0.034* (0.016)	-0.038* (0.018)	-0.218 (0.296)

Note: Individual traits, individual and spousal employment status are controlled for at means. +p <0.1 *p <0.5 **p <0.01 ***p <0.001

7. Conclusion

This study aims to examine the effects of unemployment and the mediating effects of UB on individual subjective well-being. To extract the effects of unemployment from a voluntary decision in KoWePS covering 2006-2017, exogenous unemployment due to plant closure, layoff or other uncontrolled reasons are used. Considering gender differences based on informal social norms about gender roles of a society (Clark, Knabe & Rätzel, 2010; Rudolf & Kang, 2014; van der Meer, 2014) and spillover effects of unemployment to spouses (Nikolova & Ayhan, 2018; Marcus, 2013; Luhmann et al., 2014), the sample for analysis is divided into two dimensions; first, individual unemployment and spousal unemployment, second, male and female subsamples. Variation in methodology using ordered probit and PSM identifies consistency in the main results of individual fixed-effect model and OLS. Last, the mediating effects of UB on happiness and unhappiness are dealt with as possible explanations.

In the same line as the literature review in section 1, exogenous unemployment, along with being out of the labor force as another mechanism depriving individuals of work, has negative impacts on individual life satisfaction and also has a spillover effect on spouses across gender. Being or having a spouse out of the labor force also has negative impacts on individual subjective well-being, especially for the male subsample. When examining the interaction between exogenous unemployment and UB, the coefficients show positive impacts. Since UB is a social insurance program levying employers on the potential social risk of unemployment, it grants legitimacy to the unemployed. Finally, the gross effects of exogenous unemployment and UB are not different from zero, implying that benefiting from UB results in near-zero direct and spillover effects with exogenous unemployment across gender. Therefore, UB in modern societies fully buffers the negative effects of unemployment.

Bibliography

- Aghion, P., Akcigit, U., Deaton, A., & Roulet, A. (2016). Creative Destruction and Subjective Well-Being. *American Economic Review*, 106(12), 3869-3897. doi: 10.1257/aer.20150338
- Arbeit, C. A. (2013). Is timing everything? Parental unemployment and children's educational attainment. *Minnesota Population Center Working Paper*. No.12. Minnesota Population Center.
- Arendt, H. (2013). *The human condition*. University of Chicago Press.
- Artazcoz, L., Benach, J., Borrell, C., & Cortes, I. (2004). Unemployment and Mental Health: Understanding the Interactions Among Gender, Family Roles, and Social Class. *American Journal of Public Health*, 94(1), 82-88. doi: 10.2105/AJPH.94.1.82
- Bartley, M. (1988). Unemployment and health: selection or causation - a false antithesis? *Sociology of Health & Illness*, 10(1), 41-67. doi: 10.1111/1467-9566.ep11340114
- Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. (2004). Well-being over time in Britain and the USA. *Journal of Public Economics*, 88(7-8), 1359-1386.
- Burgard, S. A., Brand, J. E., & House, J. S. (2009). Perceived job insecurity and worker health in the United States. *Social science & medicine*, 69(5), 777-785. doi: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.06.029>
- Caliendo, M., Tatsiramos, K., & Uhlendorff, A. (2013). Benefit Duration, Unemployment Duration and Job Matching Quality: A Regression-Discontinuity Approach. *Journal of Applied Econometrics*, 28(4), 604-627.
- Campbell, D., Carruth, A., Dickerson, A., & Green, F. (2007). Job Insecurity and Wages. *The Economic Journal*, 117(518), 544-566.
- Card, D., Johnston, A., Leung, P., Mas, A., & Pei, Z. (2015). The Effect of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment Insurance Receipt: New Evidence from a Regression Kink Design in Missouri, 2003-2013. *American Economic Review*, 105(5), 126-130. doi: 10.1257/aer.p20151061
- Carroll, N. (2007). Unemployment and Psychological Well-being. *Economic Record*, 83(262), 287-302. doi: 10.1111/j.1475-4932.2007.00415.x
- Chadi, A. (2014). Regional unemployment and norm-induced effects on life satisfaction. *Empirical Economics*, 46(3), 1111-1141.
- Chadi, A., & Hetschko, C. (2017). Income or leisure? On the hidden benefits of (un-) employment. *SOEPpapers* (Vol. 925-2017).
- Clark, Andrew E. (2003). Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data. *Journal of labor economics*, 21(2), 323-351. doi: 10.1086/345560

- Clark, A. E., Georgellis, Y., & Sanfey, P. (2001). Scarring: The Psychological Impact of Past Unemployment. *Economica*, 68(270), 221-241.
- Clark, A. E., & Oswald, A. J. (1994). Unhappiness and unemployment. *The Economic Journal*, 104(424), 648-659.
- Clark, A., Knabe, A., & Rätzl, S. (2010). Boon or bane? Others' unemployment, well-being and job insecurity. *Labour Economics*, 17(1), 52-61.
- Contini, D., & Richiardi, M. G. (2012). Reconsidering the effect of welfare stigma on unemployment. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 84(1), 229-244.
- Curnock, E., Leyland, A. H., & Popham, F. (2016). The impact on health of employment and welfare transitions for those receiving out-of-work disability benefits in the UK. *Social science & medicine*, 162, 1-10. doi: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.05.042>
- Dawson, C., Veliziotis, M., Pacheco, G., & Webber, D. J. (2015). Is temporary employment a cause or consequence of poor mental health? A panel data analysis. *Social science & medicine*, 134, 50-58. doi: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2015.04.001>
- De-Witte, H. (1999). Job insecurity and psychological well-being: Review of the literature and exploration of some unresolved issues. *European Journal of work and Organizational psychology*, 8(2), 155-177.
- Dickerson, A., & Green, F. (2012). Fears and realisations of employment insecurity. *Labour economics*, 19(2), 198-210. doi: <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2011.10.001>
- Di Tella, R., MacCulloch, R. J., & Oswald, A. J. (2001). Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness. *The American economic review*, 91(1), 335-341.
- Di Tella, R., MacCulloch, R. J., & Oswald, A. J. (2003). The Macroeconomics of Happiness. *The review of economics and statistics*, 85(4), 809-827.
- Drydakis, N. (2015). The effect of unemployment on self-reported health and mental health in Greece from 2008 to 2013: A longitudinal study before and during the financial crisis. *Social science & medicine*, 128, 43-51. doi: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.12.025>
- Emberland, J. S., & Rundmo, T. (2010). Implications of job insecurity perceptions and job insecurity responses for psychological well-being, turnover intentions and reported risk behavior. *Safety Science*, 48(4), 452-459. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ssci.2009.12.002>
- Emerson, E., Hatton, C., Robertson, J., & Baines, S. (2018). The association between non-standard employment, job insecurity and health among British adults with and without intellectual impairments: Cohort study. *Population Health*, 4, 197-205. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2018.02.003>
- Ferrer-i-Carbonell, A., & Frijters, P. (2004). How Important is Methodology for the estimates of the determinants of Happiness? *The Economic Journal*, 114(497), 641-659. doi: [10.1111/j.1468-0297.2004.00235.x](https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2004.00235.x)

- Fiori, F., Rinesi, F., Spizzichino, D., & Di Giorgio, G. (2016). Employment insecurity and mental health during the economic recession: An analysis of the young adult labour force in Italy. *Social science & medicine*, 153, 90-98. doi: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.02.010>
- Gebel, M., & Voßemer, J. (2014). The impact of employment transitions on health in Germany. A difference-in-differences propensity score matching approach. *Social science & medicine*, 108, 128-136.
- Gerlach, K., & Stephan, G. (1996). A paper on unhappiness and unemployment in Germany. *Economics Letters*, 52(3), 325-330. doi: [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(96\)00858-0](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(96)00858-0)
- Hansen, H.-T. (2005). Unemployment and Marital Dissolution: A Panel Data Study of Norway. *European sociological review*, 21(2), 135-148.
- Helliwell, J. F., & Huang, H. (2014). New measures of the costs of unemployment: Evidence from the subjective well being of 3.3 million Americans. *Economic Inquiry*, 52(4), 1485-1502.
- Hendren, N. (2017). Knowledge of Future Job Loss and Implications for Unemployment Insurance. *American Economic Review*, 107(7), 1778-1823. doi: doi: 10.1257/aer.20151655
- Hoffmann, R., Kröger, H., & Pakpahan, E. (2018). Pathways between socioeconomic status and health: Does health selection or social causation dominate in Europe? *Advances in Life Course Research*, 36, 23-36. doi: <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2018.02.002>
- Hoffmann, R., Kröger, H., & Geyer, S. (2019). Social Causation Versus Health Selection in the Life Course: Does Their Relative Importance Differ by Dimension of SES? *Social Indicators Research*, 141(3), 1341-1367. doi: 10.1007/s11205-018-1871-x
- Hunt, J. (1995). The Effect of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany. *Journal of labor economics*, 13(1), 88-120.
- Hunt, J. (2004). Convergence and Determinants of Non-Employment Durations in Eastern and Western Germany. *Journal of Population Economics*, 17(2), 249-266.
- Jacob, M., & Kleinert, C. (2014). Marriage, Gender, and Class: The Effects of Partner Resources on Unemployment Exit in Germany. *Social Forces*, 92(3), 839-871.
- Johnson, J. G., Cohen, P., Dohrenwend, B. P., Link, B. G., & Brook, J. S. (1999). A longitudinal investigation of social causation and social selection processes involved in the association between socioeconomic status and psychiatric disorders. *Journal of abnormal psychology*, 108(3), 490-499.
- Kahneman, D., & Krueger, A. B. (2006). Developments in the measurement of subjective well-being. *The journal of economic perspectives*, 20(1), 3-24.
- Kahneman, D. & A. Deaton, (2010) High income improves evaluation of life but not emotional well-being. *Proceedings of the national academy of sciences*. 107(38), 16489-16493.
- Kassenboehmer, S. C., & Haisken-DeNew, J. P. (2009). You're Fired! The Causal Negative Effect of

- Entry Unemployment on Life Satisfaction. *The Economic Journal*, 119(536), 448-462.
- Kim, I.-H., Muntaner, C., Vahid Shahidi, F., Vives, A., Vanroelen, C., & Benach, J. (2012). Welfare states, flexible employment, and health: A critical review. *Health Policy*, 104(2), 99-127. doi: <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2011.11.002>
- Knabe, A., & Rätzl, S. (2011a). Scarring or scaring? The psychological impact of past unemployment and future unemployment risk. *Economica*, 78(310), 283-293.
- Knabe, A., & Rätzl, S. (2011b). Quantifying the psychological costs of unemployment: the role of permanent income. *Applied Economics*, 43(21), 2751-2763.
- Knabe, A., Schöb, R., & Weimann, J. (2016). Partnership, Gender, and the Well-Being Cost of Unemployment. *Social Indicators Research*, 129(3), 1255-1275. doi: 10.1007/s11205-015-1167-3
- Korpi, T. (1997). Is utility related to employment status? Employment, unemployment, labor market policies and subjective well-being among Swedish youth. *Labour economics*, 4(2), 125-147.
- Krug, G., & Eberl, A. (2018). What explains the negative effect of unemployment on health? An analysis accounting for reverse causality. *Research in Social Stratification and Mobility*, 55, 25-39. doi: <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2018.03.001>
- Kuhn, A., Lalive, R., & Zweimüller, J. (2009). The public health costs of job loss. *Journal of health economics*, 28(6), 1099-1115. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2009.09.004>
- Kunze, L., & Suppa, N. (2017). Bowling alone or bowling at all? The effect of unemployment on social participation. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 133, 213-235. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2016.11.012>
- Lalive, R., van Ours, J. C., & Zweimüller, J. (2006). How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment. *The Review of Economic Studies*, 73(4), 1009-1038.
- Lalive, R., van Ours, J. C., & Zweimüller, J. (2011). Equilibrium unemployment and the duration of unemployment benefits. *Journal of Population Economics*, 24(4), 1385-1409.
- László, K. D., Pikhart, H., Kopp, M. S., Bobak, M., Pajak, A., Malyutina, S., . . . Marmot, M. (2010). Job insecurity and health: A study of 16 European countries. *Social science & medicine*, 70(6), 867-874. doi: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.11.022>
- Luhmann, M., Weiss, P., Hosoya, G., & Eid, M. (2014). Honey, I got fired! A longitudinal dyadic analysis of the effect of unemployment on life satisfaction in couples. *Journal of personality and social psychology*, 107(1), 163.
- Marcus, J. (2013). The effect of unemployment on the mental health of spouses - Evidence from plant closures in Germany. *Journal of health economics*, 32(3), 546-558.
- McDonough, P., Worts, D., Corna, L. M., McMunn, A., & Sacker, A. (2017). Later-life employment trajectories and health. *Advances in Life Course Research*, 34, 22-33. doi: <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2017.09.002>

- Mendolia, S. (2014). The impact of husband's job loss on partners' mental health. *Review of Economics of the Household*, 12(2), 277-294.
- Moscone, F., Tosetti, E., & Vittadini, G. (2016). The impact of precarious employment on mental health: The case of Italy. *Social science & medicine*, 158, 86-95. doi: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.03.008>
- Mousteri, V., Daly, M., & Delaney, L. (2018). The scarring effect of unemployment on psychological well-being across Europe. *Social Science Research*, 72, 146-169. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2018.01.007>
- Nekoei, A., & Weber, A. (2017). Does Extending Unemployment Benefits Improve Job Quality? *American Economic Review*, 107(2), 527-561. doi: 10.1257/aer.20150528
- Nikolova, M., & Nikolaev, B. N. (2018). Family matters: The effects of parental unemployment in early childhood and adolescence on subjective well-being later in life. *Journal of Economic Behavior & Organization*. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2018.05.005>
- Nikolova, M., & Ayhan, S. H. (2018). Your spouse is fired! How much do you care?. *Journal of Population Economics*, 1-46.
- Patel, P. C., Devaraj, S., Hicks, M. J., & Wornell, E. J. (2018). County-level job automation risk and health: Evidence from the United States. *Social science & medicine*, 202, 54-60. doi: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2018.02.025>
- Paul, K. I., & Moser, K. (2009). Unemployment impairs mental health: Meta-analyses. *Journal of Vocational Behavior*, 74(3), 264-282. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2009.01.001>
- Pieters, J., & Rawlings, S. (2016). Parental Unemployment and Child Health in China. *IZA Discussion Paper Series No.10021*. Institute for Labor Economics.
- Powdthavee, N. (2007). Are There Geographical Variations in the Psychological Cost of Unemployment in South Africa? *Social Indicators Research*, 80(3), 629-652. doi: 10.1007/s11205-006-0013-z
- Powdthavee, N., & Vernoit, J. (2013). Parental unemployment and children's happiness: A longitudinal study of young people's well-being in unemployed households. *Labour economics*, 24, 253-263.
- Quesnel-Vallée, A., DeHaney, S., & Ciampi, A. (2010). Temporary work and depressive symptoms: A propensity score analysis. *Social science & medicine*, 70(12), 1982-1987. doi: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2010.02.008>
- Rege, M., Telle, K., & Votruba, M. (2011). Parental job loss and children's school performance. *The Review of Economic Studies*, 78(4), 1462-1489.
- Reichert, A. R., & Tauchmann, H. (2017). Workforce reduction, subjective job insecurity, and mental health. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 133, 187-212. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2016.10.018>
- Røed, K., Jensen, P., & Thoursie, A. (2008). Unemployment Duration and Unemployment Insurance: A

- Comparative Analysis Based on Scandinavian Micro Data. *Oxford economic papers*, 60(2), 254-274.
- Røed, K., & Westlie, L. (2012). Unemployment Insurance in Welfare States: The Impacts of Soft Duration Constraints. *Journal of the European Economic Association*, 10(3), 518-554.
- Røed, K., & Zhang, T. (2003). Does Unemployment Compensation Affect Unemployment Duration? *The Economic Journal*, 113(484), 190-206.
- Rudolf & Kang (2014), Lags and Leads in Life Satisfaction in Korea: When Gender Matters, *Feminist Economics*, 21(1), 136-163.
- Schmieder, J. F., von Wachter, T., & Bender, S. (2016). The Effect of Unemployment Benefits and Nonemployment Durations on Wages. *American Economic Review*, 106(3), 739-777. doi: 10.1257/aer.20141566
- Schmitz, H. (2011). Why are the unemployed in worse health? The causal effect of unemployment on health. *Labour economics*, 18(1), 71-78. doi: <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2010.08.005>
- Shields, M. A., & Price, S. W. (2005). Exploring the Economic and Social Determinants of Psychological Well-Being and Perceived Social Support in England. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, 168(3), 513-537. doi: 10.1111/j.1467-985X.2005.00361.x
- Shields, M. A., Price, S. W., & Wooden, M. (2009). Life Satisfaction and the Economic and Social Characteristics of Neighbourhoods. *Journal of Population Economics*, 22(2), 421-443. doi: 10.1007/s00148-007-0146-7
- Stephens, M. (2004). Job Loss Expectations, Realizations, and Household Consumption Behavior. *The review of economics and statistics*, 86(1), 253-269. doi:10.1162/003465304323023796
- Stewart, W. F., Roy, J., & Lipton, R. B. (2013). Migraine prevalence, socioeconomic status, and social causation. *Neurology*, 81(11), 948-955. doi: 10.1212/WNL.0b013e3182a43b32
- Tak, J., T. Yoo, T. Han, S. Ahn, Y. Hahn, K. Shin, H. Yoon, H. Namgoong, & J. Jung. (2006). Differences in Mental Health and Job-search related Variables Between Voluntary and Involuntary Unemployed Individuals. *The Korean Journal of Health Psychology*, 11(1); 37-46.
- Tatsiramos, K. (2009). Unemployment Insurance in Europe: Unemployment Duration and Subsequent Employment Stability. *Journal of the European Economic Association*, 7(6), 1225-1260.
- Tefft, N. (2011). Insights on unemployment, unemployment insurance, and mental health. *Journal of health economics*, 30(2), 258-264. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2011.01.006>
- Van der Meer, P. H. (2014). Gender, unemployment and subjective well-being: Why being unemployed is worse for men than for women. *Social Indicators Research*, 115(1), 23-44.
- Voßemer, J., Gebel, M., Nizalova, O., & Nikolaieva, O. (2018). The effect of an early-career involuntary job loss on later life health in Europe. *Advances in Life Course Research*, 35, 69-76. doi: <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2018.01.001>
- Watson, B., & Osberg, L. (2017). Healing and/or breaking? The mental health implications of repeated

economic insecurity. *Social science & medicine* 188, 119-127. doi:
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2017.06.042>

Winkelmann, L., & Winkelmann, R. (1995). Happiness and unemployment: a panel data analysis for Germany. *Applied Economics Quarterly*, 41(4), 293-307.

Winkelmann, L., & Winkelmann, R. (1998). Why are the unemployed so unhappy? Evidence from panel data. *Economica*, 65(257), 1-15.

Winkelmann, R. (2009). Unemployment, Social Capital, and Subjective Well-Being. *Journal of Happiness Studies*, 10(4), 421-430. doi: 10.1007/s10902-008-9097-2

Winkler, M. R., Mason, S., Laska, M. N., Christoph, M. J., & Neumark-Sztainer, D. (2018). Does non-standard work mean non-standard health? Exploring links between non-standard work schedules, health behavior, and well-being. *Population Health*, 4, 135-143. doi:
<https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2017.12.003>

Appendix

Table A1 Effects of control variables on life satisfaction, KoWePS, individual fixed effect model, 2006–2017

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Full sample			Male			Female		
Age	0.014 (0.029)	0.011 (0.028)	-0.005 (0.026)	0.006 (0.029)	0.007 (0.030)	-0.025 (0.025)	0.116 (0.241)	0.117 (0.240)	0.116 (0.242)
Age squared(/100)	0.022** (0.008)	0.022** (0.008)	0.028*** (0.008)	0.026* (0.011)	0.026* (0.011)	0.042*** (0.011)	0.018+ (0.011)	0.022* (0.011)	0.020+ (0.011)
Having spouse	0.044** (0.017)		0.047** (0.017)	0.084*** (0.024)		0.075** (0.024)	0.009 (0.024)		0.013 (0.024)
Log of no. of visit to doctor	-0.023*** (0.003)	-0.023*** (0.003)	-0.023*** (0.003)	-0.025*** (0.004)	-0.025*** (0.004)	-0.025*** (0.004)	-0.020*** (0.004)	-0.020*** (0.004)	-0.020*** (0.004)
No. of children	-0.021*** (0.006)	-0.020*** (0.006)	-0.018** (0.006)	-0.015+ (0.009)	-0.015+ (0.009)	-0.010 (0.009)	-0.025** (0.008)	-0.025** (0.008)	-0.023** (0.008)
Log of financial asset	0.023*** (0.002)	0.023*** (0.002)	0.022*** (0.002)	0.025*** (0.002)	0.025*** (0.002)	0.024*** (0.002)	0.021*** (0.002)	0.020*** (0.002)	0.020*** (0.002)
Home ownership	0.018+ (0.009)	0.017+ (0.009)	0.019* (0.009)	0.024+ (0.014)	0.024+ (0.014)	0.027* (0.014)	0.012 (0.013)	0.011 (0.013)	0.013 (0.013)
Education (Ref. Middle school or below)									
High school	-0.105* (0.049)	-0.106* (0.049)	-0.112* (0.049)	-0.147+ (0.080)	-0.147+ (0.080)	-0.148+ (0.080)	-0.079 (0.061)	-0.079 (0.060)	-0.087 (0.061)
College	-0.139* (0.059)	-0.139* (0.059)	-0.144* (0.059)	-0.129 (0.092)	-0.130 (0.092)	-0.128 (0.093)	-0.160* (0.078)	-0.157* (0.077)	-0.166* (0.078)
University	-0.155* (0.061)	-0.153* (0.061)	-0.163** (0.061)	-0.170+ (0.098)	-0.169+ (0.098)	-0.173+ (0.099)	-0.152* (0.077)	-0.150* (0.076)	-0.158* (0.077)

Table A1 Effects of control variables on life satisfaction, KoWePS, individual fixed effect model, 2006–2017 (Cont'd)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Full sample			Male			Female		
Spousal employment status (Ref. No spouse)									
Regular employees		0.072*** (0.018)			0.082** (0.026)			0.056* (0.025)	
Temporary employees		0.028 (0.020)			0.087** (0.027)			-0.025 (0.029)	
Self-employed		0.051* (0.022)			0.128*** (0.033)			-0.008 (0.030)	
The unemployed		-0.040 (0.030)			0.053 (0.044)			-0.127** (0.041)	
Out of labor force		0.019 (0.019)			0.080** (0.025)			-0.093** (0.034)	
Individual employment status (Ref. Regular employees)									
Temporary employees			-0.073*** (0.011)			-0.090*** (0.016)			-0.056*** (0.014)
Self-employed			-0.047** (0.015)			-0.034+ (0.021)			-0.057* (0.023)
The unemployed			-0.220*** (0.019)			-0.271*** (0.026)			-0.165*** (0.028)
Out of labor force			-0.085*** (0.012)			-0.162*** (0.022)			-0.046** (0.015)
Individual FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Regional FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Yearly FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Region-specific year trends	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Constant	2.504* (1.021)	2.609** (0.995)	3.170*** (0.909)	2.693** (1.009)	2.676** (1.016)	3.671*** (0.840)	-1.054 (8.581)	-1.132 (8.561)	-1.030 (8.613)
Observations	64706	64704	64705	31463	31463	31462	33243	33241	33243
adj. R-sq	0.047	0.047	0.050	0.044	0.044	0.050	0.050	0.052	0.052

Note: Robust standard errors in parentheses. To avoid collinearity between having spouse and spousal employment status, dummy for having spouse is excluded in model (2), (5) and (8). +p <0.1 *p <0.5 **p <0.01 ***p <0.001

Table A2 Effects of control variables on life satisfaction, KoWePS, OLS, 2006-2017

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Full sample			Male			Female		
Female	0.053*** (0.006)	0.040*** (0.006)	0.100*** (0.008)						
Age	-0.024** (0.006)	-0.027*** (0.006)	-0.031*** (0.005)	-0.033** (0.008)	-0.034*** (0.008)	-0.060*** (0.007)	-0.015+ (0.007)	-0.022** (0.007)	-0.015* (0.007)
Age squared (/100)	0.021* (0.008)	0.024** (0.007)	0.029** (0.007)	0.028* (0.010)	0.030** (0.009)	0.061*** (0.009)	0.012 (0.009)	0.022* (0.008)	0.013 (0.008)
Having spouse	0.249*** (0.010)		0.228*** (0.008)	0.303*** (0.015)		0.203*** (0.014)	0.202*** (0.013)		0.204*** (0.011)
Log of no. of visit to doctor	-0.048*** (0.003)	-0.049*** (0.003)	-0.047*** (0.002)	-0.048*** (0.005)	-0.049*** (0.005)	-0.043*** (0.004)	-0.049*** (0.005)	-0.051*** (0.005)	-0.048*** (0.005)
No. of children	-0.011+ (0.006)	-0.012+ (0.006)	-0.010 (0.006)	-0.004 (0.008)	-0.005 (0.008)	-0.005 (0.008)	-0.020** (0.005)	-0.025*** (0.004)	-0.017** (0.005)
Log of financial asset	0.068*** (0.002)	0.066*** (0.002)	0.061*** (0.002)	0.069*** (0.003)	0.069*** (0.003)	0.055*** (0.003)	0.066*** (0.002)	0.060*** (0.002)	0.063*** (0.002)
Home ownership	0.090*** (0.010)	0.089*** (0.009)	0.090*** (0.009)	0.092*** (0.010)	0.092*** (0.010)	0.088*** (0.009)	0.093*** (0.015)	0.086*** (0.015)	0.090*** (0.014)
Education (Ref. Middle school or below)									
High school	0.132*** (0.017)	0.127*** (0.016)	0.125*** (0.015)	0.126*** (0.016)	0.126*** (0.016)	0.100*** (0.014)	0.142*** (0.022)	0.123*** (0.022)	0.137*** (0.021)
College	0.208*** (0.020)	0.198*** (0.019)	0.181*** (0.020)	0.180*** (0.020)	0.178*** (0.019)	0.128*** (0.022)	0.236*** (0.025)	0.207*** (0.026)	0.220*** (0.025)
University	0.315*** (0.026)	0.301*** (0.025)	0.282*** (0.024)	0.290*** (0.029)	0.285*** (0.027)	0.247*** (0.027)	0.337*** (0.030)	0.304*** (0.032)	0.317*** (0.029)

Table A2 Effects of control variables on life satisfaction, KoWePS, OLS, 2006–2017 (Cont'd)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Full sample			Male			Female		
Spousal employment status (Ref. No spouse)									
Regular employees		0.304*** (0.011)			0.320*** (0.023)			0.289*** (0.017)	
Temporary employees		0.173*** (0.008)			0.247*** (0.015)			0.104*** (0.017)	
Self-employed		0.227*** (0.016)			0.293*** (0.025)			0.178*** (0.014)	
The unemployed		0.087** (0.024)			0.207*** (0.033)			-0.020 (0.025)	
Out of labor force		0.251*** (0.014)			0.325*** (0.015)			-0.018 (0.027)	
Individual employment status (Ref. Regular employees)									
Temporary employees			-0.195*** (0.015)			-0.246*** (0.014)			-0.142*** (0.023)
Self-employed			-0.126*** (0.013)			-0.126*** (0.013)			-0.108*** (0.016)
The unemployed			-0.411*** (0.026)			-0.516*** (0.033)			-0.293*** (0.024)
Out of labor force			-0.194*** (0.010)			-0.414*** (0.018)			-0.098*** (0.013)
Regional FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Yearly FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Region-specific year trends	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Constant	3.133*** (0.117)	3.204*** (0.116)	3.439*** (0.106)	3.349*** (0.145)	3.372*** (0.140)	4.214*** (0.148)	2.974*** (0.141)	3.176*** (0.140)	3.092*** (0.134)
Observations	64706	64704	64705	31463	31463	31462	33243	33241	33243
adj. R-sq	0.204	0.207	0.221	0.209	0.210	0.246	0.200	0.212	0.207

Note: Cluster standard errors within regions, Seoul, Busan, Daegu, Incheon, Daejeon, Ulsan, Gwangju, Gyunggi, Gangwon and Chung-buk, Chung-nam, Gyung-buk, Gyung-nam, Jeonra-do and Jeju in parentheses. To avoid collinearity between having spouse and spousal employment status, dummy for having spouse is excluded in model (2), (5) and (8). +p <0.1 *p <0.5 **p <0.01 ***p <0.001

Table A3 The role of unemployment benefits on the life satisfaction effects of unemployment controlling for hhld income, KoWePS, 2006–2017

	Individual Fixed-Effects						OLS					
	Full sample		Male		Female		Full sample		Male		Female	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Panel A. Individual unemployment												
Exogenous unemployment	-0.043 (0.027)	-0.069* (0.029)	-0.021 (0.033)	-0.037 (0.037)	-0.074+ (0.044)	-0.115* (0.047)	-0.143*** (0.026)	-0.180*** (0.025)	-0.143*** (0.027)	-0.174*** (0.026)	-0.136* (0.058)	-0.184** (0.056)
Out of labor force	-0.015 (0.010)	-0.014 (0.010)	-0.069*** (0.019)	-0.068*** (0.019)	0.009 (0.011)	0.009 (0.011)	-0.091*** (0.012)	-0.091*** (0.012)	-0.271*** (0.013)	-0.270*** (0.013)	-0.018 (0.013)	-0.018 (0.013)
Exogenous unemployment *		0.141* (0.068)		0.078 (0.084)		0.241* (0.113)		0.205*** (0.044)		0.167* (0.063)		0.282*** (0.062)
Unemployment Benefit												
Individual Controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Spousal employment status	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Individual fixed effects	Y	Y	Y	Y	Y	Y	N	N	N	N	N	N
Regional FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Yearly FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Region-specific year trends	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	64703	64703	31462	31462	33241	33241	64703	64703	31462	31462	33241	33241
Adj. R ²	0.042	0.042	0.038	0.038	0.047	0.047	0.190	0.190	0.205	0.205	0.192	0.192

Note: For OLS, cluster standard errors within regions, Seoul, Busan, Daegu, Incheon, Daejeon, Ulsan, Gwangju, Gyunggi, Gangwon and Chung-buk, Chung-nam, Gyung-buk, Gyung-nam, Jeonra-do and Jeju in parentheses. For individual fixed effects model, robust standard errors in parentheses. Individual controls contain indicators in table A1. +p <0.1 *p <0.5 **p <0.01 ***p <0.001

Table A3 The role of unemployment benefits on the life satisfaction effects of unemployment controlling for hhld income, KoWePS, 2006–2017 (Cont'd)

	Individual Fixed-Effects						OLS					
	Full sample		Male	Female		Full sample		Male	Female			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Panel B. Spousal unemployment												
Exogenous unemployment	-0.078**	-0.107***	-0.085+	-0.123*	-0.073*	-0.097*	-0.153**	-0.194***	-0.142*	-0.183*	-0.151*	-0.190**
	(0.029)	(0.032)	(0.048)	(0.054)	(0.036)	(0.039)	(0.038)	(0.040)	(0.058)	(0.066)	(0.049)	(0.052)
Out of labor force	-0.017	-0.016	-0.014	-0.014	-0.074*	-0.074*	0.010	0.011	0.033+	0.033+	-0.225***	-0.224***
	(0.012)	(0.012)	(0.014)	(0.014)	(0.031)	(0.031)	(0.013)	(0.013)	(0.018)	(0.018)	(0.028)	(0.028)
Exogenous unemployment *		0.138*		0.207+		0.113		0.202***		0.223*		0.188**
Unemployment Benefit		(0.068)		(0.124)		(0.081)		(0.045)		(0.078)		(0.053)
Individual Controls	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Individual employment status	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Individual fixed effects	Y	Y	Y	Y	Y	Y	N	N	N	N	N	N
Regional FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Yearly FE	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Region-specific year trends	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	64704	64704	31461	31461	33243	33243	64704	64704	31461	31461	33243	33243
Adj. R ²	0.045	0.045	0.044	0.044	0.047	0.047	0.202	0.202	0.231	0.231	0.188	0.188

노동시장 내 은퇴 연령기준의 재설정 및 설정된 연령 집단 간 차이에 대한 연구

An Empirical study on New-retired age standard among aging people and Difference Factors on Workability and Non-workability group

박종훈(한밭대학교 경제학과 조교수)
장인수(한국보건사회연구원 부연구위원)

본 연구의 목적은 인구 고령화에 따라 증가하는 노인 인구 증가와 관련하여, 증가하는 은퇴 연령 기준에 대한 재설정에 대한 필요성 논의 하, 노동시장 참여가능 연령 기준을 실증적으로 제시하는 것이다. 한국보건사회연구원에서 수집, 구축하고 있는 한국복지패널 2008년, 2018년 자료를 바탕으로 이항로지스틱모형을 적용하여 도출한 노동시장 참여 연령 연한은 2008년의 경우에는 73세, 2018년의 경우에는 70세인 것으로 나타났다. 또한 모형의 적합성을 관찰하기 위하여 본 연구에서 노동시장 참여 연령 연한을 도출하기 위하여 활용된 예측변수들은 공히 노동시장 내 근로가능과 근로불가능의 차이를 명확하게 설명하는 것으로 도출되었다. 본 연구에서 도출된 노동시장 참여 연령 연한은 현재 논의되고 있는 육체노동 연한 연장에 대한 판례 및 사회적 수요를 직, 간접적으로 지지하고 있는 것으로 해석할 수 있다. 특히 정교한 과학적 분석방법을 적용하여 현재 우리나라의 노동시장 내 은퇴 연령기준을 새롭게 제시함과 동시에, 해체기법을 통해 모형의 적합성을 검증하였다는 점에서 본 연구의 의의가 존재한다고 할 것이다.

제1절 서론

현재 한국사회는 영양 상태의 개선, 의료 및 생명기술의 발전을 통한 질병관리 및 건강유지 상황은 개인의 평균수명의 연장을 이끌고 있다. 이러한 현상은 우리나라의 기대 수명을 연장하여 2017년에는 약 83세에 도달한 것으로 나타나고 있다. 기대수명의 연장은 통계청의 장래인구추계(2015년-2065년)에 따르면 2025년 1천만 명 이상, 2049년 고령인구 수는 1,882만 명까지 노령 인구의 증가를 견인할 것으로 예상된다(장우찬, 2017).

노령 인구의 폭발적 증가와 맞물려 사회적으로 심화되고 있는 저출산 현상은 노동시장의 구조적 변화를 야기할 것으로 예측된다. 특히 생산가능 인구의 감소와 더불어 증가하는 부양인구의 수는 사회 총량적 관점에서 부양부담을 가중할 것으로 예상된다(이삼식 · 최효진, 2019). 이러한 현상은 주거 문제, 복지 문제, 소득 문제 등과 관련되어 사회적 갈등을 유발할 수도 있는 바, 정부 차원에서 적극적인 대책 마련이 필요하다고 할 수 있다.

외국의 경우에는 정년 연장이나 연금 수령 개시연령을 65세 이상으로 재설정하는 논의가 이루어지고 있으며(이삼식 · 최효진, 2019). 우리나라에서도 해당 논의가 추진하는 것으로 파악되고 있다. 최근 대법원 판결을 살펴보면, 육체노동 연한을 사회적 변화를 반영하여 60세에서 65세로 상향조정된 것으로 나타

났다. 상향된 연령 조정에도 불구하고 65세 이상을 대상으로 한 설문조사에 따르면 노인에 대한 인식 연령이 약 71.4세로 조사되어 여전히 사회적 기준과 개인적 기준 간에는 괴리가 발생하는 것으로 파악된다(정경희 외, 2017). 사회적, 개인적 은퇴 연령 차이에 따른 노동시장의 이탈은 노년층의 생활수준 전반에도 영향을 미치며, 노년층의 사회적 배제 등 사회문제, 우울, 건강 등 건강문제를 야기할 수 있다(Cerino and Leszczynski, 2015). 반면, 사회적으로 왕성히 활동을 하는 경우에는 건강, 경제적 측면에서 수월할 수 있다(최은영 외, 2017; Caudroit et al., 2012).

앞서 밝힌 바와 같이 저출산 고령화로 인한 노동시장 구조 문제는 생산가능 인구 감소로 인한 국가발전의 문제, 부양부담 증가로 인한 사회적 갈등 심화, 노동시장의 배제에 따른 고령층의 경제적 비수월성 문제로 연결될 가능성이 있다. 따라서 65세 이상을 노인으로 분류하는 체계는 보건, 영양 등의 요인, 베이비붐 세대의 교육, 직업 수준 등에 근거하면 국가발전적 관점, 고령층의 경제적 관점 등을 고려하면 새롭게 설정하는 것이 필요하다(방하남, 2011; 이삼식·최효진, 2019). 노동시장 내 은퇴 연령기준의 상승은 사회적 부담을 감소시키고 동시에 저성장 국면에 직면한 국가의 발전을 도모하는 견인차 역할을 할 것으로 기대되고 있다.

하지만 지금까지 논의된 은퇴 연령에 대한 논의는 과학적 도구에 근거한 합리성을 부여하는 데 한계를 지니고 있다. 따라서 은퇴 연령 기준에 대한 학술적, 사회적 합리성을 담보하기 위해서는 과학적인 차원에서 논의되는 것이 필요하다고 할 수 있다. 본 연구에서는 과학적 차원에서 계량방법론을 적용하여 새로운 은퇴연령 기준을 제안하고 해당 연령기준이 적합하지 실증하고자 한다. 따라서 본 연구는 노인 인구의 기준 연령에 대한 새로운 제시 방안을 제안함과 동시에 새롭게 제시한 방안을 통해 제시된 연령 집단 간 차이를 살펴보는 데 목적을 지니고 있다. 본 연구에서는 이항 로지스틱 모형과 다변량 해체기법을 순차적으로 적용하여 연구를 진행하고자 한다. 이항 로지스틱 모형을 활용하여 새로운 연령 기준의 근거를 제시하고, 연령 기준 근거에 따라 구분된 연령 집단에 대하여 다변량 해체기법을 적용하여 요인 차이를 분해하여 모형의 적합성을 실증한다. 연구 수행을 위해서 활용한 자료는 한국복지패널자료이며, 시점 간 비교가능성을 위하여 2008년, 2018년의 두 시점의 자료를 사용하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 연령기준과 기 수행된 연구에 대해서 정리하며, 3장에서는 본 연구에서 활용한 연구방법론에 대해서 서술한다. 4장에서는 자료 및 설정된 변인에 대해서 다루며, 5장에서는 본 연구의 분석결과에 대해서 정리한다. 마지막 6장에서는 연구결과를 종합하고, 정책 대안에 대해서 논의한다.

제2절 이론적 배경 및 선행연구

본 연구에서 실증적으로 접근하고자 하는 고령자의 근로 의향과 노동시장 내 은퇴 및 고용과 관련된 연령기준 간 연관성 및 이에 대한 개연성은 인구 구조 변화가 야기하는 생산인구 감소 및 인구 고령화에 따른 노인인구 증가 양상에 대한 “직접적 대응”의 성격을 띠고 있다는 점에서 의의가 있다. 평균수명이 연장됨에 따라 길어지는 노후 기간과 더불어, 지속적인 생산가능인구의 감소에 따른 노동인구의 부족 등이 사회 전반적인 부문에 미치는 영향이 다양하게 나타날 것으로 예상되고 있다. 이는 조영태(2016)가 지적하고 있는 바와 같이, 인구구조의 변화가 띠는 사회적 변화를 유발 개연성과 그 궤를 같이 하고 있으며, 특히 노년층의 증가는 사회·경제·복지 측면에서 영향을 미칠 것으로 추측되고 있다. 특히 노동시장 측면에

서 현 시점의 고령자 노동시장 재참여 내지는 참여기간 연장이 필수적으로 요구되고 있는 바, 이를 둘러싸고 있는 여러 요인 중 하나로 제시될 수 있는 것은 개인적 관점에서 판단하는 은퇴 연령 내지는 시점과 사회적 은퇴 연령 간의 괴리라 할 것이다. 이러한 시의성에 부합하는 측면에서, 노인 연령 기준과 개인적 관점에서의 은퇴 연령 및 사회적 은퇴 연령 간 괴리, 노인 인구의 노동 시장 참여에 대한 지속 가능성에 관한 연구가 양적으로 증가하고 있다(장우찬, 2017; 정경희, 2011; 정경희 외 2017; 이삼식, 최효진, 2019). 특히 관련사례로서 정경희(2011)가 제시하고 있는 바와 같이, 우리 사회의 성장 동력을 유지하는 측면에서의 고령사회 구축에 주목하고 있는 양상은, 인구 고령화가 급속하게 증가하고 있는 반면, 생산가능인구의 지속적인 감소에 대응하는, 소위 새로운 노동인력의 활용 가능성을 모색하는 측면과 동시에 우리나라의 인구 구조 변화에 효과적으로 대응하는 측면에서의 노인 연령 기준 변화에 대한 논의의 성격을 띠고 있다고 할 것이다. 이러한 맥락에서, 윤민석(2016), 이삼식, 최효진(2019)이 공히 언급하고 있는 바, 현재 '노인'으로 규정되고 있는 65세 이상의 개인들의 노인 연령 인식과 실제 연령 간 괴리는 실제 연령 인식의 중요성을 시사하고 있다는 점에서 그 의미가 있다. 한편으로는 특히 이러한 논의와 관련하여 Radl, J.(2012)가 실증적으로 제시하고 있는 바와 같이, 연령 기준을 둘러싸고 있는 관련 내용이 국가의 인구 구조 변화 등 다양한 여건에 따라 달라질 수 있다는 데 주목할 필요가 있다. 보다 구체적으로, 이러한 여건은 국가 간 상이한 미시적 특성의 차이, 인구 고령화를 둘러싼 사회적 규범이 연금 체계 내지는 노동시장의 다양한 규범에도 내재되어 있기 때문이다. 한편, 이러한 국가 및 사회 간 상이한 사회적 규범에도 불구하고, 노인 연령 기준에 대한 이론적 배경으로서의 연령주의(ageism)은 상이한 노인 연령 기준에 대한 논의와 관련하여 중요한 의미를 띠고 있다.

연령주의는 노인들의 노동시장 재참여 내지는 참여 연장에 대한 소위 부정적 연령 고정관념으로 이해되고 있는 바, 김주현(2009)이 지적하고 있는 바와 같이 특히 노동시장에서는 임금과 노동 시장에서의 지위에 대한 차별로 이어지고 있다는 점에서 노인들의 노동시장 참여에 대한 부정적 요인에 대한 논거로서 이해되고 있다. 연령주의가 야기하는 노인의 노동시장 참여 측면에서의 상기 문제점에 대하여, 서구 사회는 지속적으로 주목하는 양상을 띠고 있다(Roscigno, V. J. et al., 2007; Glover, I., & Branine, M., 1997; Duncan, C., & Loretto, W. 2004.; Barrington, L., 2015; Drydakakis, N. et al., 2018; Riach, P. A., & Rich, J., 2010; Hagestad, G. O., & Uhlenberg, P., 2005). 그러나 이와는 반대로 우리나라에서의 노동시장에서의 연령주의에 대한 논의는 양적으로 미진한 것으로 이해되고 있다. 국내에서는 노인의 사회활동 참여, 삶의 만족도, 개인건강, 고용 등에 주목한 사례가 두루 제시되고 있지만(김미령, 2015; 이삼식·최효진, 2019; 장우찬, 2017; 장휘숙, 2010; 최은영 외, 2017), 이 역시도 국외에 비해서 양적으로 부족한 것으로 판단되고 있다. 다만, 노인 노동 참여자에 대한 차별의 양상 및 차별 인식 정도에 대한 개선의 필요성과 함께(김동선, 모선희(2012), 지은정(2019)이 노동시장의 연령주의 측정이 가능한 척도를 경험적으로 탐색함과 동시에, 분석결과를 바탕으로 고령의 노동시장 참여자에 대한 부정적 인식 개선 및 관련 대책 마련이 필요함을 역설하고 있는 바, 이들 논의는 공히 연령주의가 야기하는 노인들의 노동시장 참여에 대한 부정적 영향력에 주목함과 동시에, 연령 기준 등의 다양한 정책 방안에 대한 필요성을 시사하고 있다는 점에서 의의가 있다고 할 것이다. 스웨덴의 노동시장에서의 연령차별에 대하여 실증적인 관찰을 수행한 Ahmed, A. M., et al. (2012)가 제시하고 있는, 고연령 구인 신청자에 대한 상대적으로 낮은 수락률의 결과적 양상 역시 연령주의의 특징과 유사한 맥락에서 이해되고 있다. 상기 논의의 의의에도 불구하고, 노동시장에서의 노인 연령 기준에 따른 노인 인구 참여에 보다 정교한 접근이 요구되는 바, 이는 관련 정책에 대한 합리적이고 정교한 근거 제시의 필요성에 기인하고 있다.

지금까지의 논의를 바탕으로 본 연구는 연령주의가 야기하는 노동시장에서의 구조적 문제점을 실증적으로 진단함과 동시에, 정교한 과학적 방법론을 활용하여 근로의향에 따른 노동시장 내 연령기준을 산출하고 연령 기준에 따른 집단 간 차이를 규명하고자 한다. 또한 이를 바탕으로 노인 인구의 노동시장 참여와 관련된 노동시장 정책 방향을 제시하고자 한다. 특히 본 연구의 결과는 노년층의 연령기준 설정과 노동시장 참여 정책에 대한 기초자료로 활용성이 클 것으로 기대되는 바, 이 역시도 본 연구가 표방하는 기존 연구와의 차별성과 더불어 본 연구의 본래적 목적과도 맞물려 있다.

제3절 연구방법론

1. 이항 로지스틱 모형

본 연구에서는 근로능력 정도에 따라 노동시장에서의 은퇴 연령시점을 살펴보기 위해서 이항 로지스틱 모형(Binary logistic model)을 적용하였다. 이항 로지스틱 모형은 아래의 식 (1)과 같이 표현된다(이성우 외, 2005; Madala, 1983).

$$y^* = \sum_{k=1}^K \beta_k x_k + \varepsilon$$

식 (1)

$$y^* = \begin{cases} 1 & \text{if } y^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

상기 식에서 y^* 는 노령층의 근로능력 정도에 대한 인식이 근로가능 여부에 따라서 구분된다. 여기서 근로능력 정도가 근로가능인 경우에 y 는 관찰되며(=1), 그렇지 않은 경우에는 관찰되지 않는다(=0). 상기의 식을 이항선택 확률이 오차항의 누적분포함수(CDF)인 $F(\epsilon)$ 로 정의하였다. 이를 식 (2)와 같이 정의하여 종속변인을 활용한 분석이 가능하게 하였다.

$$\begin{aligned} & \text{Probability}(y = \text{근로가능 여부}) \\ &= \text{Prob}\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_k + \epsilon\right) \\ &= F\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) \end{aligned}$$

식 (2)

식 (2)을 통해 도출된 이항 로지스틱 회귀분석 결과를 바탕으로 개별 독립변인에 대한 예측확률(Predicted Probability)을 산출하여 적절한 은퇴 연령 기준을 제시하고자 한다.

2. 다변량 해체기법(Multivariate Decomposition Method)

해체기법은 표본 내 이질적인 집단 간의 차이 또는 차별을 규명하는 데 적용된다(이성우 외, 2005). 해당 기법은 차이, 차별에 대한 총량적인 차이와 함께 특정 요인에 따른 차이 및 차별을 실증하는 데 적합하다. Blinder-Oaxaca에 의해 제안된 해체기법은 노동경제학 연구에서 성별, 인종 간의 임금 차별을 탐구에 활용되고 있다. 하지만 해당 방법론은 종속변수가 선형인 형태에 유효하다는 한계를 지니고 있다. 최소자승법을 활용하는 선형형태의 해체기법을 최우도기법(Maximum likelihood estimation: MLE)을 활용하는

이산형태에 적용하는 경우 통계적 문제점에 노출되기 때문에 이를 해결하기 위한 방법을 적용하는 것이 타당하다. Ault et al.(1991), Wachter and Megbolugbe(1992)는 이산형태에서 해체기법의 적용이 가능한 해체기법 방법론을 제안하였다. 하지만 제안된 방법론은 이분산 가정, 계수효과와 상수효과에 대한 통계적 검정 등의 과정을 거쳐야 하는 이유로 활용에 제약을 지니고 있다. Fairlie(1999, 2005)는 앞서 제안한 비선형 모형 해체기법의 복잡한 검정과정을 생략하고 집단 간 차이를 규명하는 확장된 해체기법(Extended decomposition method)을 제안하였다. 해당 기법은 집단표본의 정립 과정에서 두 집단의 분산을 동일하게 조정하고 집단 간 비교가능성을 확보하여 통계적인 문제점을 해소한 의의를 지니고 있다. 하지만 기존의 해체기법이 지니는 한계와 동일하게 잔차효과에 대한 해석이 모호하다(Jones, 1983; Fairlie, 1999, 2005. 이에 대한 대안으로 제시된 것이 Powers and Pullum(2006)이 제시한 다변량 해체기법(Multi-variate decomposition method)이다⁵⁹⁾. 해당 방법론은 특성효과 및 잔차효과에 세부 요인들을 통계적으로 규명할 수 있는 방법을 제시하였다.

$$\overline{Y^A} - \overline{Y^B} = [(\overline{X^A} - \overline{X^B})\widehat{\beta^A}] + [\overline{X^A}(\widehat{\beta^A} - \widehat{\beta^B})] \quad \text{식 (3)}$$

식 (3)은 Blinder 와 Oaxaca가 제안한 해체기법 방법론에 대한 기본 수식으로 본 연구에서는 근로능력에 따라 새롭게 구분된 연령 집단(=노동시장 은퇴 시점을 기준으로 구분)의 확률 차이를 의미한다. 본 연구에서는 집단별 차이를 시현하기 위해 다변량 해체기법을 적용하였다. 식 (3)에서 이항 로지스틱 방법론 적용을 통해 설정된 연령기준에 근거하여 A는 근로 가능 집단을 의미하고, B는 근로 불가능 집단을 의미한다. $\overline{Y^{\text{근로능력}}}$ 은 종속변수의 평균 행벡터를, $\overline{X^{\text{연령집단}}}$ 은 개별 독립변수의 평균 행벡터를 의미하며, $\widehat{\beta^{\text{연령집단}}}$ 은 각 집단별 계수 행렬을 나타낸다. Blinder와 Oaxaca의 해체기법은 사전에 언급한 바와 같이 최소자승법을 활용하는 선형 회귀모형에 적합한 방법론으로 이산형 종속변수에 적합한 모형을 적용하는 것이 필요하다. Powers and Pullum(2006)가 비선형 형태($Y = F(X\widehat{\beta})$)에 적합하다고 제안한 다변량 해체기법을 본 연구모형에 채택하면 다음의 식 (4), 식 (5)과 같이 표현할 수 있다.

$$\overline{Y^A} - \overline{Y^B} = [\overline{F(X^A\beta^A)} - \overline{F(X^B\beta^B)}] \quad \text{식 (4)}$$

$$\overline{Y^A} - \overline{Y^B} = [\overline{F(X^A\beta^A)} - \overline{F(X^B\beta^A)}] + [\overline{F(X^B\beta^A)} - \overline{F(X^B\beta^B)}] \quad \text{식 (5)}$$

식 (3)과 식 (4)의 특징적 차이는 식 (3)은 선형 해체기법에 대한 함수를 표현한 반면, 식 (4)는 이항 로지스틱 분포에서 도출된 누적분포함수(Cumulative distribution function) F에 대해서 서술한 수식이다. 식 (4)는 식 (5)로 변환이 가능하다. 식 (5)에서 수식 우변의 첫 번째 항은 특성효과(Endowment effect), 또는 모형에서 설명 가능한 요인(Explained factor)을 의미한다. 이러한 특성효과는 모형에서 통제된 독립변인의 집단 간 차이에 대한 설명이 가능하다. 수식 우변의 두 번째 항은 잔차효과(Residual effect), 또는 모형에서 설명이 가능하지 않은 요인(Unexplained factor)을 의미한다.

언급한 바와 같이 이전의 해체기법 모형에서는 잔차효과에 대한 직접적 해석이 불가능하거나 자의적 해석이 개입될 여지가 다분하다고 예측된다. 하지만 Powers and Pullum(2006)의 다변량 해체기법은 잔차

59) 본 연구에서는 2011년 Stata Journal에 소개된 Powers et al.(2011)의 논문을 참고하였으며, 활용한 소프트웨어는 STATA 15 S/E 버전임. 모형에 대한 구체적인 설명 및 Command는 해당 논문을 참고하기를 바람

효과에 대한 해석이 통제된 독립변인별로 가능하다는 점에서 해체기법이 적용된 이전의 연구보다 구체적으로 살펴봄과 동시에 정책적 함의를 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

제4절 자료 및 변인

고령 노동시장의 새로운 연령기준 제시와 그 차이점을 분석하기 위해 본 연구는 보건사회연구원에서 제공하는 한국복지패널 자료를 활용하였다. 아울러 2008년, 2018년 자료를 활용하여 고령층 노동시장의 동적 변화에 대한 비교분석을 시도하였다. 한국복지패널 자료는 근로능력에 대한 주관적 인식 지표를 포함하고 있으며, 그 외에도 노동시장 연구에 활용 가능한 다양한 변인을 내포하고 있어 본 연구의 수행에 적합한 자료라고 사료된다.

본 연구의 연구대상 집단은 60세 이상 노령 노동 계층으로 한정하였다. 본 연구의 종속변인은 심신상태를 고려한 근로가능 여부이며, 근로가 가능한 경우를 1, 그 외 단순 근로가능, 단순 근로미약자, 근로능력이 없어 경제활동 하지 않은 경우는 0으로 설정하였다.

독립변인은 인구 및 사회경제적 변인과 주관적 건강수준, 삶의 만족도로 구성하였다. 해당 변인들은 개인에 대한 객관적인 정보와 함께 심신상태를 반영할 수 있는 주관적 인식(건강수준, 삶의 만족도)을 통제하여 모형을 설정하였다.

먼저, 연령변인의 경우에는 60세 이상을 대상을 선형변인으로 나타냈으며, 연령효과를 반영하기 위하여 연령의 제곱 변인을 동시에 통제하였다. 성별의 경우에는 남성을 1, 여성을 0으로 설정하였으며, 혼인상태의 경우에는 유배우자는 1, 무배우자(=미혼, 이혼 및 사별)는 0으로 설정하였다. 교육수준의 경우에는 초등학교 졸업 이하, 중학교 졸업, 고등학교 졸업, 대학교 졸업 이상으로 구분하였으며, 초등학교 졸업 이하(무학, 초등학교 졸업)를 참조집단으로 설정하였다. 건강에 대한 인식수준은 5점 척도로 구성된 것을 “ 좋음, 매우 좋음”, “보통”, “나쁨, 매우 나쁨”의 세 개의 더미변인으로 구성하였다. 가구주 여부의 경우에는 가구주인 경우를 1, 그렇지 않은 경우에는 0값을 부여하였다. 마지막으로 근로가능에 대한 개인의 심적 상태를 반영하기 위하여 삶의 만족도 변인을 통제하였으며, “만족, 매우 만족”, “보통”, “나쁨, 매우 나쁨”의 세 개의 더미변인으로 처리하였다.

〈표 1〉 변인설명

항목		변인설명
종속변인		
근로가능 여부	심신 상태를 고려한 근로가능	근로 가능=1, 근로 불가능=0(참조집단)
독립변인		
연령	연령	60세 이상 연령
	연령 제곱	연령×연령
성별	성별	남성=1, 여성=0(참조집단)
혼인상태	혼인상태	유배우자=1, 무배우자=0(참조집단)
교육수준	교육수준1	무학, 초등학교 졸업(참조집단)
	교육수준2	중학교 졸업
	교육수준3	고등학교 졸업
	교육수준4	대학교 졸업 이상
주관적 건강수준	건강수준1	좋음, 매우 좋음
	건강수준2	보통
	건강수준3	나쁨, 매우 나쁨(참조집단)
가구주	가구주 여부	가구주=1, 가구주 아님=0(참조집단)
전반적 삶의 만족도	삶의 만족도1	만족, 매우 만족
	삶의 만족도2	보통
	삶의 만족도3	불만족, 매우 불만족(참조집단)

주 1) 연령변인은 육체가능 연령을 반영한 것으로 2019년 대법원 판례 이전에 통용된 60세 이상을 기준으로 설정하였음.
 2) 종속변인으로 설정한 심신 상태를 고려한 근로가능은 응답자의 주관적 인식에 기반하고 있음.

제5절 분석결과

1. 기초통계

하단의 〈표 2〉는 2008년, 2018년 60세 이상의 기초통계를 분석한 표이다. 먼저 종속변인인 근로가능 여부에 대해서 약 70% 이상이 근로가 가능하다고 응답하였다. 법으로 육체노동 가능 연한이 60세로 정해졌음에도 60세 이상의 대다수의 응답자가 근로가 가능하다고 응답한 것으로 드러나 향후 노동정책에서 고령 계층에 대한 일자리 창출이 요구된다고 할 수 있다. 연령의 경우에는 평균연령이 2008년에는 약 71세로 나타난 반면, 2018년에는 약 73세로 분석되어 60세 이상 노년층을 대상으로 한 경우 평균연령이 2세 증가한 것으로 조사되었다. 성별은 60세 이상인 경우에 남성 비율이 여성에 비해 2008년, 2018년 모두 적은 것으로 드러났다. 혼인상태의 경우에는 배우자가 있는 경우가 2008년 약 68%에서 2018년 약 75%로 약 7% 포인트 증가한 것으로 나타났다. 교육수준의 경우에는 전반적으로 초등학교 졸업 이하(약 39~41%), 중학교 졸업(약 20~21%), 고등학교 졸업(약 25~26%)이 대부분인 것으로 나타났으며 대학교 졸업 이상은 각 년

도 모두 12% 수준인 것으로 조사되었다. 60세 이상 조사대상에서 건강상태에 대해서는 좋음, 매우 좋은 비중이 2008년과 2018년 모두 동일하게 약 42% 수준인 것으로 드러나 상당수가 건강수준에 대해서 긍정적으로 인식하는 것으로 조사되었다. 조사대상 중 가구주인 경우는 약 62%에서 약 58%로 약 4% 포인트 감소한 것으로 나타났다. 삶의 만족도의 경우에는 만족, 매우 만족의 경우가 2008년 약 56%에서 2018년 약 40%로 약 16% 포인트가 감소한 것으로 드러났으며, 불만족, 매우 불만족도 2008년 약 6%에서 2018년 약 12%로 약 6% 포인트 증가한 것으로 분석되었다. 상기 결과를 고려하면 60세 이상 노인 가구의 10년 삶의 만족도는 악화된 것으로 추측된다.

〈표 2〉 기초통계

변인	2008		2018	
	평균	표준편차	평균	표준편차
종속변인	0.7109	0.3425	0.7247	0.3740
연령	70.6571	6.4477	72.9983	8.4836
연령_제곱	5065.2600	953.4320	5431.3800	1302.8500
성별	0.4513	0.3760	0.4763	0.4182
혼인상태	0.6842	0.3512	0.7514	0.3619
교육수준1	0.3965	0.3696	0.4198	0.4133
교육수준2	0.2128	0.3092	0.2032	0.3370
교육수준3	0.2668	0.3342	0.2556	0.3653
교육수준4	0.1239	0.2489	0.1214	0.2735
건강수준1	0.4184	0.3727	0.4183	0.4131
건강수준2	0.2917	0.3434	0.2631	0.3687
건강수준3	0.2898	0.3428	0.3181	0.3900
가구주 여부	0.6247	0.3658	0.5794	0.4134
삶의 만족도1	0.5593	0.3751	0.3977	0.4098
삶의 만족도2	0.3055	0.3480	0.4351	0.4152
삶의 만족도3	0.0642	0.1852	0.1157	0.2679
표본 수	6,823		6,021	

2. 이항 로지스틱 분석결과

은퇴 연령 기준 설정을 계산하기 위해 2008년과 2018년도 이항 로지스틱 분석을 수행한 결과는 아래의 〈표 3〉과 같다. 먼저 모형의 설명력을 확인하기 위해서 R-square를 확인한 결과 2008년에는 0.2656, 2018년에는 0.2020으로 나타났으며 Max-rescaled r-square의 경우에는 2008년, 2018년 각각 0.4728, 0.4069로 분석되었다. 일반적으로 이항 로지스틱의 경우 0.2~0.4인 경우 Rule of thumb에 의해서 설명력이 우수하다고 판별된다는 점을 고려하면 본 연구 모형의 설명력은 우수하다고 언급할 수 있다.

전반적인 차원에서 이항 로지스틱 분석결과는 모수추정에 대한 가중치를 적용하지 않고 횡단면 표본에

대한 가중치를 적용하여 다수의 독립변인에서 통계적 유의성을 확보하지는 못하였다. 통계적 관점을 배제한 채 분석결과를 살펴보면, 종속변인에 대한 독립변인의 영향력이 합리성을 유지하고 있으며, 해체기법을 적용하는 경우에는 통계적 효율성 보다 통계적 일치성이 주목된다는 점에서 각 연도별 해체기법 결과는 유효하다고 판단된다(박종훈, 이성우, 2016).

분석결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 연령의 경우에는 두 개 시점 모두 연령이 증가할수록 부(-)의 상관관계를 보이는 것으로 드러나 연령이 증가할수록 심신상태를 고려한 근로가능 확률이 감소하는 것으로 드러났다. 간접적으로 각 연령별 계수의 크기(=Magnitude)를 고려하면 2008년에 대비하여 2018년에 커지는 것으로 드러났다. 연령의 제곱의 경우에는 연령의 효과가 2008년에는 부(-)의 효과를 나타내어 연령 감소에 따른 영향력이 저감하는 것으로 분석된 반면, 2018년에는 정(+)의 효과로 나타나 연령이 증가할수록 그 영향력은 증가하는 것으로 조사되었다. 이러한 분석결과는 노동시장의 대내외적 측면에서 근로가능확률에 대한 60세 이상의 주관적 인식이 여의치 않은 것으로 추측된다. 성별의 경우에는 2008년과 2018년에 종속변인에 대한 영향력이 양(+)에서 음(-)의 방향으로 전환되는 것으로 분석되었다. 이러한 현상은 2008년의 경우 남성이 근로에 대한 심신상태가 여성에 비해 수월하였지만, 2018년에는 반대 방향으로 전환된 것을 나타내며, 그 이면에는 60세 이상 남성이 노동시장에서의 심리적 위축과 축출이 여성에 비해 높기 때문인 것으로 추측된다. 혼인상태의 경우에는 배우자가 있는 경우, 그렇지 않은 경우에 대비해서 근로가능 확률이 2008년과 2018년 모두 정(+)의 방향인 것으로 분석되었다. 즉, 배우자가 있는 경우 신체적, 정신적으로 안정적인 상태로 나타나 근로가능 확률이 높은 것으로 풀이된다.

사회경제적 요인을 대별하는 교육수준의 경우에는 초등학교 졸업 이하에 대비하여 중학교 졸업, 고등학교 졸업인 경우에는 종속변인에 대하여 일관되게 정(+)의 영향력을 보이는 것으로 드러났다. 하지만 대학교 졸업 이상인 경우에는 2008년에는 정(+)의 방향을, 2018년에는 부(-)의 방향을 보였지만 통계적 유의성은 확보하지 못하는 것으로 나타났다. 교육수준이 경제적으로 수월하다는 측면에서 육체적, 심리적으로 근로가능에 대한 여부와 기회 등이 유리한 측면으로 작용할 것으로 예상되지만, 60세 이상의 경우에는 소수를 제외한 대부분의 고용가능 인구가 노동시장에서 배제된다는 점을 고려하면 그 영향력을 상쇄한 것으로 추측된다.

건강수준의 경우에는 주관적으로 건강하다고 인식하는 경우, 그렇지 않은 경우(=나쁨, 매우 나쁨)에 대비하여 근로가능에 대해서 긍정적인 것으로 나타나 주관적 건강수준이 노령인구의 근로가능에 주요한 요인 중 하나인 것으로 드러났다.

가구주 여부의 경우에는 가구주인 경우가 그렇지 않은 경우에 대비하여 근로가능에 대해 긍정적인 것으로 나타났다. 삶의 만족도의 경우에는 삶의 만족도가 높거나 보통인 경우가 만족도가 낮은 경우에 대비하여 근로가능에 대해서 긍정적인 것으로 드러났다. 유추하면 60세 이상인 경우에는 신체적 측면뿐만 아니라 정신적 측면에서의 안정이 근로가능에 대해 긍정적인 영향을 미치는 것으로 판단된다.

〈표 3〉 이항 로지스틱 분석 결과

항목	2008		2018	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
절편	2.9947	2.7295	13.4962***	3.6967
연령	-0.0068	0.0717	-0.2898***	0.1003
연령_제곱	-0.0007	0.0005	0.0011*	0.0007
성별	0.0665	0.1310	-0.0936	0.1369
혼인상태	0.8473***	0.1128	0.7591***	0.1278
교육수준2	0.0505	0.1162	0.0592	0.1290
교육수준3	0.1054	0.1239	0.1642	0.1365
교육수준4	0.1667	0.1777	-0.0855	0.1793
건강수준1	1.9095***	0.1139	1.4626***	0.1279
건강수준2	1.2264***	0.1012	0.7274***	0.1129
가구주 여부	0.6107***	0.1257	0.4123***	0.1370
삶의 만족도1	0.8409***	0.1262	1.4042***	0.1466
삶의 만족도2	0.7494***	0.1161	0.8349***	0.1489
-2 Log L	3523.41		2773.73	
R-Square	0.2656		0.2020	
Max-rescaled R-Square	0.4728		0.4069	
표본 수	6,823		6,021	

주) *** p> .01, ** p> .05, * p> .1

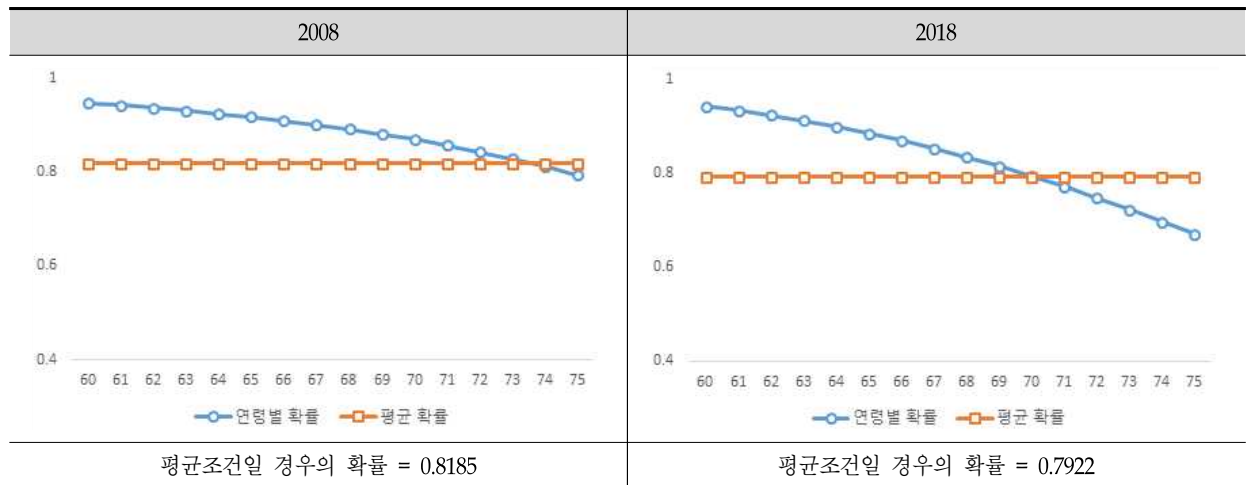
앞서 밝힌 바와 같이, 노인 연령 기준에 대한 연구에서는 노인에 대한 연령 기준을 설문조사에 근거하고 있다(정경희 외, 2017). 새로운 연령 기준을 지지하기 위해서는 막연한 연령 기준에 대한 논의가 진행되기 보다는 과학적 기반에 근거하여 근로가능 연한을 설정하는 것이 사회적 합의를 도출하는 데 설득력을 부여할 수 있다고 판단된다. 따라서 본 연구에서는 이항 로지스틱 결과를 활용하여 근로가능에 대한 연령확률을 연령별로 도출하고 평균조건의 확률과 교차하는 지점에서 새로운 연령 기준을 제안하고자 한다.

〈표 3〉의 분석결과를 바탕으로 주어진 설명변수의 값에 대한 확률의 예측값(Predicted value)⁶⁰⁾을 계산하였다. 먼저, 모든 변인에 대해서 평균조건일 경우의 확률을 도출하였고, 연도별로 2008년, 2018년 각각 81.9%, 79.2%로 나타났다. 다음으로는 60세부터 75세까지의 연령에 대해 확률의 예측값을 계산하였으며, 계산결과는 아래의 〈그림 1〉에 시현하였다.

여기서 근로가능 확률에 따른 새로운 은퇴연령 시점은 다음과 같이 계산된다. 평균조건 확률을 구하고 각 연령별 근로가능 확률을 계산한 후 평균조건 보다 낮아지는 시점을 은퇴 연령 시점으로 계산하였다. 각 연도별 은퇴 연령 시점은 2008년은 73세, 2018년은 70세로 결정되었다.

$$60) Prob(y = 1) = \frac{e^{\sum_{k=1}^K \beta_k x_k}}{1 + e^{\sum_{k=1}^K \beta_k x_k}}$$

[그림 1] 연령별 근로가능 확률



3. 해체기법 분석결과

상기에 밝힌 바와 같이 2008년에는 73세, 2018년에는 70세로 대입하여 근로가능 집단과 근로불가능 집단을 설정하였다. 집단 차이에 의한 특성효과와 잔차효과를 2008년과 2018년에 살펴보면 다음과 같다. 전역적 차원에서 2008년의 특성효과와 잔차효과는 약 105.20%, 약 -5.20%로 계산되었으며, 2018년의 특성효과와 잔차효과는 약 97.34%, 약 2.66%로 드러나 두 집단 간 차이에 대해 모형 내에서 대부분이 설명 가능한 것으로 나타났다. 특성효과와 잔차효과의 결과를 살펴보면 모형 내에서 설명가능한 확률 차이가 대부분인 것으로 나타났으며, 차이 및 차별을 나타내는 잔차효과의 영향력은 미미한 수준인 것으로 파악되었다.

특성효과를 살펴보면, 연령, 혼인상태, 건강수준1, 삶의 만족도1 변인이 모형 내에서 2008년과 2018년 모두 근로가능 차이를 주로 유발하는 것으로 드러났으며, 그 외 변인의 경우에는 영향력이 크지 않은 것으로 분석되었다. 먼저, 연령 변인이 근로가능 확률에 미치는 영향력이 2008년, 2018년 각각 약 25.4%, 78.7%로 분석되었다. 따라서 설정된 연령에 따라 구분을 하면 집단 간 차이는 연령이 기인하는 부분이 상당하다고 추측할 수 있다. 하지만 통계적 유의성은 2008년과 2018년 모두 확보하지 못한 것으로 분석되었다. 다음으로 주관적 건강수준의 경우에는 건강수준이 좋다고 인식하는 경우 종속변인에 대한 차이가 2008년, 2018년 모두 존재하는 것으로 드러났으며(=2008년, 16.3%, 2018년, 10.9%), 통계적으로 유의성도 확보한 것으로 나타났다. 즉, 개인의 건강에 대한 인식이 노동시장에서의 유·출입에 영향을 미친다고 파악할 수 있다. 혼인상태의 경우에는 배우자가 있는 경우 근로가능 확률의 차이에 대한 설명이 2008년의 경우에는 5.84%, 2018년의 경우에는 4.51%로 확인되었다. 삶의 만족도의 경우에는 삶의 만족도가 높은 경우 연도별 종속변인에 대한 차이가 2.35%, 4.58%로 분석되었다. 잔차효과의 경우에는 전반적으로 그 영향력이 크지 않은 것으로 분석되었다.

〈표 4〉 다변량 해체기법 분석결과

항목	2008				2018			
	특성효과		잔차효과		특성효과		잔차효과	
	Est.	Gap(%)	Est.	Gap(%)	Est.	Gap(%)	Est.	Gap(%)
절편			-6.7393	1,826			0.1519	-41.84
연령	-0.0938	25.41	12.3500	-3,347	-0.2855	78.67	-0.3121	86.00
연령_제공	-0.2324	62.97	-5.9799	1,621	-0.0029	0.79	0.1915	-52.77
성별	-0.0407***	1.10	-0.1805	48.92	-0.0024**	0.65	0.0043	-1.18
혼인상태	-0.0216***	5.84	0.1065	-28.87	-0.0164***	4.51	-0.0138	3.80
교육수준2	0.0071***	-1.93	0.0656	-17.77	0.0033*	-0.92	-0.0041	1.12
교육수준3	0.0103***	-2.79	0.1261	-34.17	-0.0046	1.26	-0.0005	0.15
교육수준4	0.0023	-0.63	0.0263	-7.14	0.0025	-0.70	-0.0004	0.12
건강수준1	-0.0602***	16.32	0.1441	-39.06	-0.3966***	10.93	-0.0108	2.97
건강수준2	0.0000***	0.00	0.0510	-13.82	0.0028***	-0.78	-0.0031	0.87
가구주 여부	0.0043***	-1.16	0.0727	-19.72	0.0020	-0.55	-0.0074	2.05
삶의 만족도1	-0.0087***	2.35	-0.0068	1.84	-0.0166***	4.58	-0.0026	0.72
삶의 만족도2	0.0084***	-2.28	-0.0168	4.56	0.0039***	-1.08	-0.0023	0.65
Total	-0.3882***	105.20	0.0192	-5.2038	-0.3533***	97.34	-0.0096	2.66

주) *** p > .01, ** p > .05, * p > .1

제6절 결론

1. 연구결과 종합

과거와는 다른 영양수준의 개선, 의학기술의 발달로 증가하는 인구의 기대수명은 기존에 관념화된 노인 에 대한 연령 기준의 변화를 요구하고 있다. 사회 전체적으로 60세에서 65세로 육체노동의 가능연한을 상향하는 대법원 판결(2009) 등 움직임이 포착되고 있으며, 개인 지각적 관점에서 노인에 대한 연령 인식 기준도 약 71.4세인 것으로 조사되고 있다(정경희 외, 2017). 한편으로 경제적 관점에서 저출산 현상의 심화로 인한 생산가능 인구의 감소가 예견되는 시점에서 육체적, 정신적, 사회적으로 활용이 가능한 고령층의 활용이 제기되고 있다. 노동시장 내 고령층의 적극적 활용은 생산가능 인구가 부양해야 65세 이상의 인구에 대한 사회보장의 총량적 부담이 감소를 유도할 수도 있을 것이다. 이러한 복합적인 관점을 고려하면, 노동시장에서 고정화된 65세에 대한 연령 연한을 사회적 변화에 맞게 재조정하는 것이 필요하다고 생각된다. 새로운 연령연한에 대해서 다양한 논의가 진행되고 있지만, 대부분은 설문에 기반하고 있는 실정이다. 본 연구에서는 새로운 연령 설정 기준에 대해서 과학적인 도구인 계량 기법을 활용하여 제안하고자 한다.

본 연구 수행을 위해 활용한 자료는 보건사회연구원에서 제공하는 한국복지패널자료 2008년, 2018년 자료이며, 분석집단은 60세 이상을 대상으로 하였다. 연구에서 활용한 방법론은 은퇴연령의 새로운 기준을 설정하기 위해서는 이항 로지스틱을 적용하였으며, 분석결과를 토대로 종속변인에 대한 예측확률을 계산하였다. 도출된 연령기준을 바탕으로 근로가능 여부에 따른 집단을 설정하였으며, 집단 간 차이에 대해 살

펴보기 위하여 다변량 해체기법을 적용하였다.

본 연구결과를 종합하면 다음과 같다. 먼저, 이항 로지스틱 분석결과를 살펴보면, 2008년과 2018년 모두 모형의 설명력은 Max-rescaled R-square를 고려하는 경우 0.4 이상으로 분석되어 모형의 설명력은 비교적 우수한 것으로 드러났다. 다음으로 근로가능 여부에 영향을 미치는 독립변인의 경우에는 2008년에 통계적 유의성을 확보하지 못하였지만 연령이 증가할수록 영향력이 감소하는 것으로 드러났다. 한편으로 혼인상태의 경우에는 근로가능에 대해서 정(+)의 방향으로 분석되어 유배우자인 경우 근로가능에 대한 인식에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 건강수준에 대해서는 주관적으로 건강하다고 인식할수록 그렇지 않은 경우에 대비하여 2008년 2018년 모두 정(+)의 영향을 보이는 것으로 분석되었다. 삶의 만족도의 경우에는 삶에 대한 만족도가 높을수록 근로가능에 대해서 호의적인 판단을 하는 것으로 드러났다.

이항 로지스틱 분석결과를 종합하면 심신상태를 고려하여 근로가능 여부를 판단하는 것은 개인의 신체적, 정신적 상황과 연관성이 깊다는 것을 유추할 수 있다. 따라서 근로가능 연한을 연장하기 위해서는 객관적 상황 외에도 개인에 대한 주관적 인식(건강 및 삶의 만족도)이 긍정적인 상태를 유지하기 위해 사회적 시스템을 갖추는 것이 필요하다고 할 수 있다.

이항 로지스틱 결과를 바탕으로 새로운 연령기준은 종속변인에 대한 평균조건과 연령을 대입하는 경우의 확률을 산출하여 설정하였다(근로가능에 대한 연령별 예측확률) 평균조건인 경우 근로가능에 대한 확률). 계산을 통해 제안된 노동 연령 연한은 2008년의 경우에는 73세, 2018년의 경우에는 70세이다.

제안된 노동 연령을 바탕으로 집단을 구분하여 다변량 해체기법을 적용하였다. 이를 통해 근로가능 집단과 근로불가능 집단의 차이점을 도출한 결과, 특성효과의 영향력이 잔차효과 영향력에 대비하여 큰 것으로 드러났다. 상기 결과는 새로운 연령 기준에 따라 설정된 노인 노동집단의 차이는 노동시장 내 존재하는 차이 및 차별에 근거하기 보다는 모형에서 통제된 설명요인에 의한다고 해석할 수 있다. 구체적으로는 연령, 주관적 건강수준(=건강 “좋음”, “매우 좋음”), 혼인상태(=유배우자가 있는 경우)이 새롭게 설정된 은퇴 집단 간의 차이를 유발한다고 할 수 있다.

2. 연구의 한계 및 제언

도출된 연구 결과의 합리성에도 불구하고 해당 연구는 일부 한계를 지니고 있다. 먼저, 표본 설정에 대한 논의가 추가적으로 필요하다. 본 연구에서는 육체노동 가능연한인 60세 이상을 대상으로 설정하였다. 하지만 65세가 정년이라는 사회의 암묵적 인식, 실제로는 50대에 나타나는 노동시장 내 축출 현상을 종합적으로 반영하기 위해서는 보다 구체적인 논의가 이루어져야 한다고 생각한다. 한편으로 연구모형의 정확성을 제고하기 위한 추가적인 연구가 진행되어야 한다. 본 연구의 경우에는 연구모형에 근거하여 새로운 연령기준을 산정하는 바, 이에 대한 합리성을 담보하기 위해서는 연구모형에 대한 학술적 합의가 이루어져야 한다고 판단된다.

본 연구에서는 근로능력 정도에 따라 이후에는 근로능력 정도에 따라 주된 경제활동 참여 상태가 근로자, 자영업자, 실업자로 구분하여 근로능력 정도가 동일함에도 불구하고 주된 경제활동 참여 상태가 다른 부분에 대한 연구가 추가적으로 요구된다. 해당 연구가 진행되는 경우에는 고령층 노동시장에 대해서 세부적으로 살펴보고 적절한 고용 정책이 산출될 것으로 기대된다.

참고문헌

- 김동선 · 모선희. 2012. “연령주의 관점에서 바라본 고령자 고용차별 인식”, *사회과학연구*, 23(4), 93-112.
- 김미령. 2015. “베이비붐세대 자원봉사활동이 사회통합감에 미치는 영향”, *한국노년학*, 35(3), 765-783.
- 김주현. 2009. “연령주의(Ageism) 관점을 통한 노년의 이해”, *사회와 역사*, 82, 361-391.
- 대법원 판결. 2019. 2018다248909판결문(비실명), 법원도서관 웹사이트.
- 박종훈 · 이성우. 2016. “확장된 해체기법을 이용한 남녀 간 고용률 차이에 관한 실증분석: 1980~2010, 한국인구학”, 39(1), 1-27.
- 방하남. 2011. “베이비붐 세대: 그들은 누구인가?”, *노동리뷰*, 2, 5-9.
- 윤민석. 2016. “노인복지관점에서의 노인 연령기준”, *한국노년학연구*, 25, 17-20.
- 이삼식 · 최효진. 2019. “고령자의 노인기준연령에 대한 인식이 사회참여에 미치는 영향”, *사회과학연구*, 30(2), 181-198.
- 이성우 · 윤성도 · 박지영 · 민성희. 2005. *로짓프라빗모형응용*, 서울: 박영사.
- 장우찬. 2017. “노인일자리 사업과 지속가능한 노동”, *노동법학*, 63, 65-101.
- 장휘숙. 2010. “노년기 여성의 빈곤과 주관적 건강 및 생활만족의 관계”, *한국심리학회지 발달*, 23(1), 1-15.
- 정경희. 2011. “백세시대의 노인의 연령기준 관련 논점과 정책적 함의”, *보건복지포럼*, 2011.10월호.
- 정경희 · 김경래 · 오영희 · 이윤경 · 황남희 · 이선희. 2015. 「인구구조 변화에 따른 노인복지정책의 발전 방향」. 보건복지부, 한국보건사회연구원 정책보고서 2015-94.
- 지은정. 2019. “노동시장의 연령주의(Ageism) 측정도구 개발 및 타당성 연구”, *한국사회복지행정학*, 21(1), 1-30.
- 최은영 · 조성은 · 오영삼 · 장희수 · 김영선. 2017. “노년기 주관적 연령과 건강 노화와의 관계: 연령집단별 분석”, *보건사회연구*, 37(1), 181-215.
- Ahmed, A. M., Andersson, L., & Hammarstedt, M., “Does age matter for employability? A field experiment on ageism in the Swedish labour market”, *Applied Economics Letters*, 19(4), 2012, 403-406.
- Ault, R.W., Ekeland Jr, R. B., Jacson, J. D., Baba, R. S., and Saurman, D. S., “Smoking and Absenteeism”, *Applied Economics*, 23, 1991, 743-754.
- Barrington, L., “Ageism and bias in the American workplace”, *Generations*, 39(3), 2015, 34-38.
- Blinder, A. S., “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *Journal of Human Resource*, 8(4), 1973, 436-455.
- Caudroit, J., Stephan, Y., Clalabaev, A., and Scanff, C. L., “Subjective Age and Social-Cognitive Determinants of Physical Activity in Active Older Adults”, *Journal of aging and physical activity*,

- 20(4), 2012, 484-496.
- Cerino, E., & Leszczynski, J., Investigating subjective age, level of activity, and depressive symptoms in older adults. *Psi Chi Journal of Psychological Research*, 20(4), 2015, 208-216.
- Drydakis, N., MacDonald, P., Chiotis, V., & Somers, L., "Age discrimination in the UK labour market. Does race moderate ageism? An experimental investigation", *Applied economics letters*, 25(1), 2018, 1-4.
- Duncan, C., & Loretto, W., "Never the right age? Gender and age based discrimination in employment", *Gender, Work & Organization*, 11(1), 2004, 95-115.
- Fairlie, R. W., "The Absence of the African-American Owned Business: An Analysis of the Dynamics of Self-Employment", *Journal of Labor Economics*, 17(1), 1999, 80-108.
- Fairlie, R. W., "An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models", *Journal of Economics and Social Measurement*, 30(4), 2005, 305-316.
- Glover, I., & Branine, M., "Ageism and the labour process: towards a research agenda". *Personnel Review*, 26(4), 1997, 274-292.
- Hagestad, G. O., & Uhlenberg, P., "The social separation of old and young: A root of ageism". *Journal of social issues*, 61(2), 2005, 343-360.
- Maddala, G. S., "Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics", Cambridge University Press, 1983.
- Oaxaca, R., "Male-Female Wage Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials" *Journal of Econometrics*, 61(1), 1973, 5-21.
- Peeters, M., van Emmerik, H., Kooij, D., de Lange, A., Jansen, P., & Dijkers, J., "Older workers' motivation to continue to work: five meanings of age", *Journal of managerial psychology*, 23(4), 2008, 364-394.
- Powers, D. A., Pullum, T. W., "Multivariate Decomposition for Nonlinear Model", University of Texas at Austin, 2006.
- Powers, D. A., Yohioka, H., and Yun, M. S., "mvdcmp: Multivariate Decomposition for Nonlinear response models", *The Stata Journal*, 11, November 4, 2011, 556-576.
- Radl, J., "Too old to work, or too young to retire? The pervasiveness of age norms in Western Europe", *Work, employment and society*, 26(5), 2012, 755-771.
- Riach, P. A., & Rich, J., "An experimental investigation of age discrimination in the English labor market", *Annals of Economics and Statistics/Annales d'Économie et de Statistique*, 2010, 169-185.
- Roscigno, V. J., Mong, S., Byron, R., & Tester, G., "Age discrimination, social closure and employment", *Social Forces*, 86(1), 2007, 313-334.
- Wachter, S. M., Megbolugbe, I. F., "Racial and Ethnic Disparities in Homeownership", *Housing Policy Debate* 3(2), 1992, 333-370.